

**REPUBLIKA E SHQIPËRISË**  
**UNIVERSITETI POLITEKNIK I TIRANËS**  
**FAKULTETI I INXHINIERISË MATEMATIKE DHE INXHINIERISË FIZIKE**  
**DEPARTAMENTI I INXHINIERISË MATEMATIKE**

## **TEZË DISERTACIONI**

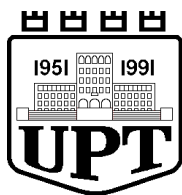
Për marrjen e gradës shkencore doktor

**TEMA: “ANALIZA E KOVARIANCËS ME ALGORITME  
STATISTIKORE”**

Punoi:  
**M.Sc. Agron Gjana**

Udhëheqësi Shkencor:  
**Prof. Asoc. Dr. Sandër Kovaçi**

Tiranë 2022



**UNIVERSITETI POLITEKNIK I TIRANËS**  
**FAKULTETI I INXHINIERISE MATEMATIKE DHE INXHINIERISE FIZIKE**  
**DEPARTAMENTI I INXHINIERISE MATEMATIKE**

## **Disertacion**

Paraqitur nga

**M.Sc. Agron Gjana**

Për marrjen e gradës shkencore doktor

Programi i studimit: **Kërkime Operacionale dhe Statistikë**

**Tema: « Analiza e kovariancës me algoritme statistikore »**

Udhëheqës Shkencor: **Prof. Asoc. Sandër KOVAÇI**

Mbrohet më dt. 30 / 03 / 2022 / para jurisë:

<b>Prof. Dr. Akli FUNDO</b>	<b>Kryetar</b>
<b>Prof.Dr. Luela PRIFTI</b>	<b>anëtar (oponent)</b>
<b>Prof.Dr. Valentina SINAJ</b>	<b>anëtar (oponent)</b>
<b>Prof.Dr. Kostaq HILA</b>	<b>anëtar</b>
<b>Prof. Dr. Shpëtim SHEHU</b>	<b>anëtar</b>

*Dedikuar departamentit të Inxhinierisë Matematike (DIM)*

## PËRMBLEDHJE

*Metodat statistikore përbëjnë një nga mjetet më të zbatueshme të matematikës për studimin e proceseve në shkencat natyrore-fizike dhe ato ekonomiko-tekniko-inxhinierike.*

*Duke përdorur analiza klasike përshkruese të statistikes dhe mjete ndihmëse, ne mblodhëm njohuri të rëndësishme për seritë kohore, nepermjet të cilave studiuam rastet e reja pozitive të regjistruara të covid -19 në Shqipëri.*

*Ne kemi vërejtur se shpërndarja e rasteve të reja ditore është jo-stacionare dhe zakonisht ka një sjellje të ligjit të fuqisë në zonën e incidencës së ulët dhe një kurbë këmbanë për pjesën e mbetur të intervalit të incidencës. Këtë konstatim e cilësuam si dinamikë intenzive treguese dhe si dëshmi se deri tani nuk është arritur imuniteti i dëgjuar. Duke paralelizuar mekanizmat e lidhjes preferenciale përgjegjëse për një shpërndarje të ligjit të fuqisë në grafikët social gjetkë, ne shpjegojmë shpërndarjen e ulët ditore të incidencës si rezultat i grumbullimeve të pakujdesshme të njerëzve. Për më tepër, shpërndarja në formë këmbane e vërejtur për rastet e reja ditore të larta është argumentuar si rezultat i konkurrencës midis përparimeve të sëmundjes dhe masave kufizuese. Shpërndarja është mjaft e lëmuar, që do të thotë se menaxhimi është vendosur në mënyrë të përshtatshme. Kjo sjellje vërehet edhe për dy vendet fqinje Greqinë dhe Italinë, por nuk është vërejtur për Turqinë, Serbinë dhe Maqedoninë e Veriut.*

*Më pas, është përdorur analiza multifraktale për të konkluduar në lidhje me tiparet që lidhen me heterogjenitetin e të dhënave. Ne kemi identifikuar sjelljen e vetëorganizimit të pranisë lokale në disa intervale të veçanta kohore. Formalisht dhe empirikisht ne kemi identifikuar se grupi i plotë i të dhënave përmban dy regjime të përfunduara tashmë, të ndjekura nga një i tretë që filloi në korrik 2021. Nga analiza e shkallës makro bazuar në shpërndarjen, rezultoi se sistemi karakterizohet nga një shpërndarje dypjesëshe. Incidencat e ulëta i përkasin një ligji të fuqisë, ndërsa më e larta i përket një shpërndarjeje këmbanë që është e përshatur mirë me një format q-gaussian.*

*Gjithashtu në punim kemi marrë në shqyrtim studimin e serisë së kursit të këmbimit për rastin specifik ku tregu financiar formal nuk është aktiv. Në këto situata do të na interesonte paralelizimi i kursit të këmbimit me indekset financiare për një treg financiar të stabilizuar. Vërehet se stacionariteti i shpërndarjes për një pjesë të kursit të këmbimit të valutave të tregtuara në vend ndryshon ndjeshëm.. Më tej, ne kemi shqyrtuar dhe evidentuar distancat e korrelacionit dhe pangjashmërinë midis kurseve të këmbimit të monedhave kombëtare kundrejt euros dhe dollarit dhe çmimeve të artë. Rezultoi se dy kurse këmbimi kanë distanca të ndryshme nga çmimi i artë i marrë për referencë. Distanca e korrelacionit ndërmjet serive të kthimeve në periudha të ndryshme ka evidentuar se nuk ka një sjellje të rregullt në këtë drejtim.*

*Statistikat e përgjithshme të shtrira në periudhën e vëzhgimit 2008,2021 janë jostacionare për secilën nga seritë e konsideruara. Shpërndarja më e mirë e përshtatur është q-Gaussian. Për periudhat e lokalizuara ka shenja të korrelacionit të serive semestrare. Distancat euklidiane ndërmjet çdo çifti luhaten me shpejtësi në fillim të intervalit kohor dhe relaksohen në një vlerë të konsiderueshme në periudhën 2010-2014. Më pas, kursi i këmbimit Paund/Lek fillon të rrisë distancën nga Euro/Lek dhe i njëjti model takohet për luhatshmëritë përkatëse. Seritë karakterizohen nga një shkallë diskrete e pandryshueshmërisë dhe trendet e tyre përshtatet mirë me një formë log-periodike. Seritë janë multifraktale dhe shumë veti që lidhen me multifraktalitetin mund të përshkruhen nga analiza multifraktale.*

*Në punim, ne do të vlerësojmë dhe krahasojmë performancën e studentëve në internet dhe klasat konvencionale. Mostrat në studim janë studentë të kursit bachelor , në Universitetin Politeknik të Tiranës. Grupet ndahen në dy; një grup përdori mësimin online ndërsa grupi tjetër përdori mësimin konvencional në klasë. Të dy grupet përfunduan nga dy teste, i pari në fillim dhe i dyti në fund të semestrit. Analiza e Kovariancës (ANCOVA) u krye për të përcaktuar nëse kishte dallime domethënëse në rezultatet mesatare të testeve të dyta, duke pasur si kovariate rezultatet e testit të parë. Të dy grupet kanë ndjekur të njëjtin kurs, bachelor në Statistika.*

*t-testi u krye për te verifikuar rezultatet e testit të parë për rezultatete ne klasë dhe online nese janë të barabarta.*

*t-testi tregoi se grupet kanë mesatare të barabarta, ( $0.664 > 0.05$ ).*

*Testi i dytë u administrua në fund të semestrit të parë. ANCOVA me SPSS u aplikua për të verifikuar ndikimin e mësimdhënies dhe të nxënit online në performancën e nxënësve, duke krahasuar rezultatet e testit të dytë për klasën dhe grupet online, duke pasur si bashkëvariante rezultatet e testit të parë.*

*Rezultatet tregojnë se mjediset mësimore dhe mediimi mësimor kanë pak ndikim në të nxënit e nxënësve. Mungesa e dallimit domethënës midis dy mënyrave të procesit mësimor dhe ndikimi në performancën e nxënësve mes dy grupeve tregon efektivitetin e internetit si mjet i procesit mësimor.*

*Meqenëse metoda tradicionale është përdorur për një kohë të gjatë dhe është studiuar dhe analizuar mirë dhe efektiviteti i saj është evident, fokusi në këtë artikull ishte vlerësimi i rëndësisë së internetit si një mjet i mësimdhënies dhe të nxënit.*

*Kombinimi i të dyja metodave do të prodhonte një proces më efektiv për një shkollë më të suksesshme. Nga njëra anë, mësimdhënia në klasë do të përdorte përfitimet e shkollës tradicionale, shpërndarjen e drejtpërdrejtë të përmbajtjes së lëndës, nga ana tjetër, studentët do të përdornin materiale shtesë nga interneti, duke kryer projekte të ndryshme, biseda, konferenca, prezantime të idetë dhe detyrat e kryera, duke u vendosur kështu në një pozicion më të lirë, më të pavarur dhe më produktiv. Gjate punimit jane analizuar rezultatet e studentëve në vitin e parë bachelor të Universitetit Politeknik të Tiranës, Fakulteti i Inxhinierisë Elektrike, në programin Calculus. Ndryshimet do të vlerësohen duke aplikuar analiza statistikore, t-test, ANOVA dhe ANCOVA.*

*Janë kryer analiza krahasuese për të verifikuar nëse ka dallime domethënëse në arritjet akademike të studentëve për sa i përket gjinisë dhe faktorëve kombëtarë, apo faktorëve të tjerë, për shkak të seriozitetit të problemit në shumë vende. Rezultatet kanë treguar se arritjet akademike të nxënësve të shkollave të mesme dhe të universiteteve nuk ndryshonin për sa i përket gjinisë; ndersa disa studime kanë treguar se ka dallime në lidhje me faktorët kombëtarë ose faktorë të tjerë..*

*Disa nga faktorët kryesorë janë; aftësitë personale, përkushtimi, vëmendja, prejardhja familjare, lloji i shkollës, motivimet, qëllimi, etj.*

*Eshte e dobishme të krijohet një bazë të dhënash e performancës së nxënësve në të gjitha nivelet e sistemit arsimor, për studim, analizim të problemeve, tendencave, konkluzioneve etj.*

***Fjalë kyçe: metodat statistikore, seri kohore, ligj probabiliteti, ligj Gaussian, distancat e koelacionit, interval kohor, forma log-periodike, seri multifraktale, t-testi, regresi linear, ANOVA, ANCOVA, algoritmi SPSS.***

## ABSTRACT

*Statistical methods constitute one of the most applicable tools of mathematics for the study of processes in natural-physical sciences and economic-technical-engineering.*

*Using classical descriptive statistics analysis and aids, we gathered important knowledge about time series, through which we studied the new positive cases registered of covid -19 in Albania.*

*We have observed that the distribution of new daily cases is non-stationary and usually has a power law behavior in the low incidence zone and a bell curve for the remainder of the incidence interval. We described this finding as an intense indicator dynamic and as evidence that the heard immunity has not been achieved so far. By paralleling the preferential linkage mechanisms responsible for a distribution of power law across social graphs elsewhere, we explain the low daily distribution of incidence as a result of careless crowding of people. Moreover, the bell-shaped distribution observed for new high daily cases has been argued as a result of competition between disease progression and restrictive measures. The distribution is quite smooth, which means that the management is set up appropriately. This behavior is also observed for the two neighboring countries Greece and Italy, but it is not observed for Turkey, Serbia and Northern Macedonia. Subsequently, multifractal analysis was used to conclude about the features related to data heterogeneity. We have identified the behavior of local presence self-organization at several specific time intervals. Formally and empirically we have identified that the complete data set contains two already completed regimes, followed by a third that started in July 2021.*

*From the macro scale analysis based on distribution, it resulted that the system is characterized by a two-part distribution. The lowest incidence belongs to a law of power, while the highest belongs to a bell distribution that is well suited to a  $q$ -Gaussian format.*

*Also in the paper we have considered the study of the exchange rate series for the specific case where the formal financial market is not active. In these situations we*



would be interested in paralleling the exchange rate with financial indices for a stable financial market. It is noted that the stationary distribution for a part of the exchange rate of currencies traded in the country varies significantly. Further, we have examined and identified the correlation distances and the dissimilarity between the exchange rates of national currencies against the euro and the dollar and gold prices. . It turned out that the two exchange rates have different distances from the gold price taken for reference. The correlation distance between series of returns in different periods has evidenced that there is no regular behavior in this regard.

The general statistics spread over the observation period 2008,2021 are non-stationary for each of the considered series. The best adapted distribution is  $q$ -Gaussian. For localized periods there are signs of correlation of semester series. The Euclidean distances between each pair fluctuate rapidly at the beginning of the time interval and relax to a considerable value in the period 2010-2014. Then, the Pound / Lek exchange rate starts to increase the distance from Euro / Lek and the same pattern meets for the respective fluctuations. The series are characterized by a discrete degree of immutability and their trends fit well with a log-periodic form. The series are multifractal and many properties related to multifractality can be described by multifractal analysis.

In the paper, we will evaluate and compare online student performance and conventional classrooms. The samples in the study are bachelor students at the Polytechnic University of Tirana. The groups are divided into two; one group used online learning while the other group used conventional classroom learning. Both groups completed two tests, the first at the beginning and the second at the end of the semester. Covariance Analysis (ANCOVA) was performed to determine if there were significant differences in the mean results of the second tests, having as covariates the results of the first test. Both groups have attended the same course, bachelor in Statistics.

The  $t$ -test was performed to verify the results of the first test for results in the classroom and online if they are equal.

*t*-test showed that the groups have equal means, ( $0.664 > 0.05$ ).

The second test was administered at the end of the first semester. ANCOVA with SPSS was applied to verify the impact of online teaching and learning on student performance, comparing the results of the second test for the class and online groups, with the results of the first test as covariates.

The results show that learning environments and learning medium have little impact on student learning. The lack of significant difference between the two ways of the learning process and the impact on student performance between the two groups shows the effectiveness of the Internet as a tool of the learning process.

Since the traditional method has been used for a long time and has been well studied and analyzed and its effectiveness is evident, the focus in this article was to assess the importance of the internet as a tool of teaching and learning.

Combining both methods would produce a more effective process for a more successful school. On the one hand, classroom teaching would use the benefits of the traditional school, direct distribution of course content, on the other hand, students would use additional materials from the internet, conducting various projects, talks, conferences, presentations of ideas and tasks performed, thus being placed in a freer, more independent and more productive position.

During the work are analyzed the results of students in the first year bachelor of the Polytechnic University of Tirana, Faculty of Electrical Engineering, in the program Calculus. Changes will be assessed by applying statistical analysis, *t*-test, ANOVA and ANCOVA.

Comparative analyzes have been performed to verify whether there are significant differences in student academic achievement in terms of gender and national factors, or other factors, due to the seriousness of the problem in many countries. The results showed that the academic achievements of high school and university students did not differ in terms of gender; while some studies have shown that there are differences in relation to national or other factors ..

Some of the key factors are; personal skills, commitment, attention, family background, type of school, motivations, purpose, etc.

*It is useful to create a database of student performance at all levels of the education system, for study, analysis of problems, trends, conclusions, etc.*

***Key words: statistical methods, time series, probability law, Gaussian law, correlation distances, time interval, log-periodic forms, multifractal series, t-test, linear regression, ANOVA, ANCOVA, SPSS algorithm.***

# PËRMBAJTJA E LËNDËS

<b>PËRMBLEDHJE</b> .....	<b>4</b>
<b>ABSTRACT</b> .....	<b>8</b>
<b>LISTA E TABELAVE:</b> .....	<b>15</b>
<b>LISTA E FIGURAVE:</b> .....	<b>16</b>
<b>HYRJE</b> .....	<b>17</b>
<b>ANALIZA E KOVARIANCËS ME ALGORITME STATISTIKORE</b> .....	<b>17</b>
<b>KAPITULLI 1</b> .....	<b>18</b>
<b>REGRESI LINEAR</b> .....	<b>18</b>
1.1 Hyrje .....	18
1.2 Modeli i regresit të thjeshtë linear .....	18
1.2.1 Vlerësimi i parametrave .....	19
1.3 Aplikim i regresit .....	20
1.3.1 Formimi i modelit dhe vlerësimi i parametrave .....	20
1.4 Përfundime .....	21
<b>KAPITULLI 2</b> .....	<b>22</b>
<b>ANALIZA E VARIANCËS (ANOVA)</b> .....	<b>22</b>
2.1 Hyrje në analizën e variancës. ....	22
2.2 Kontrolli i barazisë të t mesatareve dhe krahasimet e shumëfishta. ....	25
2.2.1. Vlerësimi i variancës midis zgjedhjeve.....	28
2.2.2. Vlerësimi i variancës brenda zgjedhjeve.....	28
2.2.3. Krahasimi i vlerësimeve të variancës, kriteri F.....	29
2.3. Tabela e analizës së variancës ose tabela ANOVA. ....	29
2.4. Metoda krahasimesh .....	31
2.4.1. Ndryshimi më i vogël i rëndësishëm (NVR) i Fisherit. ....	31
2.5 Modelet e blloqeve të rastit.....	34
2.5.1 Procedura ANOVA për modelin e blloqeve të rastit.....	34
2.6 Përfundime .....	37

<b>KAPITULLI 3.....</b>	<b>38</b>
<b>ANALIZA E KOVARIANCËS (ANCOVA).....</b>	<b>38</b>
3.1 Hyrje në ANCOVA .....	38
3.2 Dallimi midis ANOVA dhe ANCOVA .....	41
3.3 Përfundime.....	42
<b>KAPITULLI 4.....</b>	<b>43</b>
<b>DISA ZBATIME TË ANOVA DHE ANCOVA DUKE PËRDORUR</b>	
<b>ALGORITMET STATISTIKORE.....</b>	<b>43</b>
4.1 Analiza e korrelacionit të serive të të dhënave të përditshme të rasteve të reja COVID-19 në Shqipëri. ....	43
4.1.1 Hyrje.....	43
4.1.2 Një koment për zbatimin e modelit përcaktues për një rast specifik. ....	45
4.1.3 Metodat përshkruese të përdorura për analizimin e serive të të dhënave të rasteve të reja ditore për përhapjen e Covid-19.....	46
4.1.4 Analiza përshkruese për rastin e ri COVID në Shqipëri .....	50
4.1.5 Analiza EMD për serinë e të dhënave Covid në Shqipëri.....	54
4.1.6 Përfundime .....	61
4.2 Karakteristikat e përgjithshme të kursit të këmbimit të parasë kombëtare kundrejt disa valutave të huaja në Shqipëri.....	62
4.2.1 Hyrje.....	62
4.2.2 Mbi karakteristikat e kursit të këmbimit dhe procedurat analitike të përdorura në këtë punim .....	63
4.2.3 Karakteristikat e përgjithshme dhe masat e kursit të këmbimit Lek/USD/EURO dhe çmimi i arit .....	68
4.2.4 Analiza multifraktale dhe trendi afatgjatë i serisë së kursit të këmbimit Lek/Euro/USD.....	74
4.2.5 Përfundime .....	77
4.3 Klasa tradicionale dhe virtuale. Krahasimi i rezultateve të studentëve me përdorimin e ANCOVA.....	77
4.3.1 Hyrje.....	77
4.3.2 Materiale dhe metoda .....	82
4.3.3 Përfundime .....	87
4.4 Ecuria e studentëve të universitetit dhe faktorët e shkollave të mesme. Analizat statistikore dhe ANCOVA .....	89
4.4.1 Hyrje.....	89

4.4.2 Materialet dhe metodat.....	93
4.4.3 Përfundime .....	107
<b>PËRFUNDIME- REKOMANDIME .....</b>	<b>109</b>
<b>BIBLIOGRAFIA .....</b>	<b>112</b>

## LISTA E TABELAVE

Tabela 1. 1 Të dhënat përkatëse për shembullin .....	20
Tabela 2. 1 Rezultatet e vrojtimit .....	26
Tabela 2. 2 Tabela e analizës së variancës .....	30
Tabela 2. 3 Modeli i blloqeve të rastit për mënyrën e ngrohjes .....	34
Tabela 2. 4 Tabela ANOVA për modelin e blloqeve të rastit .....	35
Tabela 2. 5 Tabela ANOVA për modelin e blloqeve të rastit (për mënyrat e ngrohjes)..	36
Tabela 4. 1 Koeficienti i korrelacionit Pearson për seritë e pjeshme për periudhën e gjysmës së vitit. ....	71
Tabela 4. 2 Koeficienti i korrelacionit Pearson për seritë e pjeshme për periudhën e gjysmës së vitit. ....	72
Tabela 4. 3 Rezultatet e testit 1 në klasë dhe online, analiza përshkruese .....	85
Tabela 4. 4 Histograma, online, testi 2 .....	86
Tabela 4. 5 t-test për rezultatet e testit T 1 .....	86
Tabela 4. 6 ANCOVA. Krahasimi i mesatareve të T2, me kovariate T1. ....	87
Tabela 4. 7 Statistika descriptive për testin e Maturës dhe Kalkulus, (Excel 2016).....	97
Tabela 4. 8 Testi i shpërndarjes normale, Matura, Kalkulus. ....	97
Tabela 4. 9 testi i shpërndarjes normale, Matura, Kalkulus, grupet 1,2 .....	98
Tabela 4. 10 T-Test me zgjedhje të pavarura, SPSS .....	104
Tabela 4. 11 Krahasimi i rezultateve të testit Kalkulus, grupi 1= vajza, grupi 2= djem	105
Tabela 4. 12 Statistikat e T-test të zgjedhjeve të çiftëzuara, rezultatet e testeve të Maturës dhe Kalkulus. ....	106
Tabela 4. 13 Testi Levene për barazinë .....	106
Tabela 4. 14 Testi ANCOVA .....	107

## LISTA E FIGURAVE

Figura 4. 1 Seritë kohore për 6 shtete .....	51
Figura 4. 2 Ndryshimi i variancës sipas kohës .....	51
Figura 4. 3 Modelet e autokorrelacionit për seritë Covid në Shqipëri dhe 5 vende të tjera fqinje.....	52
Figura 4. 4 Modalitetet e IMF-së për gjashtë seri. Seritë për Shqipërinë dhe Greqinë kanë nevojë për 11 IMF. ....	55
Figura 4. 5 Trendi nga IMF-ja e fundit.....	56
Figura 4. 6 Spektri i fuqisë për seritë e të dhënave.....	58
Figura 4. 7 Shpërndarja e rasteve të reja ditore për disa vende fqinje të Shqipërisë.....	60
Figura 4. 8 Shpërndarja e luhatjeve dhe q-Gaussians përshtatur me to.....	70
Figura 4. 9 Llogaritja e distancave për çdo javë.....	73
Figura 4. 10 Trendi afatgjatë LP i serisë .....	75
Figura 4. 11 EkspONENTI I PËRGJITHËSUAR Hurst për kurset e këmbimit në Shqipëri.....	76
Figura 4. 12 Histograma, në klasë, testi 1 .....	84
Figura 4. 13 Histograma, online, testi 1 .....	84
Figura 4. 14 Histograma, në klasë, testi 2 .....	85
Figura 4. 15 Histograma, online, testi 2 .....	85
Figura 4. 16 Rezultatet e Maturës, Histograma dhe grafiku Q-Q i normales.....	98
Figura 4. 17 Rezultatet e Kalkulus, Histograma dhe grafiku Q-Q i normales .....	98
Figura 4. 18 Rezultatet e Maturës, grupi 1, Histograma dhe grafiku Q-Q i normales	99
Figura 4. 19 Rezultatet e Maturës, grupi 2, Histograma dhe grafiku Q-Q i normales .	99
Figura 4. 20 Rezultatet e Kalkulus, grupi 1, Histograma dhe grafiku Q-Q i normales .....	100
Figura 4. 21 Rezultatet e Kalkulus, grupi 2, Histograma dhe grafiku Q-Q i normales .....	100



## **HYRJE**

### **ANALIZA E KOVARIANCËS ME ALGORITME STATISTIKORE**

Në punimin me temë “Analiza e kovariancës me algoritme stasistikore” shtrohet problemi i zbatimit në mënyrë efektive të metodave dhe algoritmeve statistikore. Në të janë të përfshirë katër kapituj me disa nënkapituj përkatës.

Në kapitullin e parë trajtohet modeli i regresit linear si bazë për hyrjen në analizën e variancës dhe të kovariancës.

Në kapitullin e dytë trajtohet analiza e variancës (ANOVA) duke përshkruar teorinë e kontrollit të barazisë të t mesatareve, dhe vlerësimin e variancës midis zgjedhjeve si dhe brenda zgjedhjeve dhe krahasimin e këtyre vlerësimeve të variancës, procedura të krahasimeve të shumëfishta, si dhe ndryshimin midis gabimeve etj, të ilustruara me shembuj.

Në kapitullin e tretë trajtohet hyrja në analizën e kovariancës (ANCOVA), të përbashkëtat dhe dallimet midis ANOVA dhe ANCOVA.

Në kapitullin e katërt (të fundit) janë trajtuar katër zbatime:

- 1- Analiza e korrelacionit të serive të të dhënave të përditshme të rasteve të reja COVID-19 në Shqipëri.
- 2- Karakteristikat e përgjithshme të kursit të këmbimit të parasë kombëtare kundrejt disa valutave të huaja në Shqipëri.
- 3- Klasa tradicionale dhe virtuale. Krahasimi i rezultateve të studentëve me përdorimin e ANCOVËS.
- 4- Ecuria e studentëve të universitetit dhe faktorët e shkollave të mesme.  
Analizat statistikore dhe ANCOVA.

Në të katër zbatimet është shfrytëzuar teoria e sipërpërmendur duke përdorur algoritmet statistikore.

Objektivi dhe qëllimi i studimit është zbatimi i metodave statistikore dhe përvetësimi i sa më shumë algoritmeve në zbatim të statistikës.

# KAPITULLI 1

## REGRESI LINEAR

### 1.1 Hyrje

Regresi (regresi linear dhe lloje të tjera regresesh) , analiza e variancës dhe analiza e kovariancës (ANOVA , ANCOVA) janë ndoshta metodat më të shpeshta të analizave statistikore. Një arsye për aplikimet e shpeshta të regresit dhe analizës së variancës (ANOVA) është se ato janë shumë të përshtatshme për shumë lloje të ndryshme të projektimit të studimit dhe lloje të ndryshme eksperimentesh. Llojet e regresit dhe ANOVA zbatohen për të gjitha tipet e të dhënave të prodhuara, të dhëna eksperimentale, gjysmë-eksperimentale dhe jo- eksperimentale.

Barazimi i cili jep lidhjen ndërmjet ndryshores së pavarur dhe një ndryshoreje të varur na jep kuptimin e regresit të thjeshtë linear. Krahas regresit të thjeshtë jepet dhe kuptimi i regresit të shumefishtë. Nqs lidhja ndërmjet ndryshoreve është lineare, atëherë kemi të bejmë me regres linear.

### 1.2 Modeli i regresit të thjeshtë linear

$$y = \alpha_0 + \alpha_1 x + \varepsilon$$

$\alpha_0$ : prerja e drejtëzës me boshtin y

$\alpha_1$ : prirja e drejtëzës

$\varepsilon$ : gabimi

Termi  $\varepsilon$  tregon ndryshimin e rastësishëm të të dhënave, për arsye se mund të ketë ndryshore të pavarura që nuk merren në shqyrtim.  $\alpha_0$  dhe  $\alpha_1$  janë parametrat e llogaritura nga popullsia.

Në qoftë se vlerat  $\alpha_0$  dhe  $\alpha_1$  nuk njihen, atëherë duke marrë një mostër nga popullimi përdoren  $\hat{\alpha}_0$  dhe  $\hat{\alpha}_1$  si parametra vleresimi.

$$\hat{y} = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 x$$

### 1.2.1 Vlerësimi i parametrave

Vlerësimi i parametrave në analizën e regresit linear bëhet duke përdorur teknikën e katorëve më të vegjël. Qëllimi është që të gjenden distancat e pikave të paraqitura në diagramin e shpërndarjes dhe minimizimi total i tyre. Ky funksion do të jetë gjithmonë zero në analizën e regresit.

$$\sum (y_i - \hat{y}_i) = 0$$

Gjejmë totalin e katorit të gabimit (devijimi nga ekuacioni i regresit), krijohet një

funksion i ri.

$$\min \sum (y_i - \hat{y}_i)^2 = \min \sum (y_i - \hat{a}_0 - \hat{a}_1 x_i)^2$$

Vlerat e parashikuara  $\alpha_0$  dhe  $\alpha_1$  merren nga vlerat optimale  $\hat{a}_0$  dhe  $\hat{a}_1$ , të cilat minimizojnë funksionin. Gjejmë vlerat të cilat anullojnë derivatin e pjesëshëm.

$$\frac{\partial}{\partial \hat{a}_1} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{a}_0 - \hat{a}_1 x_i)^2 = 0 \Rightarrow$$

$$\hat{a}_1 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})}$$

$$\frac{\partial}{\partial \hat{a}_0} \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{a}_0 - \hat{a}_1 x_i)^2 = 0 \Rightarrow$$

$$\hat{a}_0 = \bar{y} - \hat{a}_1 \bar{x}$$

Ku  $x_i$ : vrojtimi “*i-të*” i ndryshores së pavarur,  $\forall i = \overline{1, n}$ .

$y_i$ : vrojtimi “*i-të*” i ndryshores së varur,  $\forall i = \overline{1, n}$ .

$\bar{x}$ : mesatarja e mostrës të ndryshores së pavarur

$\bar{y}$ : mesatarja e mostrës të ndryshores së varur

### 1.3 Aplikim i regresit

Janë pyetur 20 persona për të gjetur lidhjen ndërmjet të ardhurave mujore dhe shpenzimeve mujore për veshmbathje të shprehura për 100 \$ dhe të dhënat jepen në tabelën e mëposhtme:

*Tabela 1. 1 Të dhënat përkatëse për shembullin*

Nr.	Shpenzimet për veshmbathje (100 \$)	Të ardhurat (100 \$)	Nr.	Shpenzimet për veshmbathje (100 \$)	Të ardhurat (100 \$)
1	8	36	11	14	52
2	11	44	12	11	44
3	5	20	13	12	46
4	9	36	14	9	37
5	4	16	15	8	36
6	7	28	16	7	24
7	6	24	17	8	28
8	7	24	18	8	34
9	7	28	19	8	35
10	7	32	20	7	28

#### 1.3.1 Formimi i modelit dhe vlerësimi i parametrave

Modeli:  $y = \alpha_0 + \alpha_1 x + \varepsilon$

Ekuacioni i regresit do të jetë kështu:  $\hat{y} = \hat{a}_0 + \hat{a}_1 x$

$x$  = të ardhurat

$y$  = shpenzimet

Bazuar mbi formulat e mësipërme gjejmë se  $\hat{a}_0 = 0.215$ ,  $\hat{a}_1 = 0.24$ , dhe ekuacioni është

$$\hat{y} = 0.215 + 0.24x$$

#### 1.4. Përfundime

$\hat{a}_0$  është vlera e paras e ndryshores së varur kur  $x = 0$ . Me qenë se  $\hat{a}_0 = 0.215$ , do të thotë se nese të ardhurat janë zero, atehere shpenzimet do jene 21.5 dollare.

Në qoftë se  $\hat{a}_1$  është pozitiv, kjo do të thotë që me rritjen e  $x$  rritet dhe  $y$ , kjo quhet lidhje pozitive lineare. E kundërta ndodh kur  $\hat{a}_1$  është negativ.

Koeficienti i regresit është  $\hat{a}_1$ , i cili me rritjen e një njësie në  $x$  paraqet shumen e ndryshimeve ne  $y$ . Nga ekuacioni kuptojmë që në qoftë se rrisim më 1 dollar të ardhurat, atëherë shpenzimet do të rriten me 0.24\$.

## KAPITULLI 2

### ANALIZA E VARIANCËS (ANOVA).

#### 2.1 Hyrje në analizën e variancës.

Teknika statistikore që quhet analiza e variancës, ose shkurt ANOVA, përdoret për kontrollin e njëkohshëm të hipotezës për tërësinë e barazisë së mesatareve.

Analiza e variancës, përdoret për të testuar hipotezën nëse ka një ndryshim ndërmjet dy ose më shumë mesatareve. T-testi mund të përdoret gjithashtu për të testuar një ndryshim domethënës midis dy mesatareve, por në rastet e krahasimit të më shumë se dy mesatareve, testi t mund të krijojë probleme, në rastin e tre ose më shumë mesatareve, kjo metodë do të çojë në një rritje të gabimit të llojit të parë.

Sa më shumë të jenë grupet që do të krahasohen nga t testi , aq më i madh do të jetë gabimi i llojit të parë. Analiza e variancës mund të përdoret me sukses për të krahasuar më shumë se dy mesatare pa rritur nivelin e gabimit të llojit të parë.

Variabli i tretë, i cili përfshihet në analizën ANOVA, quhet kovariat. Fillimisht zbatohet procedura e regresionit, më pas metoda e analizës së variancës mbi vlerat e korrigjuara. Në këtë mënyrë, bëhet një korrigjim për marrëdhënien lineare midis ndryshores së varur dhe kovariatit. Në fund të kësaj, gabimi i variancës zvogëlohet dhe diferencat midis grupeve mund të zbulohen duke patur parasysh dallimet e tjera midis të dhënave.

Analiza e kovariancës është një metodë statistikore shumë e dobishme dhe efikase në rastet kur plotësohen supozimet :

Ndryshorja e varur dhe kovariati ose kovariatet duhet të maten në një shkallë të vazhdueshme (interval ose raport). Shembuj të variablave të tillë janë koha, rezultatet e testit, lartësia ose pesha, e kështu me radhë.

Variablat e pavarur duhet të përbëhet nga dy ose më shumë grupe kategorike, të pavarura. Shembuj të variablave të tillë janë gjinia , niveli i aktivitetit fizik

(aktiviteti i lartë, aktiviteti mesatar, i ulët) , pozicioni i punës (punëtor, menaxher, administratë) etj.

Grupet nuk duhet të kene elementë të përbashkët.

Nuk duhet të ketë vlera extreme. Extremet kanë efekt negativ në ANCOVA, ato ulin vlefshmërinë e rezultateve. Për fat të mirë, këto vlera mund të zbulohen dhe të eliminohen duke përdorur softuerin SPSS.

Vlerat e variablave duhet të kenë shpërndarje normale, ose përafërsisht normale. Testi i normalitetit mund të kryhet duke përdorur SPSS.

Duhet të arrihet gjithashtu homogjeniteti i variancave. Kjo mund të kontrollohet duke përdorur testin e Levene për homogjenitetin e variancave në SPSS.

Regresi i kovariatit duhet të jete paralel me regresin e variablit të varur. Ky supozim mund të testohet në Statistikat e SPSS duke vizatuar drejtezat e regresit të ndryshores së varur dhe ndryshores së pavarur.

Sikurse theksuam më lart, thelbi i analizës së variancës është kontrolli i hipotezës të barazisë së mesatareve për të tëra popullimet. Shënojmë me  $\mu_i$  rezultatin mesatar për popullimin e "i". Në këto raste vlerat reale  $\mu_i$  janë të panjohura.

Shtrojmë hipotezat:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_i$$

$H_a$ : Ka mesatare të popullimeve jo te barabarta .

Do të marrim në konsideratë hamendësimet e poshtëshënuara:

- Në çdo popullim ndryshorja ose variabli që shqyrtohet ka shpërndarje ose ligj normal.
- Dispersioni ose varianca e ndryshores  $\sigma^2$ , të jetë e njëjtë në çdo popullim.
- Pavarësia e vrojtimeve.

Në këto kushte, në qoftë se do të supozonim se hipoteza zero është e vërtetë, atëherë të gjitha vrojtimit kanë të njëjtën shpërndarje probabilitare normale me pritje matematike ose mesatare  $\mu$  dhe me variancë  $\sigma^2$ . Është e qartë që edhe mesatarja  $\bar{x}$  do të ketë të njëjtën pritje matematike dhe variancë dhe të njëjtin ligj normal.

Ndryshimi ndërmjet mesatareve për të gjitha zgjedhjet është në përpjestim të drejtë me mesataret për të gjitha popullimet, do me thënë, sa më shumë ndryshim të kenë mesataret e zgjedhjeve aq më shumë pritet të ndryshojnë dhe mesataret e popullimeve ndërmjet tyre.

Në qoftë se variacioni ndërmjet mesatareve të zgjedhjeve është i vogël, kjo ndihmon hipotezën zero, dhe e kundërta, në qoftë se variacioni ndërmjet mesatareve të zgjedhjeve është i madh, kjo ndihmon hipotezën alternative.

Një vlerësim për variancën e popullimit  $\sigma^2$  do ta marim duke përdorur variacionin ndërmjet mesatareve të zgjedhjeve me hamendësimin që hipoteza zero është e vërtetë.

Nëse hipoteza zero është e vërtetë, atëherë mesataret e zgjedhjes janë nga shpërndarja e zgjedhjes normale. Në këtë rast mesatarja dhe varianca e mesatareve të zgjedhjes përdoren si vlerësime për mesataren dhe variancën e shpërndarjes së zgjedhjes.

Supozojme vërtetësinë e hipotezës zero, d.m.th se çdo zgjedhje vjen nga i njëjti popullim dhe ka vetëm një shpërndarje të zgjedhjes për mesataren e zgjedhjes. Për të ilustruar se çfarë ndodh në qoftë se hipoteza zero nuk është e vërtetë, le ta zëmë se mesataret e popullimeve ndryshojnë nga njëra tjetra. Meqenëse në këtë rast zgjedhjet janë marrë nga popullimi me shpërndarje normale me mesatare të ndryshme, atëherë shpërndarjet e zgjedhjeve do të jenë të ndryshme ose më saktë të zhvendosura nga njëra tjetra. Për këtë situatë mesataret e zgjedhjeve nuk do të jenë aq të afërta si në rastin kur hipoteza zero është e vërtetë. Kjo do të bëjë që edhe vlerësimi midis zgjedhjeve për variancën e përgjithshme të jetë më i madh. Pra, në



përgjithësi kur mesataret e popullimeve nuk janë të barabarta, vlerësimi midis zgjedhjeve përbën një mbivlerësim për variancën e popullimit  $\sigma^2$ .

Variacioni brenda çdo zgjedhje mund të ketë efekt në përfundimet që arrihen me analizën e variancës. Në qoftë se nga çdo popullim është kryer një zgjedhje krejt e rastit, atëherë secila nga variancat e zgjedhjes përbën një vlerësim të pazhvendosur për variancën e përgjithshme  $\sigma^2$ .

Kështu të gjitha vlerësimet e veçanta për variancën mund të kombinohen në një të tërë për të marrë një vlerësim të vetëm të përbashkët për variancën e popullimit. Vlerësimi i gjetur në këtë mënyrë për  $\sigma^2$ , d.m.th, si mesatare e variancave të zgjedhjeve të veçanta, quhet vlerësimi brenda zgjedhjeve i saj. Meqenëse çdo variancë e zgjedhjes përbën një vlerësim për variancën e përgjithshme të bazuar vetëm në variacionin brenda zgjedhjes, vlerësimi i variancës brenda zgjedhjeve nuk ndikohet nga fakti nëse mesataret e popullimeve janë ose jo të barabarta. Në rastin kur vëllimet e zgjedhjeve janë të barabarta, vlerësimi i variancës brenda zgjedhjeve mund të llogaritet si mesatare aritmetike e thjeshtë e variancave të zgjedhjeve të veçanta.

Nga sa thame, analiza e variancës bazohet në ndërtimin e dy vlerësimeve të pavarura të variancës së popullimit. Njëri nga vlerësimet bazohet në variacionin e vetë mesatareve të zgjedhjeve, kurse vlerësimi tjetër në variacionin e të dhënave përbrenda çdo zgjedhje. Duke krahasuar këto vlerësime të variancës së përgjithshme, ose më saktë duke krahasuar raportin e tyre me një koeficient normativ, do të jemi në gjendje të përcaktojmë nëse mesataret e zgjedhjeve janë ose jo të barabarta. Meqenëse metodologjia e përdorur ka të bëjë me krahasimin e dy variancave, kjo metodë perligj dhe emrin analiza e variancës.

## **2.2 Kontrolli i barazisë të t mesatareve dhe krahasimet e shumëfishta.**

Analiza e variancës mund të përdoret për kontrollin e barazisë të t mesatareve si dhe në krahasimet e shumëfishta.

Me anën e një shembulli shikojme zbatimin e metodikave të mesiperme. Duke marrë në shqyrtim shpenzimet mujore për ngrohje, me energji elektrike, dru zjarri dhe gaz për 6 familje në një lagje. Të dhënat në euro paraqiten në tabelën e mëposhtme 2.1. Kërkojmë të kontrollojmë hipotezën që rezultatet mesatare të testimit për 6 familjet nuk kanë ndryshime nga njëra tjetra. Secila nga familjet mund të konsiderohet si një popullim.

**Tabela 2. 1 Rezultatet e vrojtimit**

Shpenzimet për ngrohje (në euro)	Mesatarja	Varianca	Devijimi standard	
Me energji elektrike	34   30   40   35   39   32	35	15.2	3.89
Me dru zjarri	25   20   32   35   38   30	30	43.6	6.60
Me gaz	20   23   26   30   31   26	26	17.2	4.15

Shënojmë me  $\mu_i$  rezultatin mesatar për popullimin e "i". Meqenëse në raste të tilla vlerat reale të  $\mu_i$ , nuk njihen, qëllimi i analizës është të kontrollohet hipoteza e mëposhtme:

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$$

$H_a$ : Jo të gjitha mesataret e popullimeve janë të barabarta

Zbatimi i analizës së variancës për kontrollin e hipotezës së mësipërme mbështetet në supozimet që bëme në paragrafin e mëparshëm:

1. Variabli që shqyrtohet në secilin nga popullimet të ketë shpërndarje normale. Për rastin e shembullit që kemi marrë rezultati i vrojtimit në secilen nga menyrat duhet të ketë shpërndarje normale.

2. Varianca e variablit në shqyrtim që shënohet me  $\sigma^2$  të jete e njëjtë për secilin popullim.

3. Vrojtimet duhet të jenë të pavarura. Nga kjo rrjedh se rezultati i vrojtimit të një familje duhet të jetë i pavarur nga rezultati i vrojtimit të një familje tjetër.

Le të shënojmë me:

$x_{ij}$  - vrojtimin e i-të në zgjedhjen e j-të,

$n_j$ - numrin e vrojtimeve në zgjedhjen e j-të,

$\bar{x}_j$ - mesataren e zgjedhjes së j-të,

$s_j^2$  - variancën në zgjedhjen e j-të dhe

$s_j$ - devijimin standard në zgjedhjen e j-të.

Duke zbatuar formulat përkatëse për mesataren dhe variancën në zgjedhjen e j-të do të marrim rezultatet si më poshtë:

$\bar{x}_j = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} x_{ij}}{n_j}$  që për mënyrën e parë është 35, për të dytën 30 dhe për të tretën 26;

$s_j^2 = \frac{\sum_{i=1}^{n_j} (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}{n_j - 1}$  që për mënyrën e parë është 15.2, për të dytën 43.6 dhe për të tretën 17.2

kurse mesataren e përgjithshme të popullimit

$\bar{x} = \frac{\sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^{n_j} x_{ij}}{n_T} = 30.33$  ku  $n_T = n_1 + n_2 + \dots + n_t$

Mesatarja e popullimit mund të paraqitet edhe si mesatare e ponderuar e mesatareve të zgjedhjeve:

$$\bar{x} = \frac{\sum_{j=1}^t \bar{x}_j n_j}{n_T} = 30.33$$

### 2.2.1. Vlerësimi i variancës midis zgjedhjeve.

Katrori mesatar midis zgjedhjeve që shënohet me KMM ,quhet vlerësim mesatar midis zgjedhjeve. KMM llogaritet :

$$KMM = \frac{\sum_{j=1}^t n_j (\bar{x}_j - \bar{\bar{x}})^2}{t - 1} = \frac{SKM}{t - 1}$$

$$KMM = \frac{SKM}{t - 1} = 122.$$

SKM është shuma e katrorëve midis zgjedhjeve. Emëruesi i raportit (t-1) paraqet shkallët e lirisë të SKM. Në qoftë se hipoteza  $H_0$  është e vërtetë, KMM përbën një vlerësim të pazhvendosur për  $\sigma^2$ . Megjithatë në qoftë se mesataret e t popullimeve nuk janë të barabarta, KMM nuk është vlerësim i pazhvendosur për  $\sigma^2$ , por një vlerësim më i madh ose një mbivlerësim për të. Për të dhënat e paraqitura në tabelën 2.1 , SKM=244 dhe KMM= 122.

### 2.2.2. Vlerësimi i variancës brenda zgjedhjeve.

Vlerësimi tjetër për  $\sigma^2$  bazohet në variacionin e të dhënave të zgjedhjes brenda çdo zgjedhje. Vlerësimi i gjetur në këtë mënyrë quhet katrori mesatar brenda zgjedhjeve dhe shënohet me KMB. KMB llogaritet si:

$$KMB = \frac{SKB}{n_T - t} = \frac{\sum_{j=1}^t (n_j - 1) s_j^2}{n_T - t} = 25.33$$

Vëmë re se KMB bazohet në variacionin brenda çdo zgjedhje dhe si rrjedhojë nuk ndikohet nga fakti në se hipoteza zero është ose jo e vërtetë. Kështu KMB jep gjithnjë një vlerësim të pazhvendosur për variancën e përgjithshme. Për të dhënat e shembullit tonë marrim SKB=380 dhe KMB=25.33.

### 2.2.3. Krahasimi i vlerësimeve të variancës, kriteri F.

Dimë se për popullimin normal, vlerat e raportit të dy vlerësimeve të pavarura të variancës kanë shpërndarje F. Kështu, në qoftë se hipoteza zero është e vërtetë dhe supozimet për ANOVA-n plotësohen, atëherë shpërndarja e zgjedhjes për KMM/KMB është shpërndarje F, me numrin e shkallëve të lirisë për numëruesin të barabartë me  $t-1$  dhe numrin e shkallëve të lirisë për emëruesin  $n_T - t$ .

Raporti KMM/KMB do të tentojë të jetë më i madh se 1, nëse mesataret e popullimeve nuk janë të barabarta, sepse KMM është një mbivlerësim për variancën e popullimit. Kështu hipoteza  $H_0$  do të hidhet poshtë, në qoftë se vlera e këtij raporti është tepër e madhe. Vlera e raportit KMM/KMB që shërben si kriter për hedhjen poshtë të hipotezës zero varet nga niveli i rëndësisë  $\alpha$ . Mbi bazën e vlerës të tij dhe të numrit të shkallëve të lirisë mund të gjejmë vlerën kritike të raportit F.

Llogarisim këtë raport për shembullin tonë. Për këtë supozojmë se për marrjen e vendimit do të pranonjmë një gabim të llojit të parë të barabartë me  $\alpha = 0,05$ . Nga tabela e shpërndarjes së Fisherit bazuar në shkallët e lirisë për numëruesin dhe emëruesin gjejmë vlerën kritike të  $F_{kritike} = 3,68$ . Kështu rregulli i hedhjes poshtë të hipotezës në rastin e shembullit tonë është: hipoteza zero hidhet poshtë në qoftë se  $KMM/KMB > 3,68$ . Vlera e vrojtuar e kriterit është  $F = KMM/KMB = 122/25.33 = 4.81$ , pra më e madhe se vlera kritike e kriterit  $F=3,68$ . Kjo do të thotë se hipoteza zero mbi barazimin e mesatareve të tre mënyrave nuk mund të pranohet.

### 2.3. Tabela e analizës së variancës ose tabela ANOVA.

Paraqesim rezultatet e llogaritjeve në tabelën e analizës së variancës, ose tabela ANOVA. Tabela 2.2 tregon analizën e variancës për të dhënat e shembullit tonë. Shuma e katrorëve që i përket burimit të përgjithshëm të variacionit quhet shuma e katrorëve totale, SKT. Vëmë re se rezultatet e shembullit që kemi marrë tregojnë se plotësohet barazimi  $SKT=SKM + SKB$  dhe numri i shkallëve të lirisë

për SKT është i barabartë me shumën e numrit të shkallëve të lirisë për SKM me numrin e shkallëve të lirisë për SKB.

**Tabela 2.2 Tabela e analizës së variancës**

Burimi i variacionit	Shuma e katrorëve	Shkallët e lirisë	Katrori mesatar	F
Midis zgjedhjeve	SKM 244	$(t - 1)$ 2	KMM 122	4.81
Brenda zgjedhjeve	SKB 380	$(n_T - t)$ 15	KMB 25.33	
Totali	SKT 624	$(n_T - 1)$ 17		

SKT e pjesëtuar me numrin e shkallëve të lirisë  $n_T - 1$  është varianca e përgjithshme e zgjedhjes, në qoftë se bashkësia e të dhënave prej 18 vrojtimesh do të trajtohej si një popullim i vetëm.

$$SKT = \sum_{j=1}^t \sum_{i=1}^{n_j} (x_{ij} - \bar{x})^2$$

del e barabartë me 624. Pra SKT mund të ndahet në dy shuma katrorësh; në shumën e katrorëve midis zgjedhjeve (SKM) dhe në shumën e katrorëve brenda zgjedhjeve (SKB). Vëmë në dukje gjithashtu se edhe numri i shkallëve të lirisë që i përgjigjet shumës së katrorëve totale  $(n_T - 1)$  që është i barabartë me  $17 = (18 - 1)$ , shpërbëhet në dy pjesë, shkallët e lirisë që i përgjigjen shumës së katrorëve midis grupeve  $(t - 1)$  d.m.th  $2 = (3 - 1)$  dhe shkallët e lirisë që i korrespondojnë shumës së katrorëve brenda grupeve  $(n - t)$  d.m.th  $15 = (18 - 3)$ . Kështu, analiza e variancës mund të shikohet si një proces i ndarjes së shumës së katrorëve totale dhe i numrit të shkallëve të lirisë në pjesë përkatësisht sipas burimeve të variacionit, midis dhe brenda zgjedhjeve. Duke pjesëtuar shumën me numrat përkatës të shkallëve të lirisë, marrim vlerësimet për variancën dhe pastaj duke bërë raportin e tyre marrim vlerën e kriterit F që përdoret për kontrollin e hipotezës për barazinë e mesatareve të popullimit.

## 2.4. Metoda krahasimesh

### 2.4.1. Ndryshimi më i vogël i rëndësishëm (NVR) i Fisherit.

Një nga metodat që përdoret më shpesh për krahasimet e çifteve të mesatareve të popullimeve është ndryshimi më i vogël i rëndësishëm i Fisher. Në rastin e shembullit tonë i cili ka tre popullime, hipotezat që shtrohen janë.

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$$

$$H_a: \text{Jo të gjitha mesataret janë të barabarta}$$

Siç treguam më lart, duke përdorur analizën e variancës hipoteza zero u hodh poshtë dhe u arrit në përfundimin se rezultatet mesatare të testimit nuk janë të njëjta për çdo menyrë. Në këtë rast mund të shtrohet pyetja: cilat mesatare do të konsiderohen se ndryshojnë midis tyre ato të popullimit 1 dhe 2, 2 dhe 3 apo 1 dhe 3 apo të tre çiftet janë të ndryshëm?

Studiojmë nëse ekziston një ndryshim i rëndësishëm midis mesatareve 1 dhe 2. Shtrojmë për kontroll hipotezat :

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$

$$H_a: \mu_1 \neq \mu_2$$

Procedura NVR bazohet në statistikën  $t$  të paraqitur për rastin e dy popullimeve, me një modifikim për mënyrën e vlerësimit të variancës së popullimit. Statistika e kontrollit për procedurën NVR është :

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{KMB \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}}$$

Hipoteza  $H_0$  hidhet poshtë në qoftë se  $t < -t_{\alpha/2}$ , ose  $t > t_{\alpha/2}$ . Në rastin e shembullit tonë kemi gjetur vlerën e  $KMB = 25.33$ . Ky është vlerësimi për variancën e përgjithshme i bazuar në 15 shkallë lirie. Për nivelin e rëndësisë të barabartë me 0,05 dhe për numrin e shkallëve të lirisë 15, në tabelën e shpërndarjes

t gjejmë vlerën kritike të kriterit  $t = 2,131$ . Kështu, hipoteza  $H_0$  do të hidhet poshtë në qoftë se vlera faktike e kriterit  $t$  e kalon në madhësi absolute vlerën kritike të tij. Në rastin e shembullit tonë vlera faktike e kriterit  $t$  është 1,720. Me qenë se vlera e kriterit  $t = 1,720$  bie në zonën e lejuar, atëherë hipoteza zero nuk hidhet poshtë dhe si rrjedhojë nuk mund të konkludojmë se rezultatet e testimit për mënyrën e parë dhe mënyrën e dytë të ngrohjes ndryshojnë nga njëra tjetra.

Disa përdorues të kësaj analize e gjejnë më të përshtatshme të përcaktojnë se sa e madhe duhet të jetë diferenca e mesatareve të zgjedhjeve për të hedhur poshtë hipotezën  $H_0$ . Për këtë qëllim llogaritet një tregues që quhet ndryshimi më i vogël i rëndësishëm (NVR). Kështu, hipoteza zero hidhet poshtë në qoftë se:

$$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 > t_{\alpha/2} \sqrt{KMB \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)} \text{ ose } \bar{x}_1 - \bar{x}_2 < -t_{\alpha/2} \sqrt{KMB \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}$$

Treguesi i ndryshimit më të vogël të rëndësishëm llogaritet me formulën:

$NVR > t_{\alpha/2} \sqrt{KMB \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}$ . Atëherë, kuptohet se hipoteza  $H_0$  do të hidhet poshtë në qoftë se  $\bar{x}_1 - \bar{x}_2 > NVR$  ose  $\bar{x}_1 - \bar{x}_2 < -NVR$ .

Në qoftë se marrim parasysh vetëm madhësinë absolute të ndryshimit, atëherë rregullin e hedhjes poshtë të hipotezës për ndryshimin më të vogël të rëndësishëm do ta shkruanim

$|\bar{x}_1 - \bar{x}_2| > NVR$ . Llogaritim vlerën e NVR për shembullin që kemi marrë më lart:

$$NVR = t_{\alpha/2} \sqrt{KMB \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)} = 2,131 \sqrt{25.33 \left( \frac{1}{6} + \frac{1}{6} \right)} = 6.192$$

Diferenca e mesatareve të zgjedhjeve për popullimin 1 dhe 2 është  $35-30=5$ . Me qenë se kjo diferencë është më e vogël se 6.192, atëherë në bazë të këtij kriteri hipoteza zero nuk mund të hidhet poshtë dhe mesataret e popullimeve konsiderohen jo shumë të ndryshme. Vëmë në dukje se kur vëllimet e zgjedhjeve janë të gjitha të barabarta, mjafton të llogaritim vetëm një vlerë të NVR. Në këto raste mund të



krahasojmë thjesht madhësinë e diferencës midis çdo dy mesatareve me vlerën e NVR. Për rastin e shembullit tonë diferenca e mesatareve të zgjedhjeve për popullimin 1 dhe 3 është  $35-26=9$ . Meqenëse kjo diferencë është më e madhe se 6.192, atëherë në bazë të këtij kriteri hipoteza zero hidhet poshtë dhe mesataret e popullimeve konsiderohen të ndryshme. Ndërkohë që diferenca midis mesatareve të zgjedhjeve për popullimet 2 dhe 3 është  $30-26 = 4$  dhe me qënë se është më e vogël se 6.192, hipoteza mbi barazinë e mesatareve nuk mund të hidhet poshtë.

Procedura e krahasimit me anën e NVR mund të përdoret gjithashtu për ndërtimin e intervalit të besimit për diferencën midis dy mesatareve të zgjedhjeve. P.sh, një vlerësim për intervalin e besimit për diferencën e mesatareve të zgjedhjeve për popullimet 1 dhe 2 jepet me anën e shprehjes së mëposhtme:

$$\bar{x}_1 - \bar{x}_2 \pm t_{\alpha/2} \sqrt{KMB \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}$$

Duke pasur parasysh përcaktimin e NVR intervali i mësipërm mund të shkruhet  $\bar{x}_1 - \bar{x}_2 \pm NVR$ .

Në qoftë se intervali i besimit përfshin vlerën 0, hipoteza që mesataret e dy popullimeve janë të barabarta nuk mund të hidhet poshtë. Megjithatë, në qoftë se intervali i besimit nuk e përfshin vlerën 0, atëherë mund të arrijmë në përfundimin se ekziston një ndryshim midis mesatareve të popullimeve. Për shembullin tonë për  $t = 2,131$  gjejmë  $NVR = 6.192$ . Kështu intervali i besimit 95 përqindësh i diferencës së dy mesatareve të popullimeve 1 dhe 2 është  $35 - 30 \pm 6.192$ , ose nga -1.192 deri në 11.192. Meqenëse ky interval përfshin vlerën 0, hipoteza mbi barazinë e mesatareve të popullimeve nuk mund të hidhet poshtë. Pra, arrihet në të njëjtin përfundim si më sipër. Në të njëjtën mënyrë veprohet edhe për krahasimin e mesatareve për popullimet 2 dhe 3 si dhe për popullimet 1 dhe 3.

## 2.5 Modelet e blloqeve të rastit

Modeli i blloqeve të rastit na shërben për të kontrolluar disa nga shkaqet e jashtme të variacionit të të dhënave nëpërmjet largimit të pjesës përkatëse të variacionit nga KMG. Ky model tenton të japë një vlerësim më të mirë të variancës së gabimit dhe çon në kritere më të fuqishëm për kontrollin e hipotezave statistikore.

Për mënjanimin e efektit të ndryshimeve individuale përdoret modeli i blloqeve të rastit. Te ilustrime modelin me anën e shembullit të trajtuar më lart.

*Tabela 2. 3 Modeli i blloqeve të rastit për mënyrën e ngrohjes*

Familjet (blloqet)	Mënyrat e ngrohjes			Totali për rreshtin	Mesataret për blloqet
	Me energji elektrike	Me dru zjarri	Me gaz		
1	34	25	20	79	79/3=26.3
2	30	20	23	73	73/3=24.3
3	40	32	26	98	98/3=32.7
4	35	35	30	100	100/3=33.3
5	39	38	31	108	108/3=36
6	32	30	26	88	88/3=29.3
Totali për shtyllën	210	180	156	546	
Mesataret për trajtimet	210/6=35	180/6=30	156/6=26	546/18=30.3	

### 2.5.1 Procedura ANOVA për modelin e blloqeve të rastit.

Në bazë të procedurës ANOVA për modelin e blloqeve të rastit, shuma e katrorëve totale SKT ndahet në tre shuma: shuma e katrorëve për trajtimet, shuma e katrorëve për blloqet dhe shuma e katrorëve për gabimin.

$$SKT = SKTR + SKBL + SKG$$

Shpërbërja e shumës së katrorëve përmbledhet në tabelën 2.4, në të cilën janë përdorur shënimet: t = numri i trajtimeve, b = numri i blloqeve, n = vëllimi total i

zgjedhjes ( $n = t*b$ ). Vëmë re se tabela ANOVA 2.4 tregon gjithashtu se numri i shkallëve të lirisë gjithsej  $n_T - 1$ , shpërbëhet në numrin e shkallëve të lirisë për trajtimet  $t-1$ , numrin e shkallëve të lirisë për blloqet  $b-1$  dhe numrin e shkallëve të lirisë për termin e gabimit  $(t-1)(b-1)$ . Katrori mesatar i shtyllës së fundit tregon se shuma e katrorëve pjesëtohet me numrin përkatës të shkallëve të lirisë. Mbi bazën e tyre ndërtohet raporti  $F=KMTR/KMG$ , që përdoret për kontrollin e rëndësisë të diferencave midis mesatareve të trajtimeve. Modeli i blloqeve të rastit krijon mundësinë që duke futur blloqet të largojë nga termi i gabimit (KMG) ndryshimet individuale , gjë që e bën kriterin F më të fuqishëm.

**Tabela 2. 4 Tabela ANOVA për modelin e blloqeve të rastit**

Burimi i variacionit	Shuma e katrorëve	Shkallët e lirisë	Katrori mesatar
Trajtimet	$SKTR$	$t - 1$	$KMTR = SKTR/(t - 1)$
Blloqet	$SKBL$	$b - 1$	$MKBL = SKBL/(b - 1)$
Gabimi	$SKG$	$(t - 1)(b - 1)$	$KMG = SKG/(t - 1)(b - 1)$
Totali	$SKG$	$n_T - 1$	

Për kontrollin e ndryshimit midis mesatareve të trajtimeve, është e nevojshme të llogaritet statistika F. Për këtë qëllim është e nevojshme të gjejmë KMTR dhe KMG, prandaj llogaritim shumat e katrorëve SKTR dhe SKG, si edhe shumat SKBL dhe SKT. Për thjeshtimin e llogaritjeve, kjo procedurë mund të kryhet me etapa. Për këtë përveç shënimeve që bëmë më lart për  $t$ ,  $b$  dhe  $n_T$ , bëjmë edhe shënimet:

$x_{ij}$  = janë vlerat e vrojtuar për trajtimin e  $j$ -të në bllokun  $i$ -të,

$\bar{x}_j$  = mesatarja e zgjedhjes për trajtimin e  $j$ -të,

$\bar{x}_i$  = mesatarja e zgjedhjes për bllokun e  $i$ -të,

$\bar{\bar{x}}$  = mesatarja e përgjithshme e zgjedhjes.

$$SKT = \sum_{i=1}^b \sum_{j=1}^t (x_{ij} - \bar{\bar{x}})^2 = 627.02$$

(SKT = shuma e katrorëve total)

$$SKTR = b \sum_{j=1}^t (\bar{x}_j - \bar{\bar{x}})^2 = 244.02$$

(SKTR = shuma e katrorëve për trajtimet)

$$SKBL = t \sum_{i=1}^b (\bar{x}_i - \bar{\bar{x}})^2 = 300.75$$

(SKBL = shuma e katrorëve për blloqet)

$$SKG = SKT - SKTR - SKBL = 627.02 - 244.02 - 300.75 = 82.25$$

(SKG = shuma e katrorëve për gabimin)

Shumat e katrorëve të pjesëtuara me numrat përkatës të shkallëve të lirisë japin katrorët mesatarë korrespondues të cilët paraqiten në tabelën 2.5. Raporti F që përdoret për vlerësimin e rëndësisë të diferencës midis mesatareve të trajtimit është  $F = KMTR/KMG = 14.83$ . Vlera kritike e F gjendet në tabelën e shpërndarjes së Fisherit. Për nivelin e rëndësisë 0,05 dhe numrat e shkallëve të lirisë për numëruesin dhe emëruesin përkatësisht të barabarta me 2 dhe 10, vlera e kriterit F është e barabartë me 4,10. Meqenëse vlera faktike e kriterit F është më e madhe se vlera kritike e tij, hipoteza që mesataret janë të barabarta hidhet poshtë dhe arrihet në përfundimin se mënyrat e ngrohjes ndryshojnë nga njëra tjetra.

**Tabela 2. 5 Tabela ANOVA për modelin e blloqeve të rastit (për mënyrat e ngrohjes)**

Burimi i variacionit	Shuma e katrorëve	Shkallët e lirisë	Katrori mesatar	F
Trajtimet	244.02	2	122.01	$122.01/8.225=14.83$
Blloqet	300.75	5	60.15	$60.15/8.225=7.31$
Gabimi	82.25	10	8.225	
Totali	627.02	17		

## 2.6 Përfundime

Nga tabela 2.5 vihet re se krahas raportit F të zakonshëm KMTR/KMG, llogaritet edhe një vlerë tjetër e F për blloqet. Ajo llogaritet nga raporti KMBL/KMG që në rastin tonë është e barabartë me 7.31 (60.15/8.225). Ky raport krahasohet me F kritike për shkallët e lirisë (b-1) për numëruesin dhe (n-t-b+1) për emëruesin dhe përdoret për të kontrolluar ndryshimet ndërmjet mesatareve të blloqeve.

## KAPITULLI 3

### ANALIZA E KOVARIANCËS (ANCOVA)

Analiza e kovariancës (ANCOVA) ,e cila është një zgjatim i analizës se variancës, është modeli i tretë statistikor që do të analizojmë.

#### 3.1 Hyrje në ANCOVA

Në ndryshim nga ANOVA, ANCOVA ka një faktor më tepër. Modeli linear i përgjithshëm është baza e analizës së kovariancës.

Analiza e kovariancës njihet si teknika statistikore që kombinon regresin dhe ANOVA.

Modeli linear për ANCOVA jepet si më poshtë:

$$Y_{ij} = \mu_T + \alpha_i + \varepsilon_{ij} - \varepsilon_{cov} \quad (1)$$

ku  $Y_{ij}$  = një vëzhgim në ndonjë nga grupet e trajtimit

$\mu_T$  = mesatarja e madhe e popullatave të trajtimit,

$\alpha_i$  = efekti i trajtimit për një gjendje,

$\varepsilon_{ij}$  = gabimi eksperimental

$\varepsilon_{cov}$  = gabimi i hequr nga korrelacioni ndërmjet ndryshores së varur dhe kovariatit.

Megjithëse ANCOVA u zhvillua fillimisht nga Fisher për të rritur saktësinë e analizës eksperimentale, ajo aplikohet më shpesh në kërkimin thuajse-eksperimental sepse, ndryshe nga kërkimi eksperimental, temat e studjuara kanë më shumë gjasa të përfshijnë variabla, që për arsye praktike, nuk mund të kontrollohen drejtpërdrejt. . Në këto situata, kontrolli statistikor i ofruar nga ANCOVA ka një vlerë të veçantë.

Analiza e kovariancës, ANCOVA mund të konsiderohet si një shtrirje e ANOVA duke përfshirë në këtë analizë statistikore një kovariat. Analiza e

kovariancës është një kombinim i analizës së variancës dhe analizës së regresit. Ashtu si ANOVA, ANCOVA është një teknikë statistikore që përdoret për të përcaktuar nëse ka një ndryshim domethënës midis dy ose më shumë grupeve të pavarura (të palidhura) në një variabël të varur.

Analiza e kovariancës është një metodë statistikore shumë e dobishme dhe efikase në rastet kur plotësohen supozimet :

Ndryshorja e varur dhe kovariati ose kovariatet duhet të maten në një shkallë të vazhdueshme (interval ose raport). Shembuj të variablave të tillë janë koha, rezultatet e testit, lartësia ose pesha, e kështu me radhë.

Variablat e pavarur duhet të përbëhet nga dy ose më shumë grupe kategorike, të pavarura. Shembuj të variablave të tillë janë gjinia (mashkull dhe femër), niveli i aktivitetit fizik (aktiviteti i lartë, aktiviteti mesatar, i ulët, pozicioni i punës (punëtor, menaxher, administratë) etj.

Grupet nuk duhet të kenë elementë të përbashkët.

Nuk duhet të ketë vlera ekstreme. Ekstremet kanë efekt negativ në ANCOVA, ato ulin vlefshmërinë e rezultateve. Për fat të mirë, këto vlera mund të zbulohen dhe të eliminohen duke përdorur softuerin SPSS.

Vlerat e variablave duhet të kenë shpërndarje normale, ose përafërsisht normale. Testi i normalitetit mund të kryhet duke përdorur SPSS.

Duhet të arrihet gjithashtu homogjeniteti i variancave. Kjo mund të testohet duke përdorur testin e Levene për homogjenitetin e variancave në SPSS.

Regresi i kovariatit duhet të jete paralel me regresin e variablit të varur. Ky supozim mund të testohet në statistikat e SPSS duke vizatuar drejtezat e regresit të ndryshores së varur dhe ndryshores së pavarur.

Pohimi i ri i këtij modeli është se për çdo vëzhgim të dhënë të ndryshores së varur  $Y_{ij}$ , ka katër faktorë që ndikojnë në atë vëzhgim. E para është mesatarja e madhe e popullatave të trajtimit, e përcaktuar si  $\mu_T$ . Kësaj mesatareje të madhe i

shtohet edhe efekti i trajtimit, i përcaktuar si  $\alpha_i$ . Termi i parë i gabimit,  $\varepsilon_{ij}$ , është gabimi i pallogaritshëm brenda matjes së vëzhgimit. Termi i fundit,  $\varepsilon_{cov}$ , përfaqëson atë gabim që po hiqet nga ekuacioni për shkak të marrëdhënies midis ndryshores së varur dhe kovariatit. Ky term i fundit brenda modelit linear është ndryshimi kryesor midis ANOVA dhe ANCOVA. Kujtojmë se modeli linear për analizën e variancës është:

$$Y_{ij} = \mu_T + \alpha_i + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

Vëmë re se me ANOVA, nuk ka asnjë specifikim se si të zvogëlohet më tej gabimi. Ky efekt që ka ai gabim në ANOVA mund të demonstrohet më tej kur të ekzaminohet raporti i vlerave të pritura. Kujtojmë përsëri, raporti F për ANOVA për sa i përket vlerave të pritura është:

$$\frac{E(MS_A)}{E(MS_{S/A})} = \frac{\sigma^2_{error} + n \sum (\alpha_i)^2 / a - 1}{\sigma^2_{error}} \quad (3)$$

Siç mund të shihet brenda raportit, gabimi është i pranishëm si në numërues ashtu edhe në emërues. Logjika dhe matematika dikton që sa më i vogël të jetë emëruesi në çdo thyesë, aq më i madh është numri pasi ajo thyesë të shndërrohet në dhjetore. E njëjta logjikë vlen për ekuacionin (3) në atë që sa më i vogël të jetë termi i gabimit, (emëruesi), aq më i madh të jetë raporti F, aq më e madhe është fuqia.

Modeli ANCOVA, në të kundërt, përpiqet të zvogëlojë termin e gabimit duke korigjuar vëzhgimet e ndryshores së varur pasi efekti i një kovariate është hequr. Ky korigjim i përgjithshëm do të përfaqësohet simbolikisht si :

$$\frac{E(MS_A)}{E(MS_{S/A})} = \frac{\sigma^2_{error} + N \sum (\alpha_i)^2 / a - 1 - (\sigma'_y)^2}{\sigma^2_{error} - (\sigma'_y)^2} \quad (4)$$

ku  $\sigma'_y = \sigma_y \sqrt{1 - r^2}$  popullsia brenda  $Y'$  e rregulluar

Duke shtuar  $\sigma'_y$  në ekuacion, është bërë një korigjim statistikor i variancës së gabimit në mënyrë që ajo të zvogëlohet. Zvogëlimi i variancës së gabimit për më



teper lejon qe efekti i trajtimit te vzhgohet pa u turbulluar ai efekt nga gabimi. Sipas Maxwell, Delaney dhe Dill (1984), ky reduktim i gabimit (me ane te perdorimit te nje kovariati) çon ne nje vleresim me te sakte te efektit te trajtimit dhe rritje te fuqise statistikore. Keshtu, modeli ANCOVA eshte shpesh me i fuqishem per shkak te ndjeshmerise se tij te shtuar ne zbulimin e nje ndryshimi statistikiqst te rendesishem.

Megjithese fuqia rritet duke perdorur ANCOVA ne vend te ANOVA, te paktën dy pyetje te rendesishme mbeten pa pergjigje:

- 1) Sa i madh duhet te jete korrelacioni ndermjet variabiles se varur -kovariatit ne menyre qe te maksimizohet fuqia ?
- 2) Cili eshte efekti i shkeljes se supozimit te homogjenitetit te regresionit ne fuqi?

### 3.2 Dallimi midis ANOVA dhe ANCOVA

Ne ndryshim nga ANOVA (e cila kerkon qe te ketë nje variabel te pavarur dhe nje variabel te varur), studiuesi duke perdorur nje model ANCOVA mbeshtetet ne shtimin e nje variacioni per te rritur zbulimin e nje ndryshimi te vertete. Formula per korrelacionin brenda ANCOVA eshte:

$$r = \frac{cov(DV \& cov)}{\sqrt{(var DV)(var cov)}} \quad (5)$$

Kjo formulë, kur transformohet ne parametra te popullsisë, behet  $\rho$  brenda formulës se mëposhtme te vlerave te pritura:

$$\frac{E(MS_A)}{E(MS_{S/A})} = \frac{\sigma^2_{error} \sqrt{1 - \rho} + n \sum (\alpha_I)^2 / a - 1}{\sigma^2_{error} \sqrt{1 - \rho}} \quad (6)$$

ku  $\rho$  = koeficienti i korrelacionit te popullsisë

Ne ekuacionin 6 mund te shihet ndryshimi kryesor konceptual midis ANOVA dhe ANCOVA. Per shkak se  $\rho$  percaktohet si koeficienti i korrelacionit te

popullsisë, kur  $\rho = 0$ , ekuacioni i vlerave të pritura jep një model ANOVA, sepse nuk u bë korrigjim në termin e gabimit. Ndërsa  $\rho$  rritet nga 0, shfaqet modeli ANCOVA. Vëmë re se me rritjen e  $\rho$ , korrigjimi i bërë në termin e gabimit rritet. Nëse  $\rho = 1$ , nuk ka gabim sepse  $\sqrt{1 - \rho} = \sqrt{1 - 1} = 0$ , duke nënkuptuar se i gjithë gabimi është llogaritur me marrëdhënien e korrelacionit. Më tepër, nëse termi i gabimit rregullohet nga korrelacioni, ai bëhet më i vogël dhe ky gabim më i vogël jep një rritje të fuqisë. Cohen (1988) e shprehu marrëdhënien më qartë: "modeli ANCOVA jep fuqi më të madhe se ANOVA, në përgjithësi, sepse  $\sigma$  e brenda-popullsisë e ndryshores  $Y'$  të rregulluar do të jetë më e vogël se  $\sigma$  e ndryshores  $Y$  të parregulluar".

Pra dallimi midis këtyre dy teknikave është se : ndërsa ANOVA kërkon dallime në mesataret e grupit, ANCOVA kërkon dallime në mesataret e rregulluara (d.m.th. të rregulluar për kovariatin).

### 3.3 Përfundime

Si rezultat, ANCOVA ka më shumë përfitime në krahasim me ANOVA, sepse na lejon të "kontrollojmë statistikisht" për një variabël të tretë, i cili besohet se ndikon në rezultatet eksperimentale, që mund të jetë trajtimi i disa pacientëve spitalorë, një metodë e re mësimore në shkollë, apo ndonjë ndërhyrje e mëparshme, një paratest që ndikon në rezultatet e post-testit.

## KAPITULLI 4

### **DISA ZBATIME TË ANOVA DHE ANCOVA DUKE PËRDORUR ALGORITMET STATISTIKORE**

#### **4.1 Analiza e korrelacionit të serive të të dhënave të përditshme të rasteve të reja COVID-19 në Shqipëri.**

##### **4.1.1 Hyrje**

Këtu kemi analizuar rastet e reja pozitive ditore të Covid-19 të regjistruara në Shqipëri. Ne kemi vërejtur se shpërndarja e rasteve të reja ditore është jo-stacionare dhe zakonisht ka një sjellje të ligjit të fuqisë në zonën e incidencës së ulët dhe një kurbë këmbanë për pjesën e mbetur të intervalit të incidencës. Këtë konstatim e cilësuam si dinamikë intenzive treguese dhe si dëshmi se deri tani nuk është arritur imuniteti i dëgjuar. Duke paralelizuar mekanizmat e lidhjes preferenciale përgjegjëse për një shpërndarje të ligjit të fuqisë në grafikët social gjetkë, ne shpjegojmë shpërndarjen e ulët ditore të incidencës si rezultat i grumbullimeve të pakujdesshme të njerëzve. Për më tepër, shpërndarja në formë këmbane e vërejtur për rastet e reja ditore të larta është argumentuar si rezultat i konkurrencës midis përparimeve të sëmundjes dhe masave kufizuese. Shpërndarja është mjaft e lëmuar, që do të thotë se menaxhimi është vendosur në mënyrë të përshtatshme. Kjo sjellje vërehet edhe për dy vendet fqinje Greqinë dhe Italinë, por nuk është vërejtur për Turqinë, Serbinë dhe Maqedoninë e Veriut. Më pas, ne përdorëm analizën multifraktale për të konkluduar në lidhje me tiparet që lidhen me heterogjenitetin e të dhënave. Ne kemi identifikuar sjelljen e vetëorganizimit të pranisë lokale në disa intervale të veçanta kohore. Formalisht dhe empirikisht ne kemi identifikuar se grupi i plotë i të dhënave përmban dy regjime të përfunduara tashmë, të ndjekura nga një i tretë që filloi në korrik 2021.

Përhapja e sëmundjes ngjithëse analizohet nga një pikëpamje e ndryshme dhe modele interesante janë propozuar në shumë dokumente dhe hulumtime.

Sjellja e të dhënave të COVID-19 i përkasin sistemeve të tilla, por edhe sjelljet karakteristike dhe vetitë specifike pritet të jenë të pranishme. Ne pranojmë se sjellja e COVID-19 është ndikuar nga faktorë biologjikë dhe fizikë dhe masat specifike administrative të vendeve që vendosin jolinearitet dhe jostacionaritet në serinë përkatëse të të dhënave. Në këtë kuadër, Shqipëria përfaqëson një medium tipik heterogjen.

Lidhur me madhësinë e popullsisë dhe përqendrimin, dallimet shoqërore dhe çështjet e lëvizshmërisë midis zonave rurale dhe urbane, ky sistem është i veçantë dhe interesant [7].

Modelet standarde të diskutuara në [1], [2], [18], [19], pritet të jenë jo efektive në parashikimin e sjelljes së ardhshme në raste të tilla. Efekti kompleks i karakteristikave imune individuale ose të komunitetit, natyrës së rrjetit social, heterogjenitetit gjeografik, dendësive të popullsisë, zakoneve të komunikimit, etj, janë disa nga shumë faktorë që ndikojnë drejtpërdrejt në përdorimin e supozimeve teorike në modelet matematikore deterministe.

Në këtë kontekst, ne kemi përqendruar pikëpamjen tonë në evidencën empirike dhe përshkruese për seritë e të dhënave kohore, në analizën e shpërndarjeve për disa vëzhgues relevante, për identifikimin e trendeve ose dinamikave lokale dhe globale, duke analizuar vetë-prirjet e të dhënave etj.

Në këtë kuadër dhe për një referencë të përgjithshme për stacionaritetin e serive të të dhënave, ne kemi dëshmuar se varianca e serisë së të dhënave nuk ishte konstante, dhe gjithashtu derivati i parë i serisë së të dhënave u gjet jostacionar. Megjithatë, për intervalet specifike kohore ne vërejmë sjellje stacionare për diferencat e para që hapin dritën e gjelbër për zbatimin e modeleve përcaktuese sipas statistikave të përgjithshme. Por në kontekstin e përgjithshëm, përdorimi i modeleve deterministe të grupit SEIR nuk është praktikisht produktive, sepse kemi marrë që parametrat e modelit varen nga dritaret e kohës të zgjedhura për analizë.

#### 4.1.2 Një koment për zbatimin e modelit përcaktues për një rast specifik.

Modelet më të përdorura në lidhje me dinamikën e kohës mund të jenë kategoritë e bazuara në vetitë autoregresive dhe modelimi i shkaqeve-përgjigje. Ata të dy kanë nevojë për një analizë paraprake të stacionaritetit për variablat që supozohet se do të përdoren. Në parim, duke bashkërenduar të gjitha efektet e faktorëve që kontribuojnë në nivelin e caktuar të rasteve pozitive ditore, mund të pranojmë zyrtarisht se numri i dukurive të reja  $Y_t$  ka formën e përgjithshme funksionale :

$$Y_t = F(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-\tau}; u_t)$$

ku funksioni  $F$  përfshin variablat ose shumën kumulative (njerëz të infektuar dhe të rikuperuar në fakt), dhe termi  $u$  është zhurma. Versioni autoregresiv i  $Y_t$  është interesant dhe praktikisht i rëndësishëm nëse përdorim metoda të rrjeteve nervore ose modelim determinist. Si qëllim, koha e vonesës mund të fiksohet (14 për të llogaritur fazën e inkubacionit). Në analizimin e rigorozitetit matematikor të një modeli të përgjithshëm (1) për serinë e të dhënave të rasteve të reja me COVID-19 në Shqipëri, u nisëm nga një analizë shumë e thjeshtë përshkruese e bazuar në variancat. Kështu, kemi vërejtur se matrica e kovariancës për seritë tona për vonesat 1-14 ka elementë me vlera negative që dëshmojnë jostacionaritetin e lartë të serisë dhe gjithashtu, efektin e faktorëve të jashtëm. Të dyja këto veçori minojnë suksesin e modelimit. Në limitin teorik, modelet e njohura SEIR ose modelet e bazuara në SEIR të diskutuara në [1], [2] ose llogaritje të ngjashme numerike të bazuara në format deterministe të diskutuara [18] referohen si të zbatueshme në studimin e sjelljes së COVID, kështu që ne mund të përdorni këtë paradigme dhe përshtatjen e të dhënave me modele të tilla për të evidentuar pozicionin e sistemit tonë në krahasim me limitin teorik. Në referencën [19] raportohet se në bazë të tyre ekuacionet e modelit SEIR

$$S' = \Lambda - \mu S - \frac{\beta SI}{N}$$

$$E' = \frac{\beta SI}{N} - (\mu + \epsilon)E$$

$$\begin{aligned}
 I' &= \epsilon E - (\gamma + \mu + \alpha)I \\
 R' &= \gamma I - \mu R
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

Dinamika kohore e përhapjes së COVID-19 në rajonin Lombardian është riprodhuar në mënyrë sasiore. Në (1) simbolet e përdorura janë  $\Lambda$ , lindshmëria për frymë;  $\mu$ , shkalla e vdekjeve natyrore për banorë;  $\alpha$ , shkalla mesatare e vdekshmërisë e shkaktuar nga virusi;  $\beta$ , probabiliteti i transmetimit të sëmundjes për kontakt (pa dimension) shumëfishi i numrit të kontakteve për njësi të kohës;  $\epsilon$ , shkalla e progresionit nga ekspozimi ndaj të infektuarve (e ndërsjellta është periudha e inkubacionit) dhe  $\gamma$ , shkalla e rikuperimit të individëve të infektuar (e ndërsjella është periudha e infektimit). Punimet e mëparshme si [7] kanë nënvizuar se sistemi ynë është shumë i çrregullt. Duke e gjykuar kohën si variabël, ne kontrolloam nëse kjo fazë është rifilluar për sistemin tonë. Deri më tani, ne kemi kryer llogaritjen duke ndjekur algoritmin e bazuar në ekuacionet (1) dhe gjithashtu modelin e përgjithshëm të Richard-it të aplikuar për sëmundje të tjera ngjithëse të analizuar në referencat [18], [19]. Ne morëm që parametrat e llogaritur nga një procedurë përshtatjeje dhe riprodhimi i të dhënave natyrore të vëzhguara, ndryshojnë sipas kohës, ndryshojnë sipas intervaleve të dritareve të ndryshme kohore. Gjithashtu, përshtatja është realizuar me një devijim dhe varianca të lartë për variablin e output dhe përgjigjes. Ne i kemi përdorur ato aspekte paraprakisht për të fokusuar analizën tonë në analizën përshkruese dhe empirike.

#### **4.1.3 Metodatat përshkruese të përdorura për analizimin e serive të të dhënave të rasteve të reja ditore për përhapjen e Covid-19**

Bazuar në dëshmitë paraprake të jolinearitetit për seritë kohore të përhapjes së COVID-19 në Shqipëri, ne jemi fokusuar në analizën përshkruese për të mbledhur informacion rreth dukurive në studim. Së pari, ne konsideruam korrelacionin dhe kovariancën midis serive bija të cilat janë prodhuar nga prerja e serive origjinale nga më sipër në intervale fundorë duke formuar një në kohë vonesë, dmth  $Y_{bijë}(j) =$

$Y_{original}(j, fund - \tau + j)$ . Këtu, koeficientët Pearson dhe Spearman përdoren për të njohur ngjashmëritë midis këtyre nën-serive. Ato mund të përfaqësojnë marrëdhënien, ndërvarësinë dhe treguesit e viktimave duke përfshirë kohën e maturimit të infeksionit. Duke krahasuar rezultatet e korrelacioneve me analizën e faktorëve kryesorë, ne kemi identifikuar lidhjen midis dukurive të njëpasnjëshme. Më pas, ne përdorëm zbërthimin e mënyrës empirike (EMD) për të identifikuar prirjen e procesit dominues dhe ndryshimin e shkallës së amplitudës. Metoda EMD është prezantuar nga Huang [3] për të studiuar proceset e larta jolineare, kështu që konsiderohet si mjet i dobishëm. Teknika ka demonstruar qëndrueshmërinë e saj në analizën e sinjalit të çrregullt ose sinjalit të lartë jolinear. Në një konsideratë të fundit në referencë [7] kjo metodë është njohur edhe si shumë e frytshme për analizën e serive të të dhënave COVID për Shqipërinë. Këtu kemi përdorur teknikat e përmirësuara EMD të quajtura EEMD dhe VEMD të përshkruara në referencat [4] dhe [5]. Shkurtimisht, EMD dhe nënvariantet e tij, imitojnë idenë e zbërthimit Furie, por përbërësit tani nuk janë harmonikë dhe për më tepër, tani ata nuk supozojnë frekuencë fikse. Duke pasur një sinjal  $x(t)$ , algoritmi EMD mund të përmbledhet shkurtimisht nga hapat e mëposhtëm:

- a) fillojmë duke identifikuar të gjitha ekstremet lokale për sinjalin e çrregullt  $x(t)$ ,
  - b) interpolojmë midis minimeve (respektivisht maksimeve), duke përfunduar me një mbështjellëse  $e_{min}(t), e_{max}(t)$  dhe llogarisim mesataren
 
$$m(t) = e_{min}(t), e_{max}(t) \quad (2)$$
  - c) nxjerrim  $d(t) = x(t) - m(t)$  (3)
- i quajtur IMF (funksionet e mënyrës së brendshme),
- d) përsëritni në  $m(t)$  të mbetur derisa të arrihet një prag kushti  $\varepsilon$  për  $d(t)$ , le të themi se mund të konsiderohet një komponent me mesatare zero.

Prandaj, sinjali konsiderohet si një s i përbërë nga mbivendosja e atyre mënyrave, jo domosdoshmërisht ortogonale

$$x(t) = \sum_{i=1}^n IMF_n(t) + r(t) \quad (4)$$

ku mbetjet  $r(t)$  janë terma të vegjël të mbetur pas vlerësimit të fundit. Vëmë re se nga ndërtimi IMF-ja e fundit rezulton në modalitetin e frekuencës më të ulët në sinjal, kështu që jep trendin global të serisë nëse pragu  $\varepsilon$  zgjidhet siç duhet. Tiparet kohë-frekuencë të marra nga IMF-ja mund të përfaqësohen nga spektrogrami Hilbert-Huang (HHS) ose, në formën e tij të marginalizuar në kohë, spektri i marginalizuar Hilbert-Huang, shih [4], [5]. Kryerja e analizës EMD është një procedurë e drejtpërdrejtë, me shumë detaje matematikore dhe interpretim fizik të cilat nuk po i rendisim këtu. Prandaj, ne kemi përdorur analizën EMD këtu vetëm për kualifikimin matematikor të pranisë së regjimit të rregullt dhe fazës së tij të dinamikës. Pra, nëse regjimi themelor nuk është finalizuar, ne kemi përdorur qasje të tjera për të vazhduar me parashikimin ose njohjen paraprake të sjelljes në të ardhmen e afërt. Në (variacionin) VEMD ne kemi fiksuar tolerancën (pragun) që i korrespondon një individi për të marrë parasysh faktin që entitetet natyrore mund të diagnostikohen si pozitive ose jo pozitive. Variablat janë përdorur në formën origjinale të bazës së të dhënave zyrtare, në për milion njësi.

Më pas, ne analizuam shpërndarjen që shfaqet nga seritë e të dhënave që është dendësia e dukurive ditore. Në këtë rast synuam të lidhim vetitë matematikore të serisë së vëzhguar më sipër, si për shembull frekuencat e dukurive të vlerësuara nga EMD, me mekanizmin fizik. Për këtë qëllim, ne shqyrtuam përshtatjen empirike të të dhënave të serive kohore të propozuara në [5], [13] dhe literaturën e referuar aty. Prandaj, shpërndarja e ligjit të fuqisë konsiderohet si argument për praninë e rregullit të lidhjes preferenciale, ku probabiliteti për një lidhje të re është

$$p(i) \sim \frac{k_i}{\sum_{j=1}^n k_j} \quad (5)$$



ku  $k_i$  është numri i lidhjeve për nyjen ( $i$ ) dhe  $k$  janë lidhjet e saj me nyjet e tjera përpara se një nyje tjetër të ofrohet për t'u lidhur. Sipas [19] shpërndarja e ligjit të fuqisë në zhvillim ka eksponentin rreth -3, por vlerësimi i mëtejshëm jep një gamë më të gjerë:

$$p(k) \sim k^{-\gamma}; \gamma \sim [2 \div 3] \quad (6)$$

Duke marrë parasysh argumentet e hapit fillestar për vlerësimin e shpërndarjes që i përshtatet të dhënave të densitetit, dhe veçanërisht procedurës së optimizimit të gjerësisë së koshit, duke shtuar faktin se numri i pikave të të dhënave është statistikisht i vogël (~500 ditë në fillimin e Covid-19), analiza në këtë pjesë konsiderohet vetëm cilësore. Gjithashtu, bazuar në sjelljen specifike e cila në dukje tregon ngjashmëri me dinamikën e vetëorganizimit të ndërmarrjes së serive, ne propozuam përdorimin e funksioneve log-periodike (LP) që njihen si të afta për të përshkruar sjelljen kritike ose shkallën diskrete të proceseve invariantë, shih [6],[17] dhe referencat në të. Vëmë re se në një studim të mëparshëm [8] është analizuar veçanërisht prania e strukturës DSI në përhapjen e Covid 19. Për lehtësinë e lexuesit, kujtojmë se struktura DSI është një invariancë specifike e shkallës ku parametri i shkallëzimit është diskret që është në ekuacionin

$$O(x) = \mu O(\alpha x) \quad (7)$$

parametri  $\alpha: [\alpha_1, \alpha_2 \dots \alpha_n]$  ka formën  $\alpha_n = \alpha^n$ . Sipas [19] zgjidhja e tij është thjesht një ligj fuqie  $O(x) = Cx^a$ , ku

$$a = \frac{\log(\mu)}{\log(\alpha)} \quad (8)$$

Forma analitike e zgjidhjeve është një funksion log-periodik

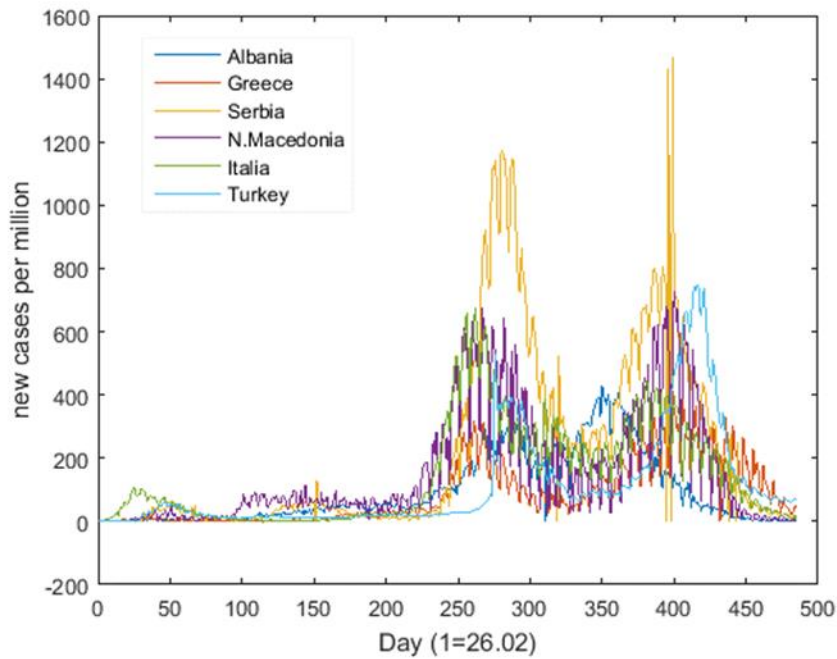
$$y = y_0 + A(t - t_c)^m (1 + B \cos(\omega \log(t - t_c) + \varphi)) \quad (9)$$

ku  $t_c$  in është koha kritike,  $y$  është logaritmi i të vëzhgueshmes,  $\omega$  është frekuenca ciklike e lidhur me parametrat DSI dhe  $A, B$  janë konstante. Pika kritike interpretohet si momenti kohor kur regjimi ka më shumë gjasa të ndryshojë. Së

fundi, ne kemi analizuar strukturën fraktale dhe multifraktale të serisë për një kuptim të detajuar të vetë-afiniteteve të të dhënave.

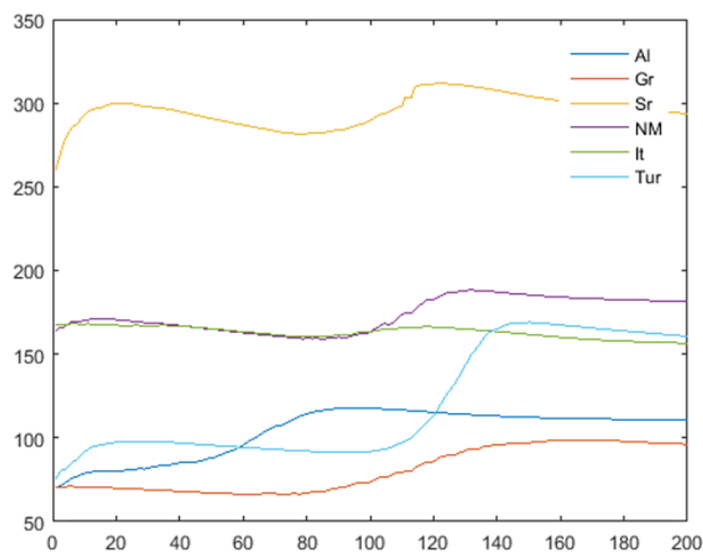
#### **4.1.4 Analiza përshkruese për rastin e ri COVID në Shqipëri**

Seritë kohore të të dhënave për rastet e reja me COVID-19 për Shqipërinë përfaqësojnë një sjellje të ngjashme në tendencë me seritë e tjera nga fqinjët, Figura 4.1. Nga pikëpamja e përgjithshme përshkruese, tendenca e serisë është një tipar shumë i rëndësishëm për t'u marrë në konsideratë. Pra, në intervalet [1,280] dhe [310,350] trendi i dukurisë ditore është në rritje. Pas pikës kohore 350 (350 ditë pas rastit të parë), seria ka një tendencë në rënie. Kështu, mund të presim që nëse ky trend ka të bëjë me regjime specifike, qasja më e mirë do të ishte shqyrtimi i secilit në veçanti. Nga vlerësimi i drejtpërdrejtë vumë re se varianca e serisë së të dhënave COVID-19 ndryshon ndjeshëm për seritë që mbarojnë në momente të ndryshme kohore. Varianca ka filluar të stabilizohet në fund të semestrit të parë 2021. Kjo sjellje vërehet për të gjashtë vendet fqinje të Shqipërisë të konsideruara këtu për krahasim. Me sa duket, seritë janë jo-stacionare për të gjitha vendet, por sjellja stabilizuese ka arritur në horizont. Stabilizimi i variancës për seritë kohore të përhapjes së COVID në Shqipëri ka nisur rreth 85 ditë kohët e fundit në Shqipëri përpara përfundimit të kohës së referencës (26 korrik 2021), Figura 4.2.



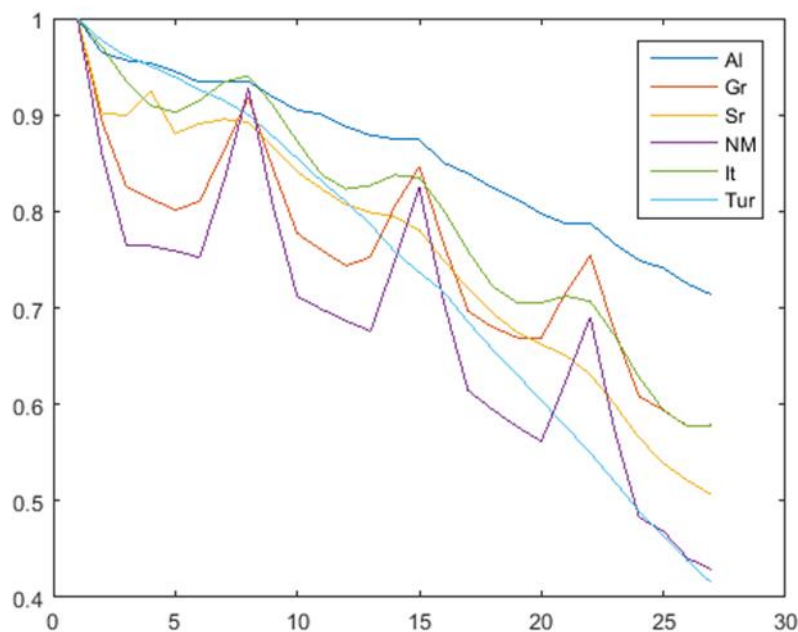
**Figura 4. 1 Seritë kohore për 6 shtete**

Gjithashtu, nga funksionet e autokorrelacionit të paraqitur në figurën 1, vërehet prania e sjelljes sezonale me periodicitet rreth 8-9 ditë, dhe kjo veçori është vëzhguar për të gjitha seritë (vendet) përveç serive të të dhënave nga Turqia.



**Figura 4. 2 Ndryshimi i variancës sipas kohës**

Duke marrë parasysh sjelljen e periodike të vëzhguar në funksionin e autokorrelacionit, kovarianca midis serive me një vonesë të caktuar kohore do të përmbajë informacion të vlefshëm. Rezultoi se kovarianca ndërmjet serive me vonesë 1,2,3 dhe 4 (në njësi ditore) ka magnitudë të lartë. Nëse i afroshim një modeli linear naiv,  $Y(t) = \sum a_i Y(t - i)$  koeficientët janë pozitiv, ndërsa për lag=5:10, ndryshojnë. Duke analizuar tabelën e vlerave të koeficientit të kovariancës për seritë e tipit  $Y(i:en - lag + i)$ , duket se seritë e vonesave të ndryshme kanë rritje në drejtime të ndryshme. Duke kryqëzuar gjetjet e koeficientëve të kovariancës me përafrimin e modelit linear naiv, arritëm në përfundimin se deri tani, modelet deterministe dhe format auto-regresive nuk janë efikase për të përshkruar procesin. Më pas, ne kryem një analizë cilësore të komponentit kryesor për të vlerësuar lidhjen midis serive të vonesave të ndryshme. Ne marrim në mënyrë empirike  $lag = l = 14$  që korrespondon me pretendimin e përgjithshëm se periudha e plotë e inkubacionit është rreth dy javë. Konsiderojmë lidhjen  $Y_t = F(cumsum(Y_{t-l} \dots))$ .



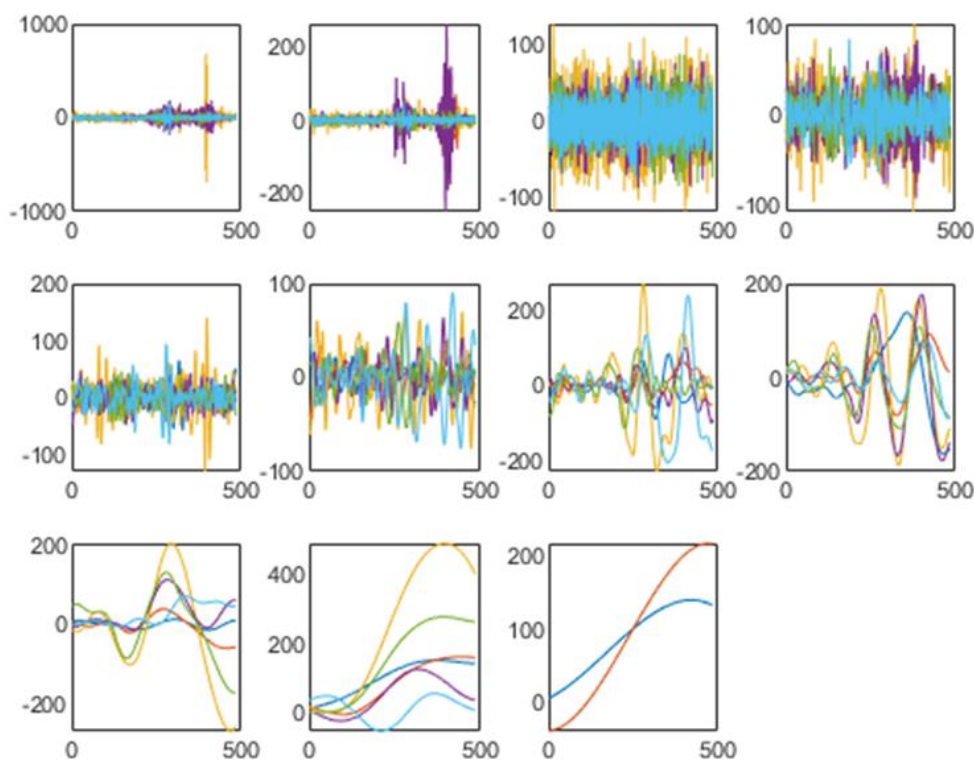
**Figura 4. 3 Modelet e autokorrelacionit për seritë Covid në Shqipëri dhe 5 vende të tjera fqinje**

Ne vumë re se varianca shprehet zakonisht me një ose dy komponentë, dhe kjo është e lehtë për t'u pranuar për sa kohë që seritë me vonesa 1 ose 2 përfshijnë secilën prej tyre (me një diferencë ditore). Thuhet përsëri, një model nuk është përshkruar të paktën nëse marrim parasysh të gjithë grupin e të dhënave. Vërejmë se kur marrim parasysh rastet e reja pozitive të regjistruara si variabël interesi (përgjigja), në një model të tipit  $Y_t = F((Y_{t-l} \dots))$ , dimensionin ose numrin e autovlerave më të mëdha të pabarabarta të matricës së kovariancës për periudhën e parë është 13 dhe për të dytën është 8. Ky numër varion për vendet e tjera të konsideruara nga 9 në 14 për periudhën e parë dhe nga 8 në 14 për periudhën e dytë. Një periudhë shumë intriguese janë vlerat në rënie gjatë pranverës 2021, sepse korrespondon me vaksinimin masiv. Vërehet se seritë e të dhënave për Shqipërinë kanë maksimumin e komponentëve, por komponentët e tjerë kanë peshë jo domethënëse. Një rast i ngjashëm është edhe për Turqinë, ku përsëri komponentët e dytë peshojnë rreth 7%, ndërsa për të gjitha vendet e tjera të konsideruara këtu, të paktën tre ose katër komponentë peshojnë ndjeshëm. Siç kemi vërejtur nga analiza e drejtpërdrejtë e kovariancës e paraqitur më sipër, nën supozimin se një model i caktuar mund të përshkruajë lidhjen midis serive bija, lidhjet më domethënëse janë përqendruar në katër ditët e fundit, dmth të dhënat aktuale kanë lidhje të drejtpërdrejtë me dukuritë para 4, 3, 2 dhe 1 ditë. Kjo pikëpamje hedh pak dritë mbi procesin e nënvizuar ose bashkësinë e proceseve që prodhojnë raste të reja çdo ditë si rezultat. Për këtë, vlen të përmendet se analizat e kovariancës dhe korrelacionit mund të sigurojnë vetëm njohuri përshkruese dhe cilësore për proceset që lidhen me seritë e të dhënave kohore në studim.

Për një pamje më të thellë të sistemit, ne duhet të përdorim teknika dhe përafrime të tjera.

#### 4.1.5 Analiza EMD për serinë e të dhënave Covid në Shqipëri

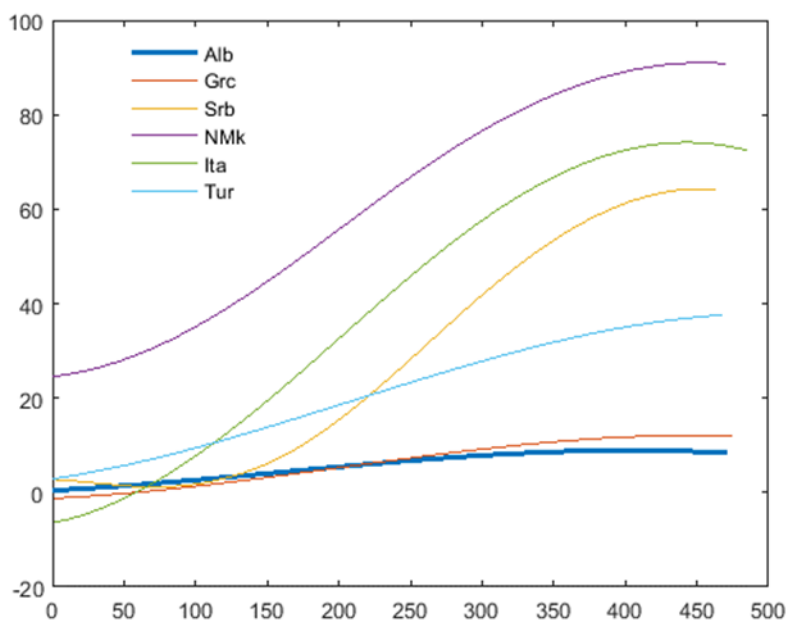
Siç e përshkruam më lart, metoda EMD është shumë intriguese dhe e dobishme për analizën e sinjaleve të parregullt dhe jolinearë dhe proceseve jostacionare. Ajo është plotësisht e orientuar drejt të dhënave dhe ne e zgjodhëm këtu për të përforcuar pamjen matematikore përshkruese në vend të modeleve të komplikuara dhe të diskutueshme për serinë në studim. Përsëri, vlen të nënvizohet fakti se pavarësisht shumë faktorëve, në lojë ka zakonisht një të tillë kompleks, si efekt i rregullave të distancimit social në përhapjen e pandemisë, dhe cilësia e regjistrimit të të dhënave, p.sh., korrektësia me të cilën ato përfaqësojnë përhapjen reale të epidemisë në popullatë. Thënë kështu, teknikat e orientuara nga të dhënat bëhen shumë të rëndësishme dhe të dobishme. Pra, duke zbatuar algoritmin e thjeshtë EMD, ne vumë re se seria kohore e të dhënave e ka kohën ciklike karakteristike më të lartë (inversi i frekuencës së IMF-së së fundit) më të madhe se koha e shtrirë nga fillimi i COVID-it deri tani. Duke vënë në dukje se IMF-ja nuk është domosdoshmërisht e lidhur me ndonjë proces fizik në sistem, pranohet se IMF-ja e fundit përfaqëson tendencën e procesit dominues, ndaj mund ta lexojmë si tregues të regjimit global.



**Figura 4. 4 Modalitetet e IMF-së për gjashtë seri. Seritë për Shqipërinë dhe Greqinë kanë nevojë për 11 IMF.**

Megjithatë, mënyra e fundit ka një amplitudë të lartë që dëshmon për efekte të padëshirueshme, ndaj ne vazhdojmë me teknikën e asistuar nga zhurma (VEMD) e prezantuar në [4] dhe e diskutuar edhe në aplikacionet [13]. Ne morëm që seritë kohore të të dhënave të COVID për Shqipërinë dhe Greqinë janë zbërthyer në 11 IMF kundrejt 10 për katër vendet e tjera të përdorura këtu për të krahasuar sjelljen. Ne vumë re se 5 mënyrat e fundit përfaqësojnë një pamje më fizike të të dhënave. Prej tyre dallojmë gjurmë të periodicitetit në sinjal por amplituda e tyre ndryshon ndjeshëm në të gjithë IMF-në. Periudhat më thelbësore janë vërejtur në dy mënyrat e fundit. Për Shqipërinë rezultoi se koha e plotë e vëzhgimit është e ndarë në 3 intervale kohore të dallueshme që korrespondojnë me regjimet e përbëra, dhe i fundit nuk është i kopletuar, pra regjimi i plotë makro nuk ka përfunduar ende. Këtu kemi zgjedhur variancën korresponduese të një individ në kufirin e tij. Mos harroni

se EMD është një filtër jolinear rekurziv i cili zbërthen një seri kohore në një grup shkallësh me brez të ngushtë (IMF), shih [3], [4] për detaje të mëtejshme. Prandaj, sipas literaturës së referuar këtu, ne mund të njihemi për dinamikën në secilën shkallë në nivelin më të lartë të rezolucionit - frekuencën e menjëhershme dhe amplituda e menjëhershme - nëpërmjet transformimit të Hilbertit. Nga spektrogrami i ndërtuar duke operuar transformimin Hilbert sipas EEMD (bashkarisht EMD), vërejmë se spektri i fuqisë karakterizohet nga maja të alternuara midis frekuencave lokale të matura në  $\frac{1}{Total_{period}}$  njësi. Vlera më e lartë për frekuencën është marrë rreth 50 që korrespondon me periudhën rreth 9 ditë. Vëmë re se kuptimi i frekuencave lokale mund të interpretohet kryesisht në kornizën matematikore si trend numerike, sepse ne nuk kemi kryer një analizë të detajuar dhe të plotë për çdo mënyrë EMD. Së fundi, ne treguam spektrin e fuqisë për të ilustruar sjelljen lokale të serive kohore në analizë. Ne vërejmë se modulimi i frekuencës është i dendur duke raportuar një proces me jo-stacionaritet të lartë.

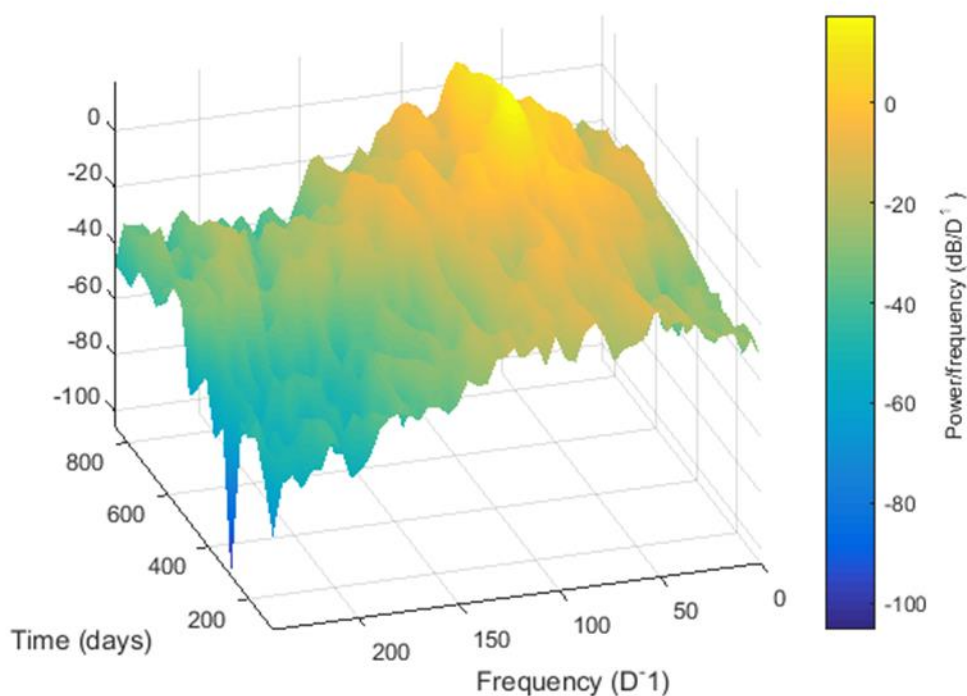


**Figura 4.5 Trendi nga IMF-ja e fundit**

Për të zgjeruar verifikimin e regjimit siç është përfutur më sipër, ne kemi kryer një analizë të shkurtër të sjelljes kritike bazuar në evidencat e strukturës së



DSI. Në këtë rast, koha kritike korrespondon me momentin kohor ku regjimi ka më shumë gjasa të ndryshojë, siç diskutohet në kuadrin teorik në [19]. Sipas [8] ne analizuam këtë aspekt duke eksploruar përshtatjen e të dhënave me funksionin q-log-periodik për të llogaritur strukturën DSI jo-dominuese për serinë. Fillimisht ne e hulumtuam këtë aspekt duke përshtatur funksionin e thjeshtë ad-hoc LP (9) me të dhënat në dritare kohore të caktuara ku mendohej dinamika pothuajse kritike. Ne kemi vërejtur se sjellja e vetëorganizimit lokal është e pranishme në intervale të shkurtra, por zakonisht ajo zhduket disa javë pas shfaqjes së parë. Gjurma e fundit e dinamikës log periodike vihet re në fazën e mbylljes së serisë që korrespondon me pranverën e vitit 2021. Megjithatë, në përgjithësi ne mund të vëzhgojmë dinamikën log-periodike vetëm në nivel lokal në dritaret kohore, dhe duke ndjekur analizën e raportuar në [8], rezultoi se në terma të shkurtër këto funksione mund të prodhojnë një parashikim të mirë të ndryshimeve të regjimit. Sjellja afatgjatë nuk mund t'i përshtatet një funksioni të vetëm që është në përputhje të plotë me rezultatet paraprake empirike që kanë të paktën më shumë se dy regjime për evolucionin kohor të rasteve të reja. Duke arritur në përfundimin se një model determinist nuk është përfundimtar dhe duke parë kufizimin e shtrirjes së sjelljes log-periodike të përmendur edhe në [8], ne kryem gjithashtu një përmbledhje të rrjetit nervor për të parashikuar sjelljen në terma të shkurtër. Vëmë re se simulimi ynë i bazuar në variantet SEIR dhe RICHARD të paraqitura në [1], [19], [18], [12] etj., kanë prodhuar devijime të mëdha nga të dhënat aktuale dhe ne nuk po komentojmë në mënyrë specifike këtu.



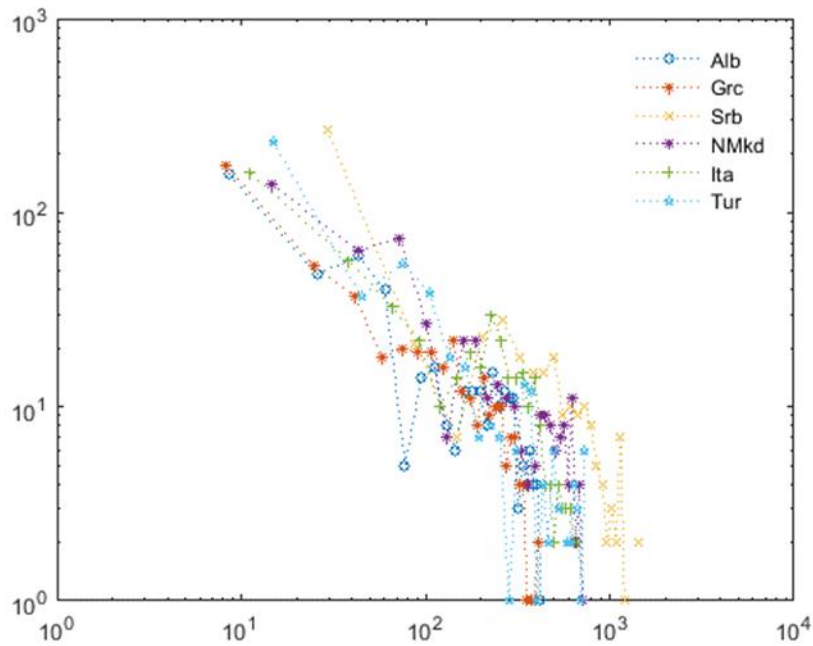
*Figura 4. 6 Spektri i fuqisë për seritë e të dhënave*

#### 4.1.5.1 Shpërndarja e rasteve ditore

Nga një këndvështrim i përgjithshëm, sistemi do të konsiderohet në një gjendje stacionare nëse shpërndarja e një parametri karakteristik është e qëndrueshme. Ekziston një literaturë e gjërë për stabilitetin për shpërndarjen bazuar në konceptin Levy-qëndrueshmeria, por në përgjithësi, nëse ndryshorja është e pa përcaktuar ose e pafundme, supozojmë se shpërndarja nuk është e qëndrueshme. Pra, fillimisht realizuam shpërndarjen "analoge diskrete" duke numëruar frekuencat e ngjarjeve  $f_j = n_{rasti} \in [x_j, x_{j+1}]$ , ku x janë raste të reja ditore për milion. Ne e quajmë atë procesi binig. Përpara se të realizojmë binig, vërejmë se varianca është dukshëm e lartë dhe kështu, duke vlerësuar se shpërndarja është jo-stacionare, kemi përdorur rregullin e optimizimit Freedmen-Djaconic (FD). Vëmë re se rregulli i optimizimit të koshit synon të rregullojë gjerësinë e koshit  $h = \frac{x_{max} - x_{min}}{N_{bin}}$  të tillë që

$$\frac{\partial \langle m_k \rangle}{\partial h} = 0 \quad (10)$$

ku k-momentet jepen nga formula e përgjithshme  $m_k = \int_{support} \rho(x) x^k dx$ , duke pasur parasysh se  $\rho(x)$  është densiteti i probabilitetit për ndryshoren e rastësishme x. Si zakonisht, ne morëm parasysh vetëm momentet e para, p.sh., mesataren dhe variancën. Ne ndoqëm rregullin FD që në thelb nuk supozon shpërndarje normale për gabimet ose devijimet e ndryshores x. Duke përdorur hapa të tillë, shpërndarja rezultoi në një funksion shumëpjesësh ku dy pjesë janë lehtësisht të dallueshme. I pari i bazuar në rastet e ulëta përshtatet më mirë me lakoren e ligjit të fuqisë, por mund të përafrohet edhe me atë eksponenciale. Duke pasur vetëm disa pika në këtë zonë, ne nuk kemi kryer teste dhe statistika të detajuara për të dalluar ato dy pdf të pjesëshme të mundshme, kështu që kemi përdorur argumentet kontekstuale të bazuara në referencën [10]. Pjesa e mbetur është një kurbë këmbanë e çrregullt. Mund të trajtohet më mirë me funksione me bazë gama ose më mirë nga q-gaussian i diskutuar në [17]. Këto funksione bazohen në të ashtuquajturat q-eksponenciale të formave të përgjithshme  $exp_q \sim (1 - (1 - q)x)_+^{\frac{1}{1-q}}$  ku indeksat '+' do të thonë 'argument pozitiv i funksionit'. Për Shqipërinë dhe Serbinë, ne identifikojmë shpërndarjen dypjesëshe, ku e fundit që korrespondon me rastet e larta ditore është një q-gaussian. Në rastin e Greqisë, rezultoi se shpërndarja ka filluar të zhvillohet në një profil unik me dominim të lartë të rasteve të vogla ditore të raportuara. Italia ka një shpërndarje afër një ligji pareto.



**Figura 4. 7 Shpërndarja e rasteve të reja ditore për disa vende fqinje të Shqipërisë**

Sipas analizës së dhënë në [9], shpërndarja e pjesëve të dyfishta tregon praninë e më shumë se një mekanizmi. Në literaturën [10] është theksuar origjina PL e shpërndarjes për përhapjen e Covid-19, kështu që ne pranojmë mekanizmat e lidhjes preferenciale përgjegjëse për sjelljen e ligjit të fuqisë në shpërndarje. Pranojmë se shpërndarja në formë këmbane e vërejtur për rastet e reja ditore të larta lidhet me efektet e përziera konkurruese të faktorëve të natyrës fizike dhe administrative. Për pjesën e mbetur nuk nxjerrim përfundime matematikore për shkak të numrit të vogël të pikave. Në një farë mase, mund të pranojmë se kjo shpërndarje del si rezultat i rregullit të bashkëngjitjes jolineare-preferenciale që çon në funksionin e shpërndarjes  $P(k) \sim k^{-a} \exp(-bk^\gamma)$ . Vëmë re se në një punë të mëparshme duke parë atraktivitetin për lidhjet bazuar në fushën mesatare lokale [12] shpërndarja e vlerave të lidhjeve në një rrjet social ka formën q-gaussian të prezantuar nga [17].

$$G_{q(x)} = A_q \left[ \left( 1 - (1 - q) \left( \frac{x - \mu_q}{2\sigma_q} \right)^2 \right) \right]^{\frac{1}{1-q}} \quad (11)$$

Vëmë re se në këtë formulë të fundit, parametri  $q$  mat gjithashtu distancën nga gjendja e palëvizshme. Përsëri, duke përdorur rezultatet e referencës [12] ne argumentojmë se sistemi është nën një proces dinamik i cili pritët ta shtyjë atë drejt një faze relaksimi.

#### 4.1.6 Përfundime

Evolimi i të dhënave të regjistruara për COVID-SARS-2 në Shqipëri shfaq veti të konsiderueshme jostacionare dhe heterogjene për shkak të proceseve që lidhen me përhapjen e sëmundjes, imunitetin e njerëzve, heterogjenitetin gjeografik dhe urban etj. Gjithashtu, një problem tjetër lidhet me procedurat administrative që lidhen me menaxhimin e pandemisë. Duke përdorur analiza klasike përshkruese dhe mjete ndihmëse, ne mblodhëm njohuri të rëndësishme për seritë kohore që përmbajnë rastet e reja pozitive të regjistruara. Ne kemi vërejtur sezonalitet në sjellje me një vonesë kohore rreth 9 ditë. Varianca e serisë ka filluar të stabilizohet muajt e fundit dhe duket e ngjashme me vendet e tjera fqinje, por rreth 30 ditë përpara. Në disa aspekte, karakteristikat e serisë janë të ngjashme me Greqinë dhe Italinë, të cilat mund të lidhen me protokollet e ngjashme të përdorura nga administrata. Me zbatimin e teknikës EMD vërejmë se procesi fillestar ka hyrë në fazën e mbylljes dhe regjimi afatgjatë i rasteve të reja me COVID pritët të përfundojë në fund të pranverës 2021. Nga analiza e shkallës makro bazuar në shpërndarjen, rezultoi se sistemi karakterizohet nga një shpërndarje dypjesëshe. Incidencat e ulëta i përkasin një ligji të fuqisë, ndërsa më e larta i përket një shpërndarjeje këmbanë që është e përshatur mirë me një format  $q$ -gaussian. Gjendja e sistemit duket se është nën një proces relaksimi dinamik, ku shpërndarja do të bëhej një funksion me një pjesë.

## **4.2 Karakteristikat e përgjithshme të kursit të këmbimit të parasë kombëtare kundrejt disa valutave të huaja në Shqipëri.**

### **4.2.1 Hyrje**

Në këtë zbatim kemi marrë në shqyrtim studimin e serisë të kursit të këmbimit për rastin specifik ku tregu financiar formal nuk është aktiv. Në këto situata do të na interesonte paralelizimi i kursit të këmbimit me indekset financiare për një treg financiar të stabilizuar. Vërehet se stacionariteti i shpërndarjes për një pjesë të kursit të këmbimit të valutave të tregtuara në vend ndryshon ndjeshëm. Dinamika kohore tregon praninë e elementeve të sjelljes kritike lokale, por këto tendenca zbuten dhe zbehen në mënyrë periodike. Më tej, ne kemi shqyrtuar dhe evidentuar distancat e korrelacionit dhe pangjashmërinë midis kurseve të këmbimit të monedhave kombëtare kundrejt euros dhe dollarit dhe çmimeve të artë. Rezultoi se dy kurse këmbimi kanë distanca të ndryshme nga çmimi i artë i marrë për referencë. Distanca e korrelacionit ndërmjet serive të kthimeve në periudha të ndryshme ka evidentuar se nuk ka një sjellje të rregullt në këtë drejtim.

Kursi i këmbimit të një monedhe kombëtare kundrejt një monedhe tjetër të tregtueshme varet nga shumë parametra si barazia e blerjes dhe niveli i çmimeve në të dy vendet, normat e interesit, inflacionet, borxhi i qeverisë ose stoku etj., shih referencat [22] etj. Në varësi të specifikave të ekonomive të përfshira në të dyja anët e mekanizmit të shkëmbimit, faktorë të tjerë mund të jenë gjithashtu pjesë e lojës, shih [24], [23] dhe referencat aty për detaje. Si rezultat, seritë e të dhënave kohore të kurseve të këmbimit janë të ngjashme me të dhënat e tjera financiare. Ne do të shqyrtojmë në këtë punim kursin e këmbimit të monedhës shqiptare ndaj USD dhe EURO, kështu që specifikat e ekonomisë së vendit janë të rëndësishme. Këtu do të shqyrtojmë evolucionin dhe dinamikën kohore në seritë e të dhënave, vlerat mesatare specifike, shpërndarjen e kthimit, veçoritë e paqëndrueshmërisë etj. Së pari, theksojmë specifikat e sistemit, të cilat motivojnë analizën përshkruese hap pas hapi dhe kufizimi i elementeve cilësore. Vetëm për të kujtuar në këtë çështje

është fakti se Shqipëria ka krijuar një treg financiar formal por praktikisht nuk është funksional. Në vijim, vendi po bën përpjekje për t'u integruar në sistemin (mega) ekonomik të BE-së dhe për këtë arsye politika monetare monitorohet rreptësisht. Vëmë re se edhe kurset e këmbimit përdoren rreptësisht nga autoritetet si një instrument financiar shtesë në kuadrin e politikave makroekonomike. Por gjithashtu, për shkak të rrethanave të tilla specifike, studimi i serisë së kursit të këmbimit lek/valuta të tjera është bërë një objekt shumë i rëndësishëm dhe interesant për studiuesit nga këndvështrime të ndryshme, shih [33], [35], [36] përveç kërkimeve dhe publikimeve të shumta dhe parodike nga Banka Qendrore e Shqipërisë. Në rastin e përgjithshëm, vërejmë se përveç modeleve të ndryshme ekonometrike të zhvilluara nga doktrinat financiare, analiza të suksesshme janë paraqitur nga matematikanët dhe fizikanët në kuadrin e studimeve të ekono-fizikës, shih [23], [24], [27] ose si rast studimi për statistikat jo-ekuilibruese dhe sistemet komplekse, shih [31], [28] etj. Gjithashtu, proceset socio-ekonomike janë konsideruar në kuadrin e zgjerimeve të mekanikës statistikore jo-ekuilibruese, [25], [26] [27], [38], [39] etj. Diskutimin do ta ndjekim nga një këndvështrim statistikor përshkrues por do të përmenden dhe theksohen edhe disa sjellje specifike që lidhen me shkencën e kompleksitetit. Në këtë rast, seritë e kursit të këmbimit në studim konsiderohen si një sistem tipik kompleks, për shkak të heterogjenitetit të faktorëve që ndikojnë në të, por përsëri nuk thellohem në modelimin apo analizën teknike duke kufizuar punën në kuadrin e analizave empirike-përshkruese.

#### **4.2.2 Mbi karakteristikat e kursit të këmbimit dhe procedurat analitike të përdorura në këtë punim**

Fillimisht, le të prezantojmë shkurtimisht disa elementë ekonometrikë që lidhen me kurset e këmbimit. Në një model shumë të thjeshtuar, kursi bazë i këmbimit ( $Q$ ) në ekuilibër llogaritet si

$$Q = \sum_i \beta_i E \frac{P_{f,i}}{P_d} \quad (1)$$

ku  $E$  është kursi nominal i këmbimit,  $P_{fi}$  janë barazia e blerjes së huaj ose niveli i çmimit dhe  $P_d$  është çmimi vendas. Kursi nominal i këmbimit (ose kursi zyrtar i këmbimit) përkufizohet si numri i njërive në monedhën vendase që mund të blejnë njësinë e monedhës së huaj. Zakonisht, kursi nominal i këmbimit për ekonomitë në tranzicion bazohet në politikat e vendeve dhe është i fiksuar ose i lidhur kundrejt një shporte të monedhave kryesore botërore, shih [23], [22], [24] etj. parametri  $\beta_i$  tek (1) është pesha e caktuar për çdo kurs real të këmbimit të monedhës vendase kundrejt monedhës së huaj (i) dhe jepet nga relacionin

$$\beta = \frac{(Export + Import)_i}{(Export + Import)_{total}} \quad (2)$$

ku “eksporti” dhe “importi” llogariten në monedhën vendase dhe përfshijnë të gjitha aktivitetet tregtare drejt vendit (i), [23]. Më pas, duke futur ekuacionet e tregtueshme (T) dhe jo të tregtueshme (NT) dhe duke marrë formën logaritmike, kursi real logaritmik i këmbimit jepet me formulën e thjeshtë lineare

$$q = (e + p_i^T - p^T) - ((1 - \beta)(p^{NT} - P^T) - (1 - \beta_f)(p_f^{NT} - p_f^T)) \quad (3)$$

ku caktuam me shkronja të vogla logaritmin e sasive në ekuacionin (1). Lulatja e kurseve reale të këmbimit është nxitur nga pjesa reale e tregtueshme ( $e + p_i^T - p^T$ ) dhe nga raporti i çmimeve relative vendase me ato të huaja të mallrave të patregtueshëm dhe të tregtueshëm [23]. Një ekuacion i ngjashëm është marrë me metodën e parasë për kursin nominal të këmbimit që shfaqet në (2)

$$e_t = (m_t - m_t^f) - a_1(y - y_t^f) - a_2(i_t - i_t^f) + \varepsilon_t \quad (4)$$

Këtu  $m_t$  është oferta monetare,  $i_t$  është norma e interesit dhe  $y$  përfaqëson të ardhurat ose një masë të PBB-së. Modelet më realiste nxjerrin në pah faktin se edhe në qasjet më të thjeshtuara, kurset e këmbimit ndikohen nga disa faktorë të ndërlidhur dhe konkurrues që imponojnë një luhatshmëri dhe luhatje shumë komplekse të kësaj sasive financiare. Prandaj, një term stokastik mund të shtohet në formulat empirike dhe ne e shënojmë atë me  $\varepsilon_t$ . Vëmë re se sasia më e rëndësishme



në dinamikën e indekseve financiare është kthimi  $\frac{P_{t+1}-P_t}{P_t}$ , ku {P} janë vlerat e çastit për sasinë financiare të marrë në konsideratë. Prandaj, në rastin tonë sasia

$$r_t = \ln \frac{q_{t+1}}{q_t} \cong \frac{q_{t+1} - q_t}{q_t} \quad (5)$$

është treguesi më i rëndësishëm në dinamikën e kursit të këmbimit. Është treguar se kthimi i kursit të këmbimit shfaq dinamikë të ngjashme me indekset e tjera financiare [28]. Në [25] është argumentuar se shpërndarja e kthimeve në përgjithësi i bindet një forme q-lognormale të dhënë nga funksioni

$$\rho(x) = A \frac{1}{x^q} e^{-\frac{|\ln_q x - \mu|^2}{2\sigma^2}} \quad (6)$$

ku  $\ln_q$  jepet nga relacioni  $\ln_q x = \frac{x^{1-q}-1}{1-q}$ , A është konstanta e normimit,  $\mu$  dhe  $\sigma$  janë konstante që luajnë rolin e mesatares dhe devijimit standard. Në limitin kur  $q \rightarrow 1$  rikuperohet lognormalja klasike. Borland, në [26] ka propozuar një model kthimi të përgjithësuar ku paqëndrueshmëria  $\omega$  ndjek një shpërndarje q-gaussian të dhënë nga ekuacioni

$$P = A(1 - (1 - q)\beta\omega^2)^{\frac{1}{1-q}} \quad (7)$$

Në këtë kuadër do të verifikojmë shpërndarjen e kthimit të kursit të këmbimit për seritë e të dhënave të marra. Procedura e përshtatjes bazohet në katrorët më të vegjël jolinearë. Një tjetër veçori interesante për kursin e këmbimit, sërish si dinamika e sasive të tjera financiare është vetëorganizimi ose Shkalla Diskrete e Strukturës së Pandryshueshmërisë (DSI). Struktura DSI është një invariancë specifike e shkallës ku parametri i shkallëzimit është diskret që është në ekuacionin  $O(x) = \mu O(\alpha x)$  parametri  $\alpha: [\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n]$ . Në [28] dinamika e çmimeve, kurset e këmbimit etj janë shprehur me funksionin log-periodik (LPP)  $y = y_0 + A(t - t_c)^m(1 + B\cos(\omega \log(t - t_c) + \varphi))$ , ku  $t_c$  është koha kritike, y është logaritmi i çmimit,  $\omega$  është frekuenca ciklike e lidhur me parametrat DSI dhe A, B,

C janë konstante. Forma të tjera log-periodike përdoren më pas dhe ne do të zgjedhim në rastin tonë

$$y = y_0 + A(t - t_c)^m + (t - t_c)^m (B \cos(\omega \log(t - t_c) + \varphi) + C \sin(\omega \log(t - t_c) + \varphi)) \quad (8)$$

Përshtatja e formës (4) bazohet në algoritmin gjenetik, duke filluar nga një procedurë linearizimi të quajtur "shpëtim"

$$y = a + bf(t) + cg(t) + dh(t)$$

$$f(t) = (t - t_c)^m$$

$$g(t) = (t - t_c)^m \cos(\omega \log(t - t_c) + \varphi)$$

$$h(t) = (t - t_c)^m \sin(\omega \log(t - t_c) + \varphi) \quad (9)$$

Në çdo hap të procedurës së Algoritmit Gjenetik, ne gjenerojmë  $f(t)$ ,  $g(t)$ ,  $h(t)$  duke caktuar së pari vlerat e rastësishme  $\{t_c, \omega, \varphi\}$  në një nënbashkësi të  $R^4$  të përcaktuar për sistemin dhe zgjidhim problemin linear thjesht duke llogaritur  $\{a, b, c, d\}$  nga ekuacionin e regresionit

$$\begin{pmatrix} \sum_{i=1}^n y_i \\ \sum_{i=1}^n y_i f_i \\ \sum_{i=1}^n y_i g_i \\ \sum_{i=1}^n y_i h_i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} N \sum_{i=1}^n f_i \sum_{i=1}^n g_i \sum_{i=1}^n h_i \\ \sum_{i=1}^n f_i \sum_{i=1}^n f_i f_i \sum_{i=1}^n f_i g_i \sum_{i=1}^n f_i h_i \\ \sum_{i=1}^n g_i \sum_{i=1}^n g_i f_i \sum_{i=1}^n g_i g_i \sum_{i=1}^n g_i h_i \\ \sum_{i=1}^n h_i \sum_{i=1}^n h_i f_i \sum_{i=1}^n h_i g_i \sum_{i=1}^n h_i h_i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} a \\ b \\ c \\ d \end{pmatrix} \quad (10)$$

kështu që k zgjidhje të tipit  $\{t_c, \omega, \varphi, a, b, c, d\}$  krijohen në përputhje me rrethanat.

Më pas, pas realizimit kryqëzimi ndërmjet çdo dy zgjidhje fillestare themi

$$\{t_c, \omega, \varphi\}_{fëmijë} = \frac{\{t_c, \omega, \varphi\}_{prindi1} + \{t_c, \omega, \varphi\}_{prindi2}}{2} \quad (11)$$

realizohet një bashkësi e zgjidhjeve të 'k'fëmijëve. Duke renditur zgjidhjet sipas devijimit  $R^2 = shuma(y_{të\ dhëna} - y_{llogaritur})$ , k individët me  $R^2$  më të vogël "mbijetuan" ndërsa të tjerët eliminohen nga procesi i përzgjedhjes natyrore. Këtu gjenerata e parë përfundon dhe procesi përsëritet deri në arritjen e kushteve  $R^2 < pragu$ . Ne analizuam sjelljen e LP në dritaret e zgjedhura kohore për të kontrolluar për sjellje të mundshme kritike. Meqenëse struktura DSI mund të mbivendoset potencialisht nga efekte të tjera, ne kemi përdorur një formë të përafërt të bazuar gjithashtu në funksionet q. Së fundi, ne kemi analizuar strukturën fraktale dhe multifraktale të serisë për një kuptim të detajuar të vetë-afiniteteve të të dhënave. Përsëri, për qartësinë e leximit kujtojmë se vetë-afiniteti ose shkallëzimi për një proces  $X(t,p)$  ku t është koha dhe {p} janë parametra, shprehet me relacionin e

$$X(at, p) \sim a^H X(t, p) \quad (12)$$

Indeksi i vetë-ngjashmërisë H që shfaqet në (7) quhet gjithashtu eksponenti Hurst [36]. Eksponenti i përgjithësuar Hurst prezantohet në mënyrë të njëpasnjëshme duke përdorur statistikat e momentit të rendit q

$$\frac{\langle |X(t + \tau) - X(t)| \rangle^q}{\langle |X(t)|^q \rangle} \sim \tau^{qH(q)} \quad (13)$$

ku  $H(q)$  quhet eksponenti i përgjithësuar i Hurst-it, shih [38] për një analizë të përgjithësuar ose [40] për metodat e aplikimit në kuadrin shumë-disiplinor. Procedura më e përdorur për llogaritjen e eksponentit hurst dhe sasive të tjera që lidhen me to është Analiza e Lulatjeve të Detrenduara (DFA) siç shpjegohet shkurt në referencë [32]. Nëse eksponenti hurst ndryshon sipas vlerave të serisë së të dhënave, struktura quhet multifraktale. Ka shumë veti matematikore, gjeometrike dhe fizike që lidhen me sjelljen multifraktale, të cilat ne po i anashkalojmë tani këtu. Vëmë re se nga pikëpamja algoritmike, llogaritja e vetive multifraktale do të realizohej nëpërmjet një procedure të ngjashme të quajtur Multifraktal-DFA. Këtu

kemi përdorur një algoritëm të ofruar nga [32] dhe për këtë arsye nuk po i detajojmë hapat.

### 4.2.3 Karakteristikat e përgjithshme dhe masat e kursit të këmbimit

#### Lek/USD/EURO dhe çmimi i arit

Siç e përmendëm edhe më lart, kursi i këmbimit jeton në një sistem të hapur, ku tregu i likuiditetit është vetëm një pjesë e tërësisë. Në sistemin tonë, rregullorja e Bankës Qendrore në Shqipëri përfshin një sërë rregullash dhe rregulloresh për të garantuar stabilitetin financiar dhe ekonomik, prandaj kufijtë e jashtëm të serisë janë shumë të prekura nga këto politika. Më tej, duhet të përmendim se Shqipëria ka një ekonomi relativisht të vogël me rreth 15 miliardë euro PBB, dhe PBB/banor i saj është dukshëm më i ulët se në SHBA apo vendet evropiane. Pra, nga pikëpamja ekonometrike, flukset e parasë pritet të rrjedhin brenda vendit duke ndikuar në uljen e çmimit të euros ose USD etj. (në lekë). Në referencë [33] thuhet se flukset për frymë nga ekonomia e madhe (Europa-E) me PBB më të lartë për frymë në atë të vogël me PBB për frymë më të ulët (Shqipëri-A) do të vlerësoheshin me

$$\frac{\delta m}{\delta N} \sim \frac{\ln(\text{GDP}_C(A)) - \ln(\text{GDP}_C(E))}{\frac{1}{(\text{GDP}_C(E))} - \frac{1}{(\text{GDP}_C(E))}} > 0 \quad (14)$$

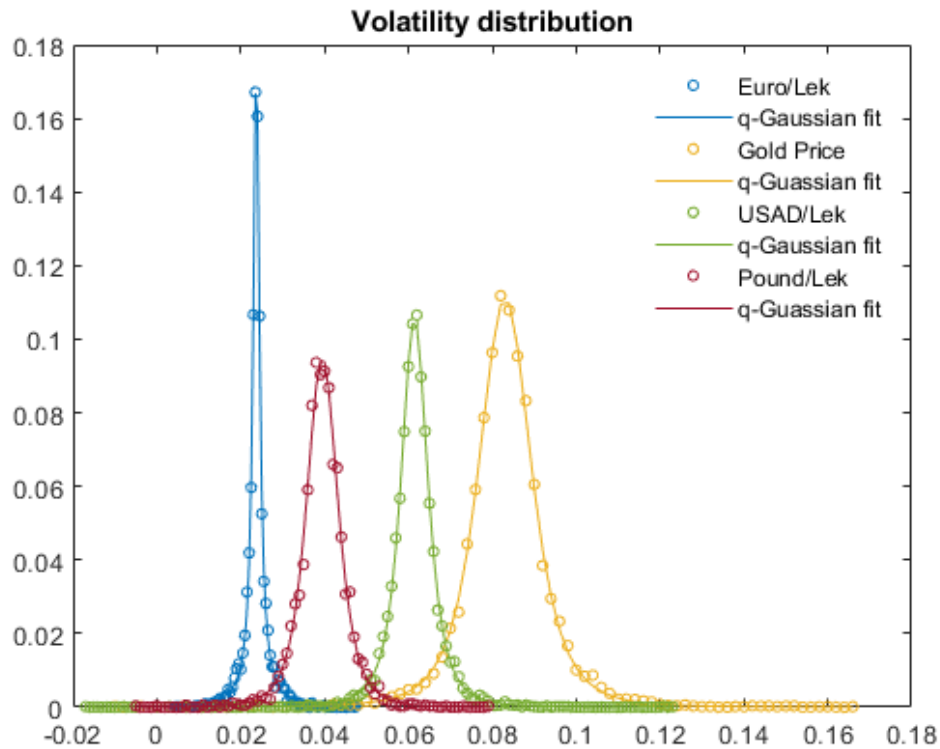
Pra, fluksi i brendshëm neto i valutës së huaj kontribuon në zhvlerësimin e raportit euro/lekë. Duke shtuar këtë kemi edhe flukse neto negative të popullsisë në drejtimin  $A \rightarrow E$ . Një çështje tjetër shumë kritike është efekti i presionit të ekonomisë informale. Një sasi e konsiderueshme parash mbeten jashtë strukturave financiare të rregulluara që gjenerojnë transferta të brendshme të parregullta. Ekonomia informale mund të thithë dhe emetojë në mënyrë të parregullt paratë që nënkuptojnë shtrembërimin e balancave të monedhave cash. Vlerësohet se niveli i informalitetit në Shqipëri gjatë viteve 2000-2015 është 35-40% të PBB-së, [33] kështu që efekti do të ishte shumë i rëndësishëm. Si përfundim paraprak, një shprehje matematikore formale që merr parasysh të gjithë këta faktorë të veçantë

duket të jetë joreale për vëzhgimin tonë. Prandaj, studimi i dinamikës së serisë së kursit të këmbimit Lek/Euro, USD, si dhe karakteristikat e tjera propozohen këtu në kuadër të analizës përshkruese.

#### **4.2.3.1 Analizat përshkruese të serive të kursit të këmbimit të periudhës 2008-2021**

Këtu do të fokusojmë vëmendjen tonë në shpërndarjet e kthimeve (luhatshmëritë), korrelacionin dhe autokorrelacionin, si dhe tendencën e serive për periudhën 2008-2021. Duke eksploruar vetitë e funksionit të përshtatur me shpërndarjen empirike, ne kemi identifikuar natyrën e procesit dominues, nivelin e stacionaritetit të gjendjes globale dhe gjithashtu shkallën e kompleksitetit. Sipas [25] niveli i stacionaritetit jepet nga parametri  $q$  i  $q$ -gaussian-it të përshtatur në shpërndarjen reale të të dhënave. Vëmë re se ekonometristët zakonisht përdorin funksionet lognormale në raste të ngjashme, ndërsa në referencë [26], një analizë e plotë e bazuar në kuadrin ekono-fizik ka argumentuar se  $q$ -lognormal dhe  $q$ -gaussian janë forma më reale pdf për të përshkruar shpërndarjet e luhatshmëritë. Bazuar në këto argumente, në referencën [29] kemi raportuar se shpërndarja më e përshtatshme për dendësinë e normës së kthimit (luhatshmërisë) USD/Lek dhe EURO/Lek në periudhën [2000,2019] ka qenë forma  $q$ -gausiane. Këtu, ne provuam të dy format,  $q$ -lognormal dhe  $q$ -gaussian. Duke përdorur metodën jolineare të përshtatjes së katrorëve më të vegjël, kemi marrë se  $q$ -lognormal është përshtatur shumë mirë, por është i varur nga algoritmi dhe gjithashtu destabilizohet nga ndryshimi i gjerësisë së koshit. Në referencë [35] argumentohet se shpërndarja më e pranueshme në atë rast duhet të jetë ajo që është më e paprekur ndaj ndryshimit të gjerësisë së koshit, dhe ne do t'i referohemi kësaj si një argument ndihmës në zgjedhjen e shpërndarjes më përshkruese nëse statistikat e mirësisë së përshtatjes nuk janë vendimtare. Këtu kemi kryer përshtatjen duke përdorur algoritmin jolinear të katrorit të fundit, ku zgjedhëm algoritmin e 'zonës së besimit' në procedurën MATLAB. Gjithashtu, ne përdorëm rregullin e optimizimit Freedman-Djaconic për koshin për të llogaritur shpërndarjen e bishtit të plotë të evidentuar në analizën paraprake. Ne vumë re se  $q$ -Gaussian dhe  $q$ -lognormal janë kandidatët më të mirë

si pdf në këtë rast, por q-gaussian ishte alternativa më e mirë për kriteret e mësipërme. Shpërndarja empirike dhe format e tyre të përshtatura janë paraqitur në Figurën 4.8.



**Figura 4. 8 Shpërndarja e luhatjeve dhe q-Gaussians përshtatur me to**

Parametrat e marrë nga përshtatja q-Gaussian janë 2,1063; 1,4876; 1.6032 dhe 1.4684 për kurset Euro/Lek, Çmimi i arit, USD/Lek dhe Pound/Lek respektivisht. Ne kemi vërejtur se shpërndarja e luhatshmërisë (norma e kthimit) Euro/Lek i përket shpërndarjes tipike jostacionare dhe si pasojë fizike kjo gjendje konsiderohet në evolucionin dhe dinamikën intensive. Bazuar në qasjen teorike [25] dhe [26], dhe duke iu referuar punës së mëparshme në këto tema [33], gjendja e përgjithshme e shkallës së kthimit i përket zonës së variancës së padefinuar, dhe për këtë arsye konkludojmë se varianca e llogaritur për serinë kohore të normës së kthimit në periudhën [2008,2021] është e ndryshueshme, e papërcaktuar. Nga ana tjetër, norma e kthimit për USD/Lek, Pound/Lek dhe çmimi i arit karakterizohen

nga një shpërndarje mjaft e paqëndrueshme në skajin e limitit  $q=5/3$  që është kufiri i stacionaritetit. Rasti USD/Lek ka shpërndarjen që i përket zonave të variancës së pafundme ( $q>5/3$ ). Vëmë re se pasiguria në vlerësimin për parametrat në llogaritjen e përshtatjes jolineare nuk është e neglizhueshme, kështu që supozojmë se  $q\sim 5/3$  duhet të konsiderohet që  $q<5/3$  nuk është e verifikueshme dhe për rrjedhojë, të gjitha shpërndarjet konsiderohen si me jostacionaritet të lartë. Niveli i jostacionaritetit i gjendjeve të normës globale të kthimit të vëzhguar deri më tani na sugjeron të kufizojmë studimin tonë në analizën përshkruese, sepse modeli dhe qasja alternative përcaktuese nuk janë efikase në këtë situatë. Nga ky këndvështrim dhe konstatim i përgjithshëm, ne ndoqëm kërkimin për praninë e ndonjë rregullsie në seritë e shprehura në korrelacionet dhe autokorrelacionet e tyre. Në këtë rast, supozuam se seritë e kurseve të këmbimit për periudha të caktuara mund të ishin të korreluara ose antikorrelative si rezultat i veprimit taktik të organeve shtetërore ndaj kursit të këmbimit. Prandaj, një sjellje mjaft e thjeshtë dhe e dukshme konsiderohet si një tregues i rëndësishëm për diskutim të mëtejshëm analitik. Afatet kohore më interesante janë ato që lidhen me një vit fiskal, të cilat përfaqësojnë rregullime nga viti në vit të strategjive të kursit të këmbimit. Intervali më i shkurtër ka të ngjarë të tregojë politikën e korrigjimit në kohë.

***Tabela 4. 1 Koeficienti i korrelacionit Pearson për seritë e pjesshme për periudhën e gjysmës së vitit.***

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
2008	1	0.2708	0.7339	-0.2091	0.6849	-0.1403	0.3012	-0.169	0.0881	0.4746	0.1651	0.4651	0.1084
2009	0.2708	1	0.2433	0.0013	0.434	0.3624	-0.4048	-0.6492	-0.5999	-0.4174	-0.7818	-0.3801	-0.0736
2010	0.7339	0.2433	1	-0.2464	0.7303	-0.3381	0.2784	-0.3227	0.037	0.5649	0.2725	0.5826	0.0019
2011	-0.2091	0.0013	-0.2464	1	0.1925	0.4843	-0.1807	0.5064	0.3644	-0.1259	-0.188	-0.1667	0.007
2012	0.6849	0.434	0.7303	0.1925	1	0.1386	0.1968	-0.1302	0.1579	0.4175	-0.034	0.359	0.1072
2013	-0.1403	0.3624	-0.3381	0.4843	0.1386	1	-0.1249	0.1468	-0.0804	-0.481	-0.5733	-0.4592	-0.0341
2014	0.3012	-0.4048	0.2784	-0.1807	0.1968	-0.1249	1	0.2009	0.4067	0.5154	0.5139	0.4388	0.0636
2015	-0.169	-0.6492	-0.3227	0.5064	-0.1302	0.1468	0.2009	1	0.7729	0.2734	0.5032	0.2626	0.2522
2016	0.0881	-0.5999	0.037	0.3644	0.1579	-0.0804	0.4067	0.7729	1	0.6763	0.6844	0.5362	0.1484
2017	0.4746	-0.4174	0.5649	-0.1259	0.4175	-0.481	0.5154	0.2734	0.6763	1	0.7817	0.8013	0.063
2018	0.1651	-0.7818	0.2725	-0.188	-0.034	-0.5733	0.5139	0.5032	0.6844	0.7817	1	0.7865	0.1804
2019	0.4651	-0.3801	0.5826	-0.1667	0.359	-0.4592	0.4388	0.2626	0.5362	0.8013	0.7865	1	0.2437
2020	0.1084	-0.0736	0.0019	0.007	0.1072	-0.0341	0.0636	0.2522	0.1484	0.063	0.1804	0.2437	1

Pra, ne kryem korrelacionin midis serive sekuenciale të dritareve një vit e gjysmë. Për çiftin euro/lek kemi marrë se korrelacioni mund të ekzistojë ndërmjet serive të kurseve të këmbimit të viteve 2017, 2018 dhe 2019 Megjithatë, nuk ka korrelacion për normën e kthimit, që do të thotë se termi stokastik i imponuar nga aktivitetet bankare dytësore dhe gjithashtu nga tregtia e valutës së lirë, duke përfshirë tregun e zi, janë zakonisht të rastësishme dhe të pavarura nga pikëpamja stokastike. Ka një korrelacion më domethënës (vlere absolute më të mëdha se 0.5) në serinë e çmimeve të arit. Përsëri, asnjë gjurmë korrelacioni për paqëndrueshmërinë për çmimin. Vërehet se koeficientët e korrelacionit ndërmjet periudhave të ndryshme për kursin e këmbimit Lek/USD ndodhin më dendur krahasuar me Euro/Lek. E njëjta sjellje vihet re edhe në serinë e shkëmbimeve Lek/Paund. Duke marrë parasysh se vetëm korrelacioni i një ose dy periudhave mund të ishte kuptimplotë, arritëm në përfundimin se për dy monedha Paund dhe USD, ka gjurmë korrelacioni por në të gjitha ato janë të alternuara dhe nuk ka korrelacion të fortë. Për proceset stokastike, një parametër interesant është distanca midis dy serive të dhëna me formulë

$$d_{x_i, x_j} = \sqrt{2(1 - \rho_{x_i, x_j})} \quad (15)$$

ku  $\rho_{ij}$  është koeficienti i korrelacionit.

**Tabela 4. 2 Koeficienti i korrelacionit Pearson për seritë e pjesshme për periudhën e gjysmës së vitit.**

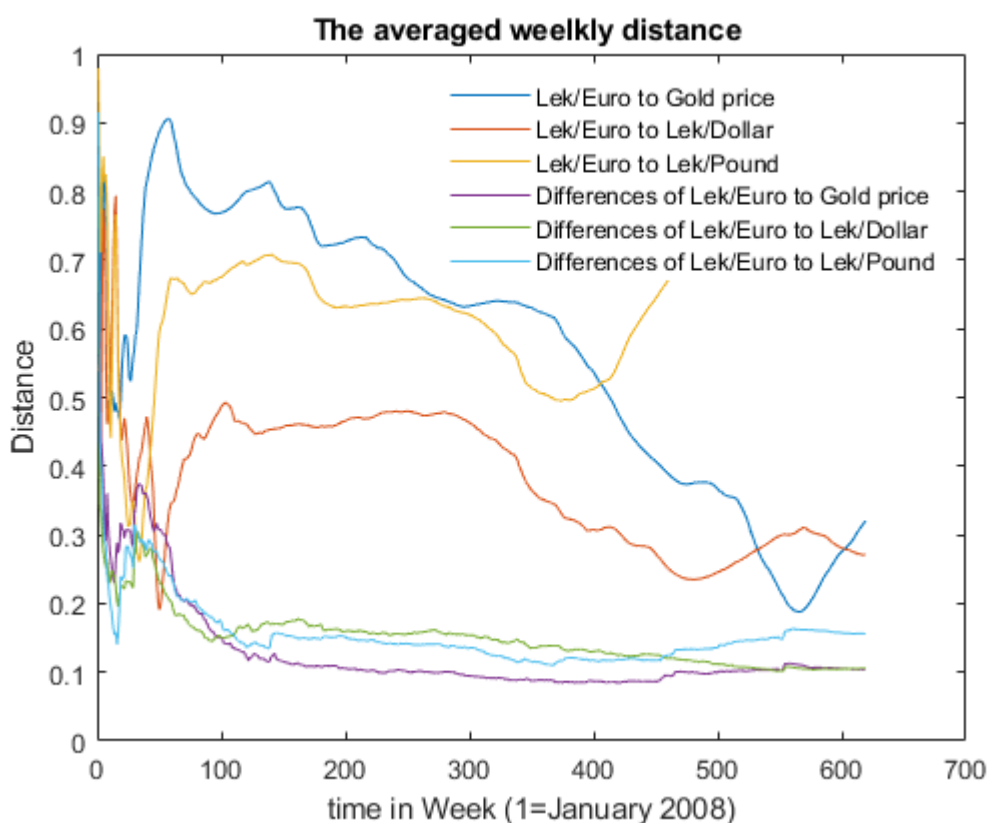
	Sem1	Sem2	Sem3	Sem4	Sem5	Sem6	Sem7	Sem8	Sem9	Sem10	Sem11	Sem12	Sem13
	1	0.4179	0.3934	-0.4418	-0.5896	0.0361	-0.8484	0.2957	-0.7709	-0.1843	-0.8307	0.4274	-0.4931
sem2	0.4179	1	0.2295	-0.5498	-0.6348	-0.2629	-0.3728	0.5311	-0.4751	0.0468	-0.5669	0.5474	-0.2651
sem3	0.3934	0.2295	1	-0.6235	-0.458	-0.2619	-0.5651	0.6781	-0.6967	0.0247	-0.5165	0.7754	-0.4954
sem4	-0.4418	-0.5498	-0.6235	1	0.7846	0.3045	0.4818	-0.519	0.5302	-0.4605	0.3882	-0.612	0.2759
sem5	-0.5896	-0.6348	-0.458	0.7846	1	0.294	0.5326	-0.3834	0.5805	-0.3958	0.5264	-0.5408	0.325
sem6	0.0361	-0.2629	-0.2619	0.3045	0.294	1	-0.2612	-0.2371	0.3415	-0.2556	0.1892	-0.5247	0.4389
sem7	-0.8484	-0.3728	-0.5651	0.4818	0.5326	-0.2612	1	-0.4469	0.7419	0.2562	0.7601	-0.4906	0.4401
sem8	0.2957	0.5311	0.6781	-0.519	-0.3834	-0.2371	-0.4469	1	-0.5515	-0.0267	-0.6244	0.6918	-0.2411
sem9	-0.7709	-0.4751	-0.6967	0.5302	0.5805	0.3415	0.7419	-0.5515	1	0.2213	0.8754	-0.824	0.6852
sem10	-0.1843	0.0468	0.0247	-0.4605	-0.3958	-0.2556	0.2562	-0.0267	0.2213	1	0.2774	-0.0249	0.3403
sem11	-0.8307	-0.5669	-0.5165	0.3882	0.5264	0.1892	0.7601	-0.6244	0.8754	0.2774	1	-0.6766	0.5877
sem12	0.4274	0.5474	0.7754	-0.612	-0.5408	-0.5247	-0.4906	0.6918	-0.824	-0.0249	-0.6766	1	-0.6186
sem13	-0.4931	-0.2651	-0.4954	0.2759	0.325	0.4389	0.4401	-0.2411	0.6852	0.3403	0.5877	-0.6186	1



Është marrë nga raporti i kovariancës me rrënjët katrore të prodhimit të variancave

$$\rho_{x_i, x_j} = \frac{\text{cov}(x_i, x_j)}{\sqrt{\text{var}(x_i)\text{var}(x_j)}} \quad (16)$$

Ai jep distancën një për një të termave të serisë. Ka shumë metrika si distanca e Manhattanit, distanca Minkovsky, distanca Mahalanobis etj, por distanca Euklidiane është konsideruar në këtë veti. Nuk ka nevojë për interpretim specifik të ndërlikuar dhe merret thjesht si vlera numerike e kosinusit midis dy vektorëve (serive).



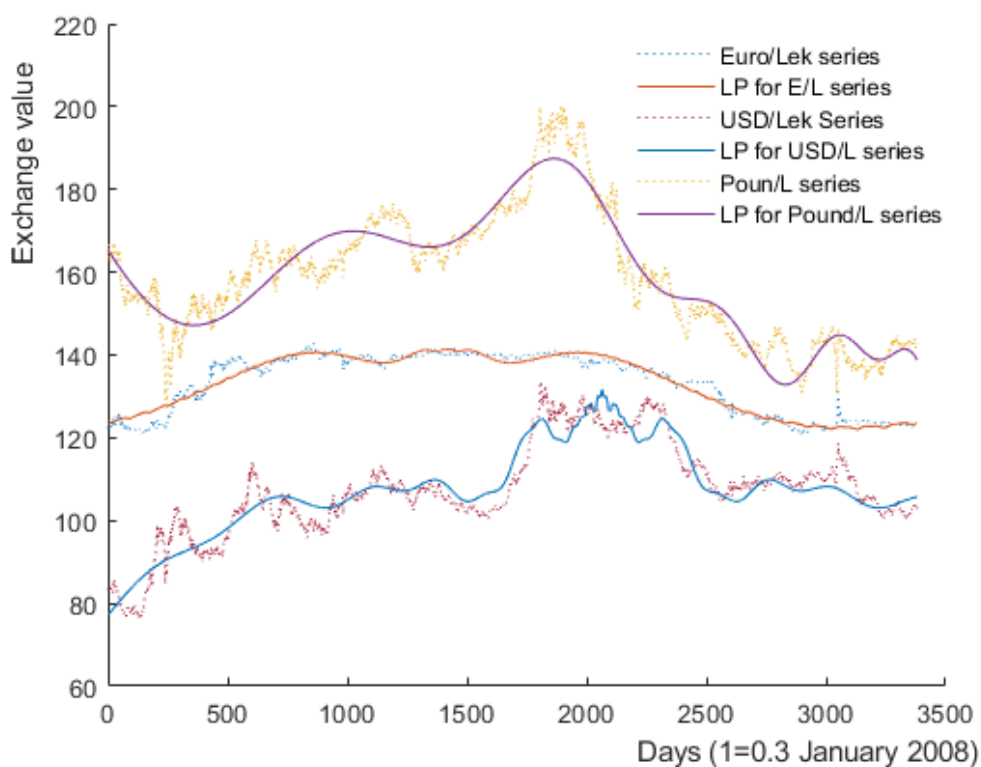
**Figura 4. 9 Llogaritja e distancave për çdo javë**

Ne kemi llogaritur distancën Euklidiane për çiftet e marra nga tre seritë kohore të kurseve të këmbimit dhe e kemi përdorur për të vlerësuar ngjashmërinë e prirjes së tyre me kalimin e kohës. Pra, kemi marrë se distancat midis çmimit të arit dhe kursit

të këmbimit Euro/Dollar ndaj lekut kanë filluar nga regjimi aktual i luhatjeve në periudhën 2008-2010 dhe në vijim pasojnë një periudhë me vlerë të gjatë në vitet 2010-2014, pas së cilës ka hyrë një tendencë relaksuese e një distance rreth 0.3, Figura 4.9. Distanca e kursit të këmbimit Paund/Lek e nisur nga e njëjta sjellje në fillim, mbetet midis dy distancave të para për periudhën 2010-2014 dhe në vijim ka ndryshuar ndjeshëm vlerat për të mbetur në vlerë e lartë rreth 0.9. Rezultoi se brenda termit luhatës, kursi i këmbimit Euro/Lek dhe Dollar/Lek dhe çmimi i arit kanë hyrë në një fazë ngjashmërie të dukshme, por duke mbajtur edhe ndryshime të ndjeshme. Siç shihet në figurën 4.9, distancat e paqëndrueshmërive kanë në dukje distancë më të vogël Euklidiane.

#### **4.2.4 Analiza multifraktale dhe trendi afatgjatë i serisë së kursit të këmbimit Lek/Euro/USD**

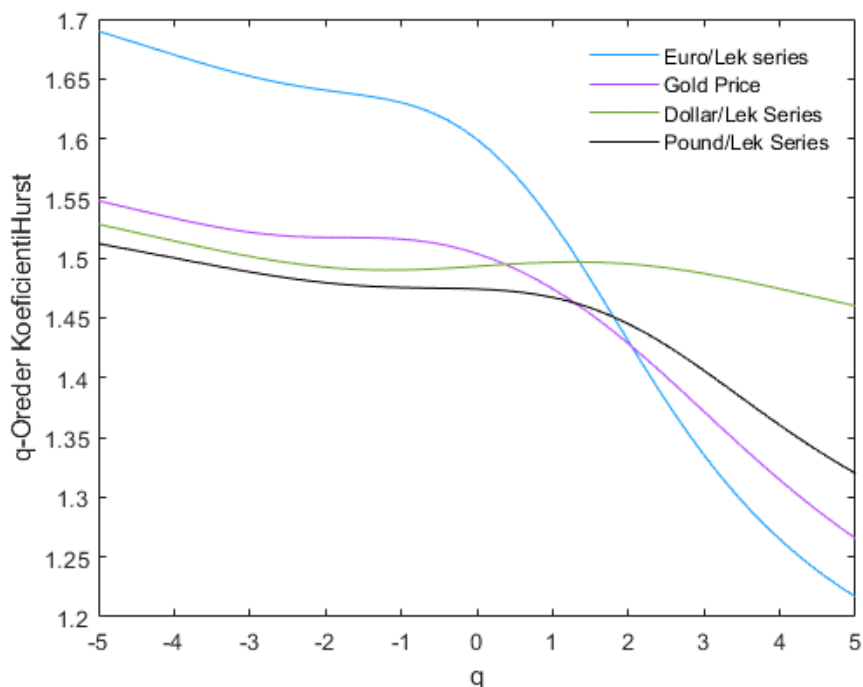
Duke llogaritur parametrat fraktalë dhe multifraktalë për seritë e kurseve të këmbimit, ne kemi analizuar vetitë e vetëngjashmërisë, çështjet e qëndrueshmërisë dhe anti-persistencës etj. Për këtë procedurë kemi përdorur algoritmin [32] bazuar në teknikën MF-DFA. Kur analizojmë praninë e shkallës diskrete të strukturës së pandryshueshmërisë (DSI) si një rast i veçantë i vetive të shkallëzimit për seritë, ne kemi kryer një algoritëm gjenetik ad hoc, duke ndjekur procedurat e diskutuara në [28] dhe të zbatuara nga një rutinë ad hoc në [33]. Funkzioni log-periodik merret në formën e dhënë nga ekuacioni (8). Nuk kalojmë në detaje për të kontrolluar kohën kritike, vetitë e frekuencës ciklike etj., të cilat konsiderohen si të një rëndësie të madhe fizike në [28], sepse qëllimi i kësaj pune është evidentimi i vetive nga një këndvështrim krahasues global. Qëllimi i përshtatjes log-periodike është parësor për të shënuar praninë e DSI. Në parim, ne mund ta kryejmë këtë test me një procedurë të thjeshtë të testit statistikor, por mbetet  $R_{LP} = Y_{të dhëna} - Y_{LP}$  janë në thelb një proces Ornstein-Uhlenbeck [29] që është i vështirë për t'u testuar.



*Figura 4. 10 Trendi afatgjatë LP i series*

Megjithatë, duke neglizhuar këto detaje, ne kemi marrë statistika të mira për përshtatjet log-periodike me të dhënat reale. Ne kemi përfutur trendin LP dhe rrjedhimisht sjelljen kritike në terma afatshkurtër. Në këtë rast mund të realizojmë vlerësim sasior për parametrat e LP dhe strukturën e DSI. Nga një këndvështrim më global, ne mund ta pranojmë trendin themelor të LP si një sjellje dinamike reale, shumë më e pranueshme se një polinomiale. Pra, mund të përdorë tendencën LP për të detrenduar seritë më mirë se format polinomiale të përdorura në shumë aplikacione. Eksponenti  $m$  i fuqisë në ekuacionin (4) tregon shkallën e rritjes kur i afrohem kohës kritike  $t_c$ , kështu që është tregues i rëndësishëm i dinamikës së serive kohore. Këtu konstatohet se është 0.963793;0.854559;0.573736;0.756802 respektivisht për kursin e këmbimit Euro/Lek, çmimi i arit, Dollar/Lek dhe Paund/Lek. Kohët kritike (në ditët e tregtimit pas 03 janar 2008), janë 1416.9; 5126.9; 2064.7; dhe 4069.3 respektivisht. Përshtatja është paraqitur në Figurën 5.3.

Më pas, ne propozojmë të përdorim përshtatjen LP në afat të gjatë për analizat detrenduese në disa aplikacione specifike dhe empirike.



*Figura 4. 11 Eksponenti i përgjithësuar Hurst për kurset e këmbimit në Shqipëri*

Për një qasje më sasiore, si për shembull në ekzaminimin e kohës kritike për seritë afatgjatë, ne vumë re se forma q-LP e zgjeruar e propozuar në [30] dhe e përdorur gjithashtu në [33] mbetet shumë produktive në kuptimin që koha kritike e përftuar nga përshtatja ka riprodhuar shumë mirë majat lokale. Së fundi, në analizën e vetive multifraktale për serinë kemi llogaritur eksponentin Hurst, eksponentin e përgjithësuar Hurst dhe spektrin fraktal. Pra, për të gjitha seritë vërejmë se monotonia e q-Hurst qëndron dhe vazhdon të ulet për seritë Euro/Lek, Çmimet e Arit, Paund/Lek. Për serinë Dollar/Lek. Gjithashtu, vërejmë se kurba H tregon sigmoid të rrotulluar në afërsi të anës së majtë në intervalin [-2,2], Figura 4.11. Rajoni në rritje është me sa duket i rëndësishëm në intervalin [-1,1]. Prandaj, ne e lidhim sjelljen normale q-Hurst me një strukturë të qartë multifraktale të serisë së

analizuar. Në këtë pikëpamje përshkruese, vetë-afiniteti, sjellja e vazhdueshme ose e ndërprerë mund të analizohen lehtësisht në kuadrin e analizës multifraktale.

#### **4.2.5 Përfundime**

Seria e të dhënave kohore e kurseve të këmbimit të monedhës kombëtare kundrejt dy monedhave botërore në Shqipëri tregon karakteristikat e përbashkëta të indekseve financiare në tregjet e lira financiare. Çdo seri shfaq veti specifike që lidhen me korrelacionin afatshkurtër dhe afatgjatë. Statistikat e përgjithshme të shtrira në periudhën e vëzhgimit 2008,2021 janë jostacionare për secilën nga seritë e konsideruara. Shpërndarja më e mirë e përshtatur është q-Gaussian. Për periudhat e lokalizuara ka shenja të korrelacionit të serive semestrale. Distancat euklidiane ndërmjet çdo çifti luhaten me shpejtësi në fillim të intervalit kohor dhe relaksohen në një vlerë të konsiderueshme në periudhën 2010-2014. Më pas, kursi i këmbimit Paund/Lek fillon të rrisë distancën nga Euro/Lek dhe i njëjti model takohet për luhatshmëritë përkatëse. Seritë karakterizohen nga një shkallë diskrete e pandryshueshmërisë dhe trendet e tyre përshtatet mirë me një formë log-periodike. Seritë janë multifraktale dhe shumë veti që lidhen me multifraktalitetin mund të përshkruhen nga analiza multifraktale.

### **4.3 Klasa tradicionale dhe virtuale. Krahasimi i rezultateve të studentëve me përdorimin e ANCOVA.**

#### **4.3.1 Hyrje**

Sistemit arsimor të Shqipërisë, universiteteve shqipëtare dhe në këtë rast stafit akademik dhe studentëve të Universitetit Politeknik të Tiranës, i është dashur të përballen me një sfidë të madhe dy vitet e fundit për shkak të pandemisë COVID 19.

Sistemi arsimor u detyrua të kalonte nga mënyra tradicionale e mësimdhënies dhe të nxëniet në klasë në procesin online. Sistemi nuk ishte plotësisht i përgatitur për këtë ndryshim të madh dhe i gjithë stafi akademik ishte nën presion të madh për të ruajtur cilësinë e lartë të performancës mësimore. Në këtë punim ne do të vlerësojmë dhe krahasojmë performancën e studentëve në internet dhe klasat konvencionale. Mostrat në studim janë studentë të kursit bachelor të IMI-së për Statistikë, në Universitetin Politeknik të Tiranës. Grupet ndahen në dy; një grup përdori mësimin online ndërsa grupi tjetër përdori mësimin konvencional në klasë. Të dy grupet përfunduan nga dy teste, i pari në fillim dhe i dyti në fund të semestrit. Analiza e Kovariancës (ANCOVA) u krye për të përcaktuar nëse kishte dallime domethënëse në rezultatet mesatare të testeve të dyta, duke pasur si kovariate rezultatet e testit të parë.

Veçanërisht në dekadën e fundit, ka patur një aplikim të gjerë të shërbimeve të internetit si një mjet informacioni dhe komunikimi. Dhe, kur ishte koha e nevojshme për të vazhduar me procesin mësimor, përdorimin e klases virtuale, për shkak të pandemisë Covid 19, shërbimet e internetit kanë kontribuar duke lehtësuar dhe plotësuar mësimdhënien tradicionale. Në të njëjtën kohë, interneti është bërë një mjet i rëndësishëm mësimor për mësimin në distancë dhe për realizimin e projekteve të ndryshme mësimore.

Megjithatë, studime, punime dhe kërkime të ndryshme kanë dhënë vlerësime të ndryshme në lidhje me efektivitetin e internetit si mjet mësimor. Studiuesit dhe akademikët entuziastë, kanë arritur në përfundimin se interneti ka përmirësuar dhe ka ndihmuar procesin e të mësuarit dhe mësimdhënies, cilësinë dhe efektivitetin e tij.

Nga ana tjetër, kritikët pohojnë se interneti ka minimizuar cilësinë dhe standardin e mësimdhënies tradicionale.

Në një studim të dy grupeve të studentëve që përfunduan të njëjtin kurs, në klasë dhe në internet, Redding dhe Rotzien arritën në përfundimin se mësimi online ishte

më efektiv se të mësuarit në klasë, një përfundim i nxjerrë nga rezultatet e provimeve që ata zhvilluan me studentët. Nga studimi rezultoi se rezultatet e testit të kursit të klasës online ishin më të mira se ato të klases tradicionale.

Në një studim tjetër, duke krahasuar efektivitetin e mësimdhënies si dhe kohën e shpenzuar në kurs, doli në përfundimin se koha e kaluar nga studentët duke mësuar në internet ishte dukshëm më e madhe se koha e kaluar për ta ndjekur mësimin në klasën tradicionale. Në një studim tjetër, që ka të bëjë me vlerësimin dhe qëndrimin e nxënësve rreth mësimdhënies dhe të nxënimit në klasë virtuale dhe tradicionale, është arritur në përfundimin se nxënësit ishin më të kënaqur me klasën tradicionale dhe për ta, mësimdhënia në klasë ishte më efektive.

Ka, natyrisht, dallime midis klasave online dhe atyre tradicionale; metodat tradicionale të mësimdhënies dhe të nxënimit janë të përqendruara te mësuesi dhe përdoren kryesisht nga mësuesit në klasë për t'ua percjelle temën studentëve. Niveli i të kuptuarit të studentëve lidhet me vëmendjen dhe aktivizimin personal në mësim.

Megjithatë, metoda tradicionale e mësimdhënies i jep një rol të veçantë mësuesit, ndërkohë që studentët duhet të fitojnë njohuri maksimale në një kohë të kufizuar. Problemi kryesor është se qëllimi për t'i bërë studentët të zhvillojnë të kuptuarit konceptual dhe të menduarit kritik nuk është arritur plotësisht.

Në disa studime, duke krahasuar të mësuarit online dhe në klasë në Universitet, u zbulua se gjatë kurseve online, pedagogët përpiqen më shumë dhe janë më të angazhuar për t'i bërë studentët të kuptojnë përmbajtjen e lëndës në mënyrë më efektive, gjë që rezulton me rezultate më të mira dhe më të larta në testet përfundimtare. Kjo i atribuohet rëndësisë së të mësuarit të bazuar në internet për një mjedis më të mirë të të mësuarit, bashkëpunues për pedagogët dhe studentët, rritjen e burimeve mësimore, promovimin e kërkimit efektiv në internet për materialet e kursit, si dhe për të qenë më i përshtatshëm dhe për të pasur më shumë kohë për studim. Nga ana tjetër, janë veçoritë unike të internetit dhe të mësuarit online në kontekstin arsimor që janë një faktor në favor të vlerësimit online.

Mundësitë e jashtëzakonshme të krijuara nga interneti janë komunikimi lehtësues dhe kërkimi shkencor që inkurajoi dhe ndihmoi akademikët dhe studiuesit ta përdorin atë në krijimin e mjediseve të reja mësimore si konferenca, materiale online, prezantime, etj. Mjetet e reja, të shpejta dhe efektive të komunikimit në internet u mundësojnë mësuesve, profesorëve dhe studentëve të komunikojnë lehtësisht dhe në kohë reale, me aftësitë e tij unike të ruajtjes së materialit, publikimin e lehtë dhe shkëmbimin e shpejtë të informacionit duke e bërë atë një mjet të rëndësishëm shkencor dhe mësimor. Krijimi i një mori materialesh shkencore dhe mësimore, tutorialësh, leksionesh, video, dokumentesh, prezantimesh, grafike, si dhe lehtësia e gjetjes dhe përdorimit të tyre ka rritur shumë përdorimin e internetit.

Interneti ofron mundësi për mësimdhënie jashtë klasave tradicionale dhe lehtëson komunikimin mes mësuesve dhe nxënësve, duke e bërë atë ideal përsa i përket edukimit në distancë. Mësimdhënia dhe informacionet e tjera arsimore të ofruara në internet janë të aksesueshme për të gjithë dhe në çdo kohë dhe kanë një shtrirje të gjerë. Shumë studime të tjera kanë arritur në përfundimin se komunikimi virtual i ndihmon studentët të punojnë dhe të mësojnë në mënyrë të pavarur dhe të zhvillojnë metoda kërkimore më të mira dhe më racionale.

Megjithatë, përdorimi i internetit nuk përjashtohet nga problemet që janë gjithmonë të pranishme si problemet e sigurisë, aksesit i kufizuar për shumë njerëz, apo shumë informacion për të njëjtat tema që vjen me vështirësinë për të zgjedhur dhe përzgjedhur, si dhe nevoja për teknikë. aftësi që e bëjnë mjaft të vështirë për disa kategori individësh.

Një gabim i zakonshëm i bërë nga entuziastët e internetit është koncepti se teknologjia do të zëvendësojë gjithçka, madje edhe se leksionet video , mund të zëvendësojnë plotësisht pedagogët. Shumë entuziastë dhe praktikues të mësimin në internet kanë harruar dhe injoruar konsideratat pedagogjike të të mësuarit, duke supozuar se praktikat tradicionale të të mësuarit në klasë do të zëvendësohen nga mësimdhënia online, duke dëmtuar kështu procesin arsimor dhe vetë studentët.



Procesi i mësimdhënies dhe mësimnxënies nuk është thjeshtë një proces transmetimi, dhënieje dhe marrja e njohurive, por është gjithashtu një proces i rëndësishëm pedagogjik dhe edukativ, që nuk mund të arrihet vetëm me teknologji. Ajo ka nevojë për fytyrën njerëzore, komunikimin njerëzor dhe emocionet njerëzore gjë që do të thotë se mësuesi, pedagogu është dhe do të jetë i pazëvendësueshëm në procesin edukativo- mësimor . Sipas studimeve të tjera, klasa e mësimdhënies dhe mësimnxënies në internet në krahasim me klasat tradicionale ndryshojnë shumë për sa i përket qëllimeve, përmbajtjeve, praktikave pedagogjike dhe audiencës.

Që klasat e mësimin në internet të jenë efektive duhet të jenë të disponueshme sipas kërkesës, të mbështesin mësimin me ritëm të pavarur, të kombinohen me mbështetje me cilësi të lartë të pedagogeve në mjediset e mësimin në distancë, të lehtësojnë bashkëpunimin, komunikimin dhe ndërveprimin, dhe të jenë të përqendruara te studenti .

Pedagogjia ndryshon nga një strategji e transmetimit të njohurive që është rasti në një klasë tradicionale në një pedagogji që promovon metoda dhe teknika të zgjidhjes së problemeve, kërkime shkencore personale dhe ne grup si dhe metoda ndërvepruese dhe bashkëpunuese. Rolet dhe ndërveprimi i mësuesit dhe nxënësve ndryshojnë në një mjedis mësimi të mbështetur nga teknologjia dhe të ndërmjetësuar.

Mësuesi ndryshon nga ai që u transmeton studentëve përmbajtjen e lëndës dhe i drejton te një mentor, udhërrëfyes, bashkëpunëtor, koleg dhe drejtues. Mësuesi bën më shumë sesa i mëson nxënësit, ai i ndihmon nxënësit të zhvillojnë aftësitë e zgjidhjes së problemeve dhe t'i zgjidhin vetë problemet.

Gjatë procesit të mësimdhënies dhe mësimnxënies në klasën tradicionale, ndodh shpesh që nxënësit për shkak të kohës së kufizuar të takimit kokë më kokë nuk mund të marrin materialet në mënyrë optimale. Mësuesi i shkolles se mesme është i detyruar vetëm të ketë orë mësimi maksimumi 24 orë në javë, pedagogët e universitetit më pak. Për të mbushur boshllëkun, një nga alternativat është përdorimi

i mësimi të përzier, kurseve tradicionale dhe materialeve online. Përdorimi i të mësuarit të përzier mund të zhvillojë aftësitë dhe njohuritë e një studenti dhe mund të jetë një mundësi për të integruar zhvillimin dhe teknologjinë inovative përmes edukimit në internet.

Për të pasur një mësim të suksesshëm në internet përballë këtyre sfidave të shumta, mesuesi duhet të japë reagime të shpeshta, të menjëhershme dhe adekuate dhe duhet të marrë pjesë në diskutime. Mësuesit dhe nxënësit duhet të lëvizin me të njëjtin ritëm dhe duhet të aplikohen vlerësime dhe strategji të ndryshme për një klasë më efektive. Mësimi në internet mund të jetë fleksibël në atë që stilet e mësimdhënies mund të kryejnë një stil mësimi në klasë ku përmbajtja u shpërndahet studentëve me të njëjtin ritëm. Nga ana tjetër, gjatë kurseve online, studentëve duhet t'u lejohej akses në materialet dhe përmbajtjen e kursit, dhe mësuesit dhe pedagogët duhet të komunikojnë dhe ndërveprojnë me studentët e tyre në çdo kohë. Nxënësit që duhet të komunikojnë jashtë orarit të shkollës, pasditeve ose fundjavave duhet të marrin të njëjtën mbështetje mësimore si miqtë e tyre të ditëve të javës. Studentët online kanë pavarësinë dhe komoditetin që studentët tradicionalë të klasave nuk e kanë.

#### **4.3.2 Materiale dhe metoda**

Qëllimi i studimit është të krahasojë rezultatet e testeve të mësimdhënies në klasë online dhe tradicionale. Për këtë janë zgjedhur, analizuar dhe krahasuar dy grupe studentësh të së njëjtës lëndë. Grupi i parë mori pjesë në klasë dhe grupi i dytë online. Për grupin e parë, interneti u përdor gjithashtu për dërgimin e materialeve, ndërsa për grupin e dytë interneti u përdor si mjeti i vetëm për mësimdhënie dhe mësimnxënie dhe projekte të tjera shtesë dhe diskutime në klasë.

Të dy grupet e studentëve u regjistruan në të njëjtin kurs të Statistikes, i cili është pjesë e kurrikulës bachelor. Lënda, përveç përmbajtjes teorike, përdor programe kompjuterike si Microsoft Excel dhe për llogaritjen e vlerave të probabilitetit, statistikat përshkruese, testimin e hipotezave dhe programe si SPSS, MINITAB, etj.

Për disa tema të kursit, janë zgjedhur ushtrime dhe probleme për t'i mbajtur ata të interesuar dhe për t'i ndihmuar ata të punojnë gjatë gjithë kohës. Studentëve iu kërkua të kryenin detyra pothuajse çdo javë, duke përdorur materialet e internetit të kurseve, duke krijuar prezantime në Power Point, etj.

Mësimet online u administruan duke përdorur shërbimin e Teams.

Klasa dhe grupet në internet përparuan me të njëjtin ritëm kurisi, të njëjtat prezantime ishin planifikuar për të dy grupet çdo javë, ndërsa dorëzimi dhe formatet ishin të ndryshme, ndërsa studentët e klasave tradicionale ligjëroheshin në klasë, grupi online ligjërohej duke përdorur Microsoft PowerPoint , Microsoft Word dhe formate të tjera të dobishme. Grupi i mësimdhënies tradicionale u ndihmua gjithashtu me materiale në internet për të lexuar dhe përgatitur.

#### **4.3.2.1 Studimi i rastit**

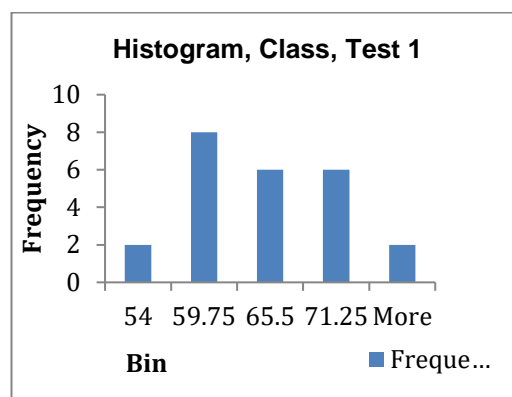
Qëllimi kryesor i studimit ishte krahasimi i performancës së nxënësve në dy klasat, klasën tradicionale (me suplemente online) dhe atë virtuale. Grupet në studim kishin së bashku 47 studentë, grupi i parë i përbërë nga 24 studentë u regjistrua në seksionin e klasës së kursit, ndërsa grupi tjetër prej 23 studentësh përfundoi kursin online. Grupi i dytë mori vetëm mësimet online, ndërsa për grupin e parë morën edhe materiale shtesë online. Në grupin e klasës ishin 18 femra dhe gjashtë meshkuj, ndërsa grupi online kishte 18 femra dhe pesë meshkuj.

Testi i parë u administrua për të dy grupet në fillim të semestrit; Rezultatet kanë nxjerrë histogramet dhe statistikat përshkruese, figura 4.12, 4.13 dhe tabela 4.3. Testi i dytë u administrua gjithashtu në fund të semestrit, i njëjti test për të dy grupet; të dhënat kanë prodhuar histogramet dhe statistikat përshkruese, figura 4.14, 4.15 dhe tabela 4.4. Është kryer testi t për krahasimin e mesatareve të pikëve të testit të parë, duke nxjerrë rezultatin, tabela 4.5.

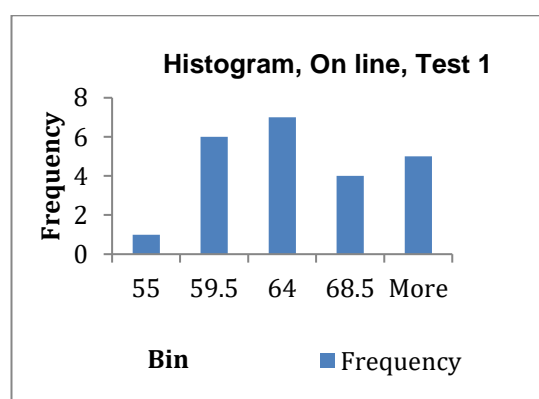
Analiza e kovariancës (ANCOVA) u krye për të përcaktuar nëse kishte një ndryshim statistikisht domethënës midis mesatares së rezultateve të testit të dytë për

të dy grupet duke përdorur rezultatet e testit të parë si variante të tyre. Niveli i rëndësisë u vendos në  $p=0.05$  për të gjitha analizat.

Rezultatet tregojnë se supozimet e normalitetit ishin të vlefshme. Testi i Leven për homogjenitetin e variancës tregoi se supozimi i barazisë së variancës nuk ishte shkelur. ANCOVA nuk rezultoi në asnjë ndryshim domethënës ( $F = .392, p = .535$ ) në diferencën mesatare të rezultatit midis dy grupeve. Rezultati i krahasimit të mesatareve të testit të parë dhe të dytë dhe rezultatet e ANCOVA janë në Tabelën 4.6.



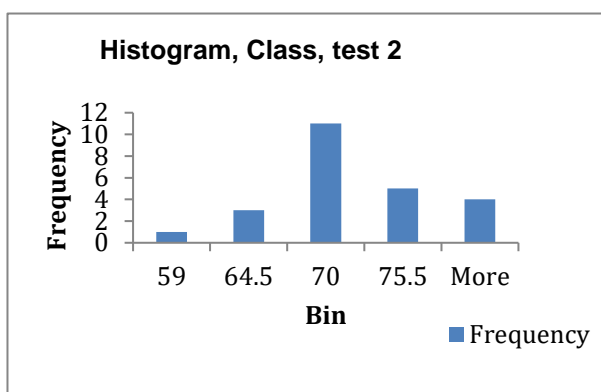
*Figura 4. 12 Histograma, në klasë, testi 1*



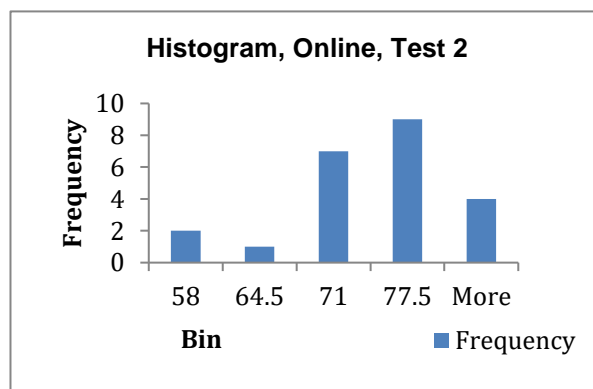
*Figura 4. 13 Histograma, online, testi 1*

**Tabela 4.3 Rezultatet e testit 1 në klasë dhe online, analiza përshkruese**

Në klasë	T 1	Online	T 1
Mesatarja	62.625	Mesatarja	63.39130435
Gabimi standard	1.315752526	Gabimi standard	1.160514964
Mediana	61.5	Mediana	63
Moda	58	Moda	57
Devijimi standard	6.445844634	Devijimi standard	5.565634248
Varianca e kampionit	41.54891304	Varianca e kampionit	30.97628458
Kulmi	-0.149084828	Kulmi	-1.033423921
Lakueshmëria	0.615132951	Lakueshmëria	0.29616298
Amplituda	23	Amplituda	18
Minimumi	54	Minimumi	55
Maksimumi	77	Maksimumi	73
Shuma	1503	Shuma	1458
Vëllimi	24	Vëllimi	23
Niveli I besimit (95 %)	2.721841477	Niveli I besimit (95 %)	2.406760729



**Figura 4.14 Histograma, në klasë, testi 2**



**Figura 4.15 Histograma, online, testi 2**

**Tabela 4. 4 Histograma, online, testi 2**

Në klasë	T 2	Online	T 2
Mesatarja	69.375	Mesatarja	71.13043478
Gabimi standard	1.239174135	Gabimi standard	1.421606768
Mediana	68	Mediana	72
Moda	67	Moda	72
Devijimi standard	6.070688665	Devijimi standard	6.81778655
Varianca e kampionit	36.85326087	Varianca e kampionit	46.48221344
Kulmi	-0.618413057	Kulmi	0.181302617
Lakueshmëria	0.360442239	Lakueshmëria	-0.365900383
Amplituda	22	Amplituda	26
Minimumi	54	Minimumi	58
Maksimumi	81	Maksimumi	84
Shuma	1665	Shuma	1636
Vëllimi	24	Vëllimi	23
Niveli I besimit (95 %)	2.563427004	Niveli I besimit (95 %)	2.948231988

**Tabela 4. 5 t-test për rezultatet e testit T 1**

t-Test: Hipoteza e pabarazisë së variancave të 2 zgjedhjeve		
	<i>Në klasë</i>	<i>Online</i>
Mesatarja	62.63	63.391
Varianca	41.55	30.976
Vrojtimit	24	23
Diferenca mesatare e hipotezuar	0	
df	45	
Statistika t	- 0.44	
P(T<=t) e njëanshme	0.332	
t kritike e njëanshme	1.679	
P(T<=t) e dyanshme	0.664	
tt kritike e dyanshme	2.014	

**Tabela 4. 6 ANCOVA. Krahasimi i mesatareve te T2, me kovariate T1.**

Grupet	<i>n</i>	Testi i parë	Testi i dytë
Në klasë	24	62.6 ± 6.5	69.4 ± 6.1
Online	23	63.4 ± 5.7	71.1 ± 6.8

**Shënim:** ANCOVA,  $F(1, 44) = 0.392$ ,  $p = 0.535$ .

Rezultatet e grupit tradicional (klasë) janë pak më të larta se grupi online si në testin e parë ashtu edhe në atë të dytë, por ndryshimi mesatar është pothuajse i njëjtë për të dy grupet, (vlera-p është pak më e lartë se niveli i rëndësisë,  $p = 0.535 > 0.5$ ).

#### **4.3.3 Përfundime**

Si rezultat ky zbatim ka siguruar të dhënat nga dy teste të administruara për dy klasa, të cilat kanë ndjekur mesimin në klase dhe online. Të dy grupet kanë ndjekur të njëjtin kurs, bachelor në Statistikë.

t-testi u krye për të verifikuar rezultatet e testit të parë për rezultatet në klasë dhe online nëse janë të barabarta.

t-testi tregoi se grupet kanë mesatare të barabarta, ( $0.664 > 0.05$ ).

Testi i dytë u administrua në fund të semestrit të parë. ANCOVA me SPSS u aplikua për të verifikuar ndikimin e mësimdhënies dhe të nxënësve online në performancën e nxënësve, duke krahasuar rezultatet e testit të dytë për klasën dhe grupet online, duke pasur si bashkëvariante rezultatet e testit të parë.

Rezultatet tregojnë se mjediset mësimore dhe mediumi mësimor kanë pak ndikim në të nxënësve. Mungesa e dallimit domethënës midis dy mënyrave të procesit mësimor dhe ndikimi në performancën e nxënësve mes dy grupeve tregon efektivitetin e internetit si mjet i procesit mësimor.

Meqenëse metoda tradicionale është përdorur për një kohë të gjatë dhe është studiuar dhe analizuar mirë dhe efektiviteti i saj është evident, fokusi në këtë artikull ishte vlerësimi i rëndësisë së internetit si një mjet i mësimdhënies dhe të nxënit.

Studentët e grupit online ishin të sigurt se do të ishin në gjendje të përballonin teknologjinë, por sfidat teknike që ata përjetuan, megjithëse gjithmonë merrnin mbështetje teknike, ishin një problem.

Për grupin e klasës, pritshmëritë e tyre se teknologjia do t'i ndihmojë ata në mësim nuk u realizuan plotësisht. Duke kuptuar se teknologjia është vetëm një mjet, ata ndryshuan perceptimin e tyre për teknologjinë si një ndihmë e rëndësishme që mund të ndihmojë për të mësuar.

Si konkluzion, mjediset e ndryshme të të mësuarit nuk kanë prodhuar një ndryshim domethënës në performancën e studentëve dhe rezultatet e grupit të dytë tregojnë se teknologjia luan një rol në të nxënit e studentëve. Megjithëse studentët njohën rolin potencial dhe domethënës të teknologjisë në mësimdhënie dhe të nxënit, njohja kufizohet në përdorimin e teknologjisë si një mjet mësimor, dhe nuk është një përcaktues kryesor i të nxënit.

Interneti është një mjet i rëndësishëm për dhënien e mësimave që mund të konkurojë klasën tradicionale, por jo ta zëvendësojë atë. Megjithatë, përdorimi i internetit si një plotesues në distanca të gjata për klasën konvencionale është një mënyrë e dobishme për të përmirësuar mësimdhënien dhe të nxënit, për të ndarë njohuritë dhe informacionin, idetë dhe për të rritur aksesin në arsim.

Kombinimi i të dyja metodave do të prodhonte një proces më efektiv për një shkollë më të suksesshme. Nga njëra anë, mësimdhënia në klasë do të përdorte përfitimet e shkollës tradicionale, shpërndarjen e drejtpërdrejtë të përmbajtjes së lëndës, nga ana tjetër, studentët do të përdornin materiale shtesë nga interneti, duke kryer projekte të ndryshme, biseda, konferenca, prezantime në idetë dhe detyrat e kryera, duke u vendosur kështu në një pozicion më të lirë, më të pavarur dhe më produktiv.



## **4.4 Ecuria e studentëve të universitetit dhe faktorët e shkollave të mesme. Analizat statistikore dhe ANCOVA**

### **4.4.1 Hyrje**

Është e pranuar gjerësisht se një nga faktorët kryesorë që përcakton suksesin e studentëve të vitit të parë është cilësia e studimeve në arsimin parauniversitar, veçanërisht në shkollën e mesme. Duke patur parasysh rëndësinë e problemit dhe duke synuar për performancë dhe rezultate më të mira, sistemi arsimor shqiptar ka pësuar disa reforma që nga viti 1990. Reformat kanë ndryshuar shumë aspekte të sistemit, duke përfshirë kurrikulat e shkollave fillore, të mesme te ulet dhe te larte, lendet dhe programet, tekstet shkollore, provimet përfundimtare etj. Të gjitha këto reforma dhe ndryshime kanë ndikuar në Universitetet tona dhe janë reflektuar në rezultatet e studentëve. Është evidentuar prej kohësh se performanca dhe rezultatet e studentëve të vitit të parë në Universitet, janë shumë më të dobëta në krahasim me performancën dhe rezultatet e tyre në gjimnaz dhe ende nuk ka asnjë shenjë të një analize dhe vlerësimi zyrtar dhe serioz të faktorëve që ndikojnë në këtë ndryshim domethënës. Qëllimi i këtij studimi është të analizojë rezultatet e studentëve në vitin e parë bachelor të Universitetit Politeknik të Tiranës, Fakulteti i Inxhinierisë Elektrike, në programin Calculus (Analiza matematike 1). Ndryshimet do të vlerësohen duke aplikuar analiza statistikore, t-test, ANOVA dhe ANCOVA.

Zhvillimi dhe e ardhmja sociale dhe ekonomike e çdo vendi janë të lidhura ngushtë me performancën dhe cilësinë e sistemit arsimor, të institucioneve të tij, të nxënësve dhe studentëve, të cilët do të përcaktojnë të ardhmen dhe përparimin e vendit. Performanca dhe arritjet e studentit luajnë një rol të rëndësishëm në të diplomuarit e ardhshëm, të cilët do të bëhen inxhinierë, gjeologë, ekonomistë, mësues dhe do të jenë përgjegjës për zhvillimin ekonomik dhe social të vendit. Matja dhe vlerësimi i performancës akademike të studentëve, që nënkupton matjen dhe vlerësimin e shkollave, universiteteve dhe të vetë sistemit arsimor, ka qenë nën një vëmendje të konsiderueshme nga shumë studiues dhe studime akademike, sepse faktorët që ndikojnë në performancën e studentëve janë faktorët që ndikojnë dhe

përcaktojnë vetë shoqërinë. Ndikimi i faktorëve të brendshëm dhe të jashtëm në performancën dhe arritjet e studentëve të universitetit është analizuar nga një numër i madh studimesh dhe kërkimesh.

Betts dhe Morell (1999) analizuan performancën e studentëve të kolegjit duke përdorur një kampion prej 5000 të diplomuarsh në Universitetin e San Diegos, Kaliforni. Studimi arriti në përfundimin se prejardhja e studentëve (familja, lloji i shkollës, mësuesit, traditat) ndikuan fuqishëm në mesataren e notave të tyre (GPA).

Në veçanti, ata zbuluan se performanca e shkollës së mesme kishte një ndikim të rëndësishëm në arritjet e studentëve të universitetit. Në shkallëzimin dhe matjen e efektit të cilësisë së shkollës së mesme në arritjet e studentëve të universitetit, ata zbuluan se niveli i përvojës së mësuesve të shkollave të mesme kishte një ndikim pozitiv në notat e tyre universitare. Ata arritën gjithashtu në përfundimin se lidhja mësues-student dhe niveli arsimor i mësuesit kishte një efekt pozitiv në suksesin e studentëve të universitetit, por jo statistikisht domethënës [60].

Në studimin e tij, Cohn et al., (2004) analizoi ndikimin e testit SAT (matematikë, matematikë e avancuar, fizikë, kimi, biologji) dhe faktorë të tjerë si mesatarja e rezultateve të shkollës së mesme, madhësia e klasës, lloji i shkollës dhe tradita, renditja kombëtare e shkollës, kishin në notën mesatare të studentëve në Universitetin e Karolinës së Jugut.

Ata arritën në përfundimin se përfshirja e rezultateve të testeve jashtëshkollore si matematika SAT, në aplikimin për bursa dhe pranimin në kolegje dhe universitete ishte e dobishme pasi shërbeu si një nxitje për sukses më të lartë dhe mund të rriste probabilitetin e suksesit. Ata gjetën gjithashtu dallime në rezultatet e studentëve në varësi të racës dhe gjinisë [61].

Philippe Cyrenne dhe Alan Chan (2007) në studimin e tyre krahasuan rezultatet e studentëve në vitin e parë të Universitetit të Winnipeg me rezultatet në shkollat e mesme të mëparshme. Në punimin e tyre ata analizuan të dhënat e mbledhura nga shkollat e mesme dhe universitetet për të njëjtët nxënës, gjatë viteve 1997-2002.

Duke analizuar modelin e krijuar me të dhënat e nxënësve, ata mund të parashikojnë gjasat e suksesit të nxënësve bazuar në performancën e tyre në shkollën e mesme, duke përfshirë parametra të tjerë si lloji i arsimit të mesëm, ndikimi i mësuesit, traditën, etj., [62].

Elisa Birch dhe Paul Miller (2010), në punimin e tyre, kanë shqyrtuar ndikimin e frekuentimit të llojeve të ndryshme të shkollave, shkollave private ose publike në rezultatet e studentëve të vitit të parë të universitetit. Ata arritën në përfundimin se nxënësit e shkollave private kishin nota më të ulëta në universitet sesa studentët e shkollave publike. Faktorët kryesorë të matjes së diferencës midis notave universitare të studentëve të regjistruar nga shkollat publike dhe private ishin provimet pranuese në universitet [63].

Hazari, Z., et.al, (2007) përdori një model linear hierarkik për të përcaktuar faktorët e përgatitjes së fizikës së shkollës së mesme (përmbajtja, pedagogjia, motivimi) që ndikojnë dhe parashikojnë performancën e studentit në fizikën hyrëse universitare. Në studimin e tyre, ata morën parasysh faktorë të rëndësishëm që ndikojnë në performancën e studentëve të universitetit si testet/kuizet kumulative, inkurajimi i prindit dhe besimi i familjes se shkenca të çon në një karrierë më të mirë, por faktori i përgatitjes së matematikës ishte më i rëndësishmi në performancën e programit të fizikës në Universitet [64].

Felisoni, D. D., & Godoi, A. S. (2018) testuan lidhjen midis kohës mesatare ditore që studentët shpenzojnë duke përdorur smartfonët e tyre [65]. Ata mblodhën të dhëna të sakta nga 43 studentë të shkollave të biznesit duke përdorur një aplikacion të përshtatshëm për smartphone. Si rezultat, ata gjetën një regres të fortë negativ midis kohës mesatare dhe notave përkatëse të shkollës. Çdo 100 minuta kohë e shpenzuar në ditë në një smartphone, korrespondonte me një ulje prej 6 pikësh në pozicionin e nxënësit në renditjen e shkollës, në një interval nga 0 në 100.

Asif, R., etj. al., (2017), përdori metoda të bazës së të dhënave për të studiuar performancën e studentëve të shkollave të mesme dhe universiteteve. Ata përdorën

notat e nxënësve në shkollën e mesme dhe dy vitet e para të universitetit me qëllim që të kuptojnë një model të arritjeve të studentëve dhe të parashikojnë përparimin personal. Ata i klasifikuan arritjet e nxënësit në dy grupe kryesore, nxënësit me arritje të ulëta dhe të larta. Përfundimi ishte se studentët priren të qëndrojnë në të njëjtat grupe, studentët me nota të larta qëndrojnë në grupin e notave të larta dhe studentët me nota të ulëta mbeten në grupet me nota të ulëta. Duke u fokusuar në disa lëndë të rëndësishme që janë treguesit më domethënës të arritjeve të studentëve, ata mund të ofrojnë këshillim dhe mbështetje në kohën e duhur për studentët me arritje të ulëta dhe këshilla dhe mundësi për studentët me performancë të lartë [66].

Bal-Taştan etj., al. (2018) analizoi ndikimet e mësuesve në arritjet akademike të nxënësve në edukimin shkencor në shkollën e mesme. Ata testuan dy hipoteza; dallimi gjinor dhe dallimi kombëtar. Studimi arriti në përfundimin se ndryshimi gjinor nuk ishte i rëndësishëm në ndikimin e arritjeve të studentëve, por dallimi i kombësisë ishte i rëndësishëm përse i përket arritjeve akademike të studentëve në edukimin shkencor [67].

Millea, M., et al. al., (2018), në studimin e tyre analizuan disa faktorë si frekuentimi, vëmendja, atributet demografike dhe përgatitja akademike e studentëve si faktorë të rëndësishëm për të vlerësuar performancën dhe suksesin e studentëve. U analizuan të dhënat individuale të studentëve, si dhe tregues të tjerë si madhësinë mesatare të klasës, kohën e kaluar në studim, nivelin e vëmendjes në klasë, motivimin dhe performancën në kurset e arsimit të përgjithshëm. Modeli i regresionit Probit tregoi se shkalla e diplomimit ishte më e lartë për studentët e përgatitur akademikisht dhe u ndikua pozitivisht nga perspektiva për të marrë grante ose bursa. Nga ana tjetër, këto norma nuk u ndikuan ndjeshëm nga seksi apo raca. Kjo punë sugjeroi që universitetet mund të arrinin norma më të larta diplomimi duke investuar në bursa, klasa më të vogla dhe ndihmë financiare [68].

Në këtë zbatim është analizuar dhe krahasuar procesi i mësimdhënies online me mësimdhënien tradicionale sepse sistemi arsimor shqiptar në dy vitet e fundit është detyruar të performojë online për shkak të pandemisë Covid 2019. Përfundimi është

se megjithëse procesi online ka avantazhe të dukshme sepse ofron kurse, materiale, prezantime dhe komunikim më të shpeshtë në internet të shpejtë dhe të vlefshëm ndërmjet studentëve dhe pedagogëve, ai nuk prodhon rezultate dhe nota dukshëm më të mira të studentëve. Kombinimi i të dyja metodave, tradicionale dhe virtuale, mund të jetë më i dobishëm dhe më efektiv për procesin e mësimdhënies dhe mësimnxënies, duke shfrytëzuar avantazhet e secilës metodë. Nxënësit dhe studentët njohën përfitimet e teknologjisë në procesin arsimor si një mjet mësimor, por ajo nuk mund të zëvendësojë të gjithë klasën tradicionale, sepse sistemi arsimor është shumë më tepër sesa transmetimi i informacionit dhe njohurive, ai ka nevojë dhe gjithmonë do të ketë nevojë për komunikim ballë për ballë dhe ndërveprim njerëzor [69].

#### **4.4.2 Materialet dhe metodat**

Suksesi i studentëve të kolegjit dhe universitetit varet nga shumë faktorë të cilët mund të klasifikohen në tre kategori të mëdha: faktorë institucionalë, attribute të studentëve dhe konsiderata financiare. Faktorët institucionalë përfshijnë raportet e studentëve/fakultetit, programet dhe shërbimet e jetës studentore, dhe programe specifike akademike si përgatitja e kolegjit, vlerësimet akademike, dhe klasat përgatitore të vitit të parë.

Tinto (2006) sugjeroi që faktorë të tillë institucionalë inkurajojnë këmbënguljen e studentëve. Shpërndarjet e financimit institucional dhe burimeve tregojnë prioritetet e një universiteti dhe mund të kenë një ndikim të rëndësishëm në rezultatet e studentëve [70].

Hamrick, Schuh dhe Shelley (2004) zbuluan se shpenzimet e mësimdhënies dhe bibliotekës ndikojnë pozitivisht në normat e diplomimit të studentëve [71].

Po kështu, Ryan (2008) konfirmoi se shpenzimet akademike dhe të mësimdhënies në ndihmë të studentëve përmirësonin normat e diplomimit [72].

Përfshirja dhe angazhimi janë identifikuar si çelësat e suksesit të studentëve në kolegje dhe universitete. Studentët që ndihen të lidhur me përpjekjet e tyre akademike kanë më shumë gjasa të kenë sukses (Allen, & al., 2021) [73]. Vëmendja dhe përkushtimi ndaj cilësisë së përvojës në klasë janë për studentët një kusht akademik që nxit suksesin dhe përparimin.

Një grup tjetër faktorësh që ndikojnë në suksesin e studentëve të kolegjit dhe universitetit përfshin atributet individuale, të tilla si sjelljet, motivimi, përgatitja akademike, faktorët demografikë dhe karakteristikat e familjes, siç është niveli i arsimimit të prindërve etj. Studentët që janë më të përgatitur akademikisht, jo më kot janë më të suksesshëm në kolegji, (Nayir et. al, 2017) [74].

Flore etj. al., (2018) studioi ndikimin e stereotipeve gjinore në rezultatet e testeve të matematikës të nxënësve të shkollave të mesme holandeze. Në studimin e tyre, ata hetuan efektin e përgjithshëm midis nxënësve të shkollave të mesme femra të faktorëve teorikë si identifikimi i gjinisë, ankthi i matematikës dhe vështirësia e testit [75].

#### **4.4.2.1 Studimi i rastit**

Për ecurinë e studentëve në universitetet shqiptare dhe veçanërisht në vitin e parë janë marrë parasysh disa faktorë. Disa nga faktorët kryesorë që përcaktojnë performancën e studentëve të universitetit janë :

- Gjinia : djem, vajza.
- lloji i shkollës : shkolla e mesme e përgjithshme, profesionale.
- performanca e shkollës, renditja, tradita, historia, angazhimi i mësuesve, reputacioni.
- studentë : IQ, aftësitë personale, angazhimi, sfondi, koha e kaluar për studim, motivimi
- familja; niveli ekonomik, kultura, angazhimi prindëror dhe ndihma,

- kurrikula dhe programe; tekstet shkollore, përmbajtja, përkufizimet dhe provat, metodat logjike dhe mësimore, puna e pavarur, detyrat e klasës dhe shtëpia, projektet dhe detyrat.

Fatkeqësisht, nuk ka të dhëna dhe arkiva zyrtare për rezultatet e studentëve në universitetet tona, sidomos në vitin e parë për t'i krahasuar me rezultatet e mëparshme në shkollat e mesme, edhe pse kjo po bëhet një problem i madh për sistemin arsimor shqiptar. Universitetet ankohen për rënien e cilësisë së gjimnazistëve, nga ana tjetër edhe studentët e vitit të parë kanë pakënaqësinë e tyre për vështirësinë e kurseve, programet, vështirësitë për t'u përshtatur me jetën e re, etj.

Një tjetër arsye kryesore e rënies së performancës gjatë vitit të parë në universitet janë edhe metodat e ndryshme të mësimdhënies dhe të nxënies.

Variablat që do të analizohen në këtë artikull janë rezultatet e maturës shtetërore të gjimnazistëve dhe notat e tyre, (pikët) në vitin e parë në universitet, në lëndën Kalkulus. Lënda e Kalkulusit është zgjedhur sepse përmbajtja e tij është shumë e ngjashme me programin matematikor të shkollës së mesme në Shqipëri.

Nota mesatare e lëndës së matematikës së shkollës së mesme, nota e testit të maturës dhe notat e avancuara të matematikës janë tre rezultate që tregojnë nivelin e suksesit të nxënësve në matematikë. Të gjitha këto rezultate së bashku paraqiten në një notë të vetme, e cila është variabli i pavarur në testin tonë të analizës statistikore, ndërsa nota (pikat) e lëndës Kalkulus në vitin e parë të Universitetit është variabli i varur.

Një klasë prej 80 studentësh të kursit Calculus u zgjodh nga programi i vitit të parë Bachelor i Inxhinierisë Elektrike, në Fakultetin e Inxhinierisë Elektrike. Klasa ka 50 djem dhe 30 vajza.

Përmbajtja e lëndës Calculus u zgjodh sepse është më e familjarizuar për gjimnazistët, programi i Calculus përmban funksionet, përkufizimin e funksioneve,

dhe vetitë, përkufizimin e limitit, veti dhe përdorime, përkufizimin e derivateve, dhe aplikimet, integralet, përkufizimet, vetitë dhe aplikimet, etj.

Me datat e rezultateve të testit të maturës dhe të Kalkulus, është ndërtuar tabela e statistikave përshkruese duke përdorur Office, Excel 2016, tabela 4.7.

Janë ndërtuar histogramet e rezultateve të maturës, Kalkulus dhe të grupeve 1, 2 (vajza, djem), duke përdorur SPSS, 24. Testi i normalitetit (Kolmogorov-Smirnov dhe Shapiro-Wilk) është kryer duke përdorur SPSS, për të dhënat e testit të maturës dhe të dhënat e testit të Kalkulus, tabela 4.8.

Testi i normalitetit u krye edhe për rezultatet e testit të Maturës dhe Kalkulusit për të dy grupet, grupi 1 (vajza) dhe grupi 2 (djem), tabela 4.9.

Testet e normalitetit shoqërohen nga histogramet e të dhënave dhe grafikët përkatëse Q-Q, figura 4.16-4.21. Rezultatet tregojnë se të dhënat e maturës dhe Kalkulusit nuk janë të shpërndara normalisht, ( $p=0.000 < 0.05$ ).

Gjithashtu, të dhënat nga testet e Calkulusit, grupet 1, 2 nuk janë të shpërndara normalisht, ( $p=0.000$ ,  $p=0.006 < 0.05$ ), ndërsa rezultatet e të dhënave të maturës (grupet 1, 2) janë të shpërndara normalisht, ( $p = 0.092 > 0.05$ ,  $p= 0.081 > 0.05$ ).

Ne do t'i konsiderojmë të dhënat përafërsisht normale për të vazhduar me analizat statistikore.



**Tabela 4. 7 Statitika descriptive për testin e Maturës dhe Kalkulus, (Excel 2016)**

Testi Matematikës i Maturës	Statistika	Testi Kalkulus	Statistika
Mesatarja	77.65	Mesatarja	39.012
Gabimi standard	0.628	Gabimi standard	1.2449
Mediana	77	Mediana	36
Moda	77	Moda	39
Devijimi standard	5.625	Devijimi standard	11.134
Varianca e kampionit	31.648	Varianca e kampionit	123.987
Kulmi	-0.435	Kulmi	2.723
Lakueshmëria	0.611	Lakueshmëria	1.6951
Amplituda	23	Amplituda	49
Minimumi	69	Minimumi	26
Maksimumi	92	Maksimumi	75
Shuma	6212	Shuma	3121
Vëllimi	80	Vëllimi	80
Niveli I besimit (95 %)	1.251	Niveli I besimit (95 %)	2.477

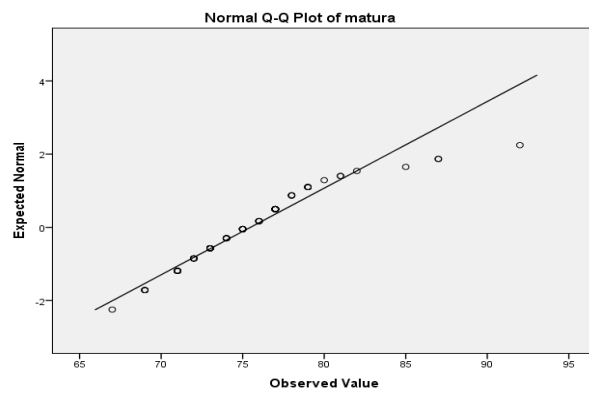
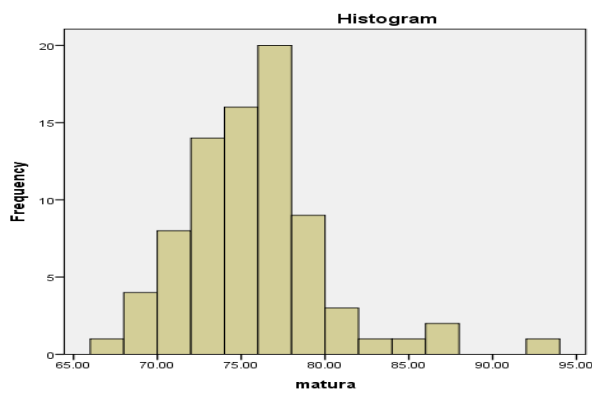
**Tabela 4. 8 Testi i shpërndarjes normale, Matura, Kalkulus.**

Testi i normales						
	Kolmogorov-Smirnov <sup>a</sup>			Shapiro-Wilk		
	Statistika	df	Sig.	Statistika	df	Sig.
Matura	0.147	80	0.000	0.923	80	0.000
Kalkulus	0.200	80	0.000	0.875	80	0.000

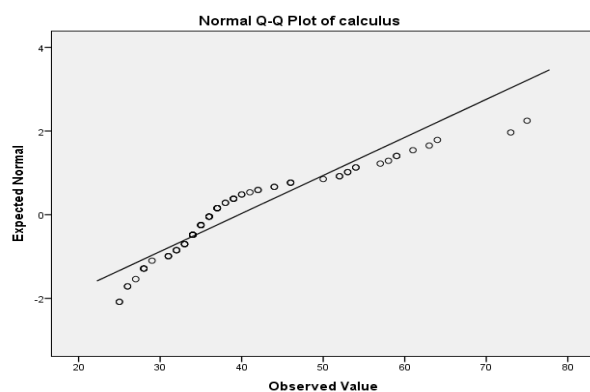
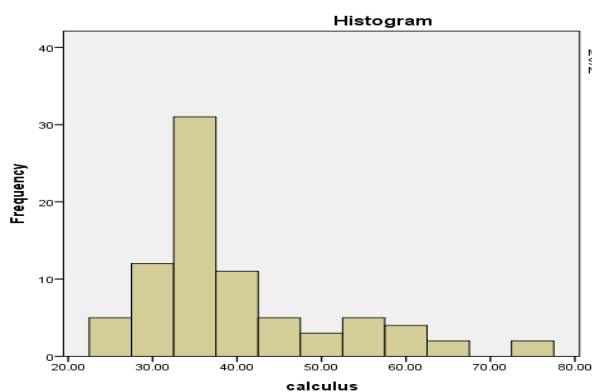
**a. Korigjimi i rëndësisë së Lilliefors**

**Tabela 4. 9 testi i shpërndarjes normale, Matura, Kalkulus, grupet 1,2**

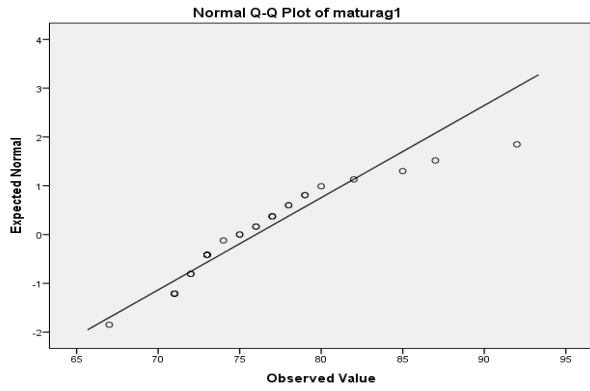
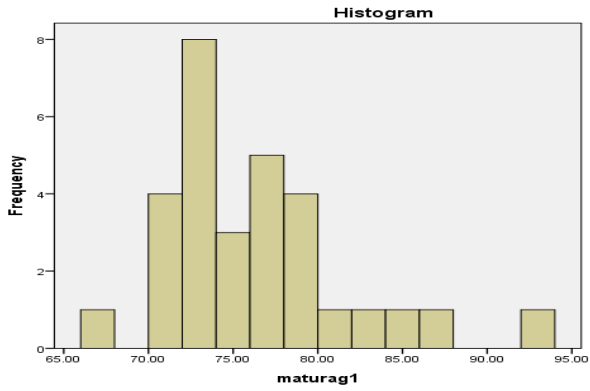
Testi i normales						
	Kolmogorov-Smirnov			Shapiro-Wilk		
	Statistika	df	Sig.	Statistika	Df	Sig.
Matura grupi 1	0.148	30	0.092	0.905	30	0.011
Kalkulus grupi 1	0.265	30	0.000	0.809	30	0.000
Matura grupi 2	0.150	30	0.081	0.937	30	0.074
Kalkulus grupi 2	0.192	30	0.006	0.897	30	0.007



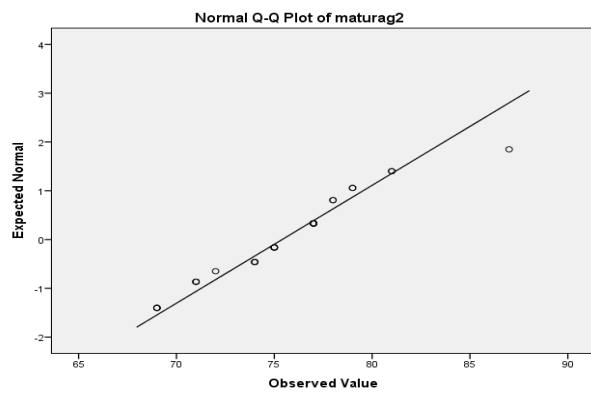
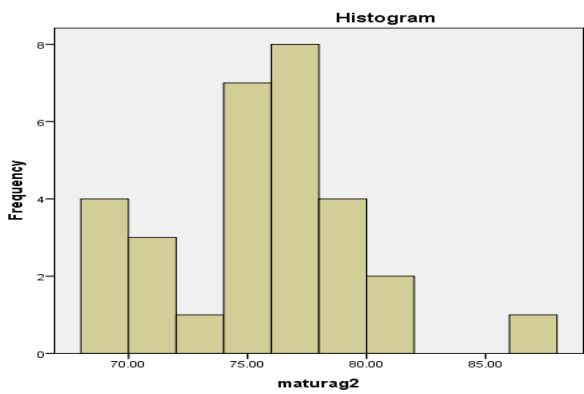
**Figura 4. 16 Rezultatet e Maturës, Histograma dhe grafiku Q-Q i normales**



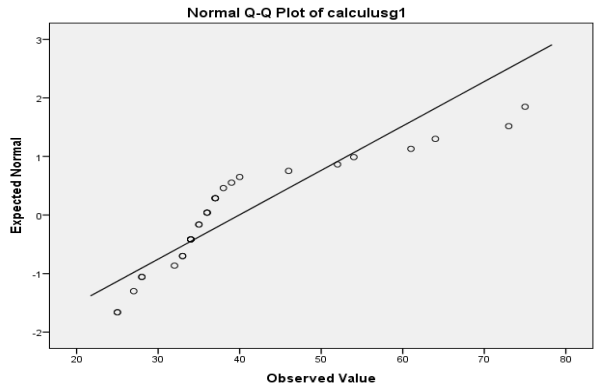
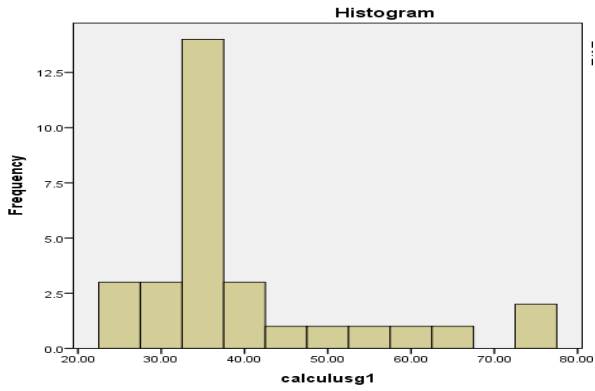
**Figura 4. 17 Rezultatet e Kalkulus, Histograma dhe grafiku Q-Q i normales**



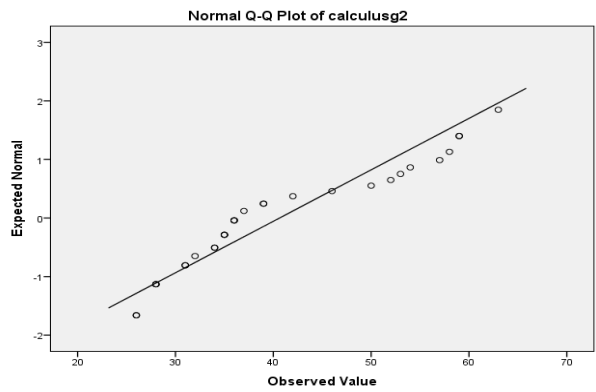
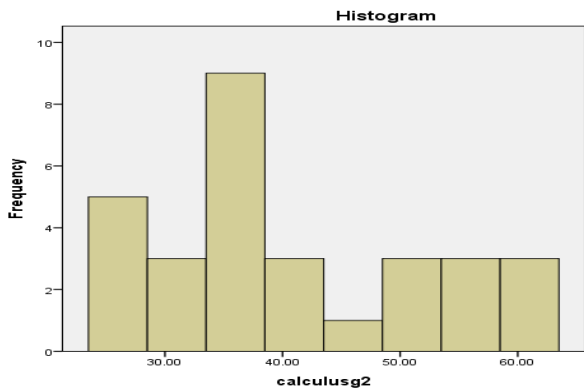
*Figura 4. 18 Rezultatet e Maturës, grupi 1, Histograma dhe grafiku Q-Q i normales*



*Figura 4. 19 Rezultatet e Maturës, grupi 2, Histograma dhe grafiku Q-Q i normales*



*Figura 4. 20 Rezultatet e Kalkulus, grupi 1, Histograma dhe grafiku Q-Q i normales*



*Figura 4. 21 Rezultatet e Kalkulus, grupi 2, Histograma dhe grafiku Q-Q i normales*

***Hipoteza që duhet të verifikohen:***

Mesatarja e rezultateve të testit të maturës për grupet 1 dhe 2 është e barabartë, që do të thotë se nuk ka dallime midis rezultateve të djemve dhe vajzave në testin e maturës.

Mesatarja e rezultateve të testit Kalkulus për grupet 1 dhe 2 është e barabartë , që do të thotë se nuk ka asnjë ndryshim midis rezultateve të djemve dhe vajzave në testin e Kalkulusit.

Mesatarja e rezultateve të testit të maturës dhe rezultateve të testit Kalkulus janë të barabarta, që do të thotë se nuk ka dallime ndërmjet rezultateve të nxënësve në dy testet, të konsideruara si variabla të pavarur. Mesatarja e rezultateve të testit të maturës dhe rezultateve të testit të Kalkulusit janë të barabarta, që do të thotë se nuk ka dallime ndërmjet rezultateve të nxënësve në dy testet, duke i konsideruar rezultatet e maturës si variante.

Niveli i rëndësisë është  $p=0.05$ . Hipoteza verifikohet me T-test për variablat e pavarur dhe ANCOVA për kovariatet, duke përdorur SPSS 24.

Rreth hipotezës:

Ho: Mesatarja e rezultateve të testit të maturës për grupet 1 dhe 2 janë të barabarta, që do të thotë se nuk ka dallim midis rezultateve të djemve dhe vajzave në testin e maturës.

Ha: Mesatarja e rezultateve të testit të maturës për grupet 1 dhe 2 nuk është e barabartë. Është përdorur SPSS Independent- mosts T-Test dhe përfundimi është;

Mesataret e rezultateve të testit të maturës, (grupi 1= vajza, grupi 2= djem) janë të barabarta ( $p=0.393 > p=0.05$ , për variancat e supozuara të barabarta, dhe  $p=0.442 > sig. =0.05$  për të variancat e supozuara jote barabarta).

Për shkak se  $p=0.041 < sig.=0.05$  (varianca të barabarta të supozuara), rekomandohet të përdoren variancat e supozuara jo të barabarta për interpretimin e rezultateve, tabela 4.10.

Rreth hipotezës:

Ho: Mesatarja e rezultateve të testit kalkulus për grupet 1 dhe 2 janë të barabarta, që do të thotë se nuk ka dallim midis rezultateve të djemve dhe vajzave në testin e maturës.

Ha: Mesatarja e rezultateve të testit të maturës për grupet 1 dhe 2 nuk është e barabartë. Është përdorur SPSS Independent- mosts T-Test dhe përfundimi është;

Mesatarja e rezultateve të testit kalkulus, (grupi 1= vajza, grupi 2= djem) janë të barabarta ( $p=0.878 > 0.05$ , për variancat e supozuara të barabarta, dhe  $p=0.887 > 0.05$  për variancat e supozuara jo të barabarta).

Për shkak të vlerës p, ( $p=0.207 > 0.05$ , variancat e supozuara të barabarta), rekomandohet të përdoren variancat e supozuara të barabarta për interpretimin e rezultateve, tabela 4.11.

Rreth hipotezës:

Ho: Mesatarja e rezultateve të testit të maturës dhe rezultateve të testit Kalkulus janë të barabarta, që do të thotë se nuk ka dallim midis rezultateve të testeve të maturës dhe kalkulusit të studentëve.

Ha: Mesatarja e rezultateve të testit të maturës dhe pikëve të testit Kalkulus nuk janë të barabarta. Niveli i rëndësisë është  $sig. = 0.05$ .

Përdoret T-Testi me mostra të çiftuara SPSS dhe përfundimi është;

Mesataret e rezultateve të testit Calculus, (grupi 1= vajza, grupi 2= djem) nuk janë të barabartë ( $p=0.000 < 0.05$ , tabela 4.12).

Rreth hipotezës:

Ho: Mesataret e rezultateve të testit Calculus për grupet 1 (vajza), grupi 2 (djem) janë të barabarta, që do të thotë se nuk ka asnjë ndryshim midis rezultateve të nxënësve në dy testet, duke i konsideruar rezultatet e maturës si variante.

Ha: Mesataret e rezultateve të testit Calculus për grupet 1 (vajza), grupi 2 (djem) nuk janë të barabarta.

Testi i rekomanduar është ANCOVA sepse rezultatet e testit të Kalkulusit ndikohen nga rezultatet e testit të maturës, tabela 9, 10. Niveli i rëndësisë është 0.05.

Është përdorur analiza statistikore ANCOVA dhe përfundimi është:

Testi i Levene për Barazinë e Variancave jep ( $p=0.151 > 0.05$ ), që do të thotë se homogjeniteti i variancave të grupeve është i siguar, tabela 4.13.

Te tabela Testet e efekteve ndërmjet subjekteve, ndryshorja e varur (rezultati i testit të llogaritjes) është i njëjtë me pjerrësinë e kovariatit, (rezultati i testit të maturës). Vlera e p në "grupin Matura" të papërpunuar është ( $p=0.484 > 0.05$ ), që do të thotë se hipoteza Ho "pjerrësitë janë të barabarta" nuk refuzohet.

Grupet \*Matura, ( $p=0.484 > 0.05$ ), që do të thotë se pjerrësia e vijave të regresionit është e barabartë.

Dhe, testi statistikor dhe rezultatet më të rëndësishme të ANCOVA është se ka një ndryshim të rëndësishëm midis rezultateve të rezultateve të testit të maturës dhe rezultateve të rezultateve të testit Calculus, (matura e papërpunuar,  $p= 0.000 < 0.05$ ), tabela 4.14 .

**Tabela 4. 10 T-Test me zgjedhje të pavarura, SPSS**

Statistikat e grupit, rezultatet e Maturës, grupet 1 (vajzat), 2 (djemtë)										
	Grupet	N	Mesatarja	Devijimi standard	Mesatarja e gabimit standard					
Matura	1	30	76.00	5.292	0.966					
	2	50	75.16	3.454	0.489					
Testi i zgjedhjeve të pavaura, Matura, grupi 1= vajzat, grupi 2= djemtë										
		Testi Levene për barazinë e variancave		t-test për barazinë e mesatareve						
		F	Sig.	t	df	Sig. (e dyanëshme)	Diferenca e mesatareve	Diferenca e gabimit standard	Intervali i besimit 95% për diferencën	
								Kufiri i poshtëm		Kufiri i sipërm
Matura	Supozimi i variancave të barabarta	4.313	0.041	0.860	78	0.393	0.840	0.977	-1.106	2.786
	Supozimi i variancave të ndryshme			0.776	44.024	0.442	0.840	1.083	-1.342	3.022



**Tabela 4. 11 Krahasimi i rezultateve të testit Kalkulus, grupi 1= vajza, grupi 2= djem**

Statistikat e grupit, rezultatet e Kalkulus, grupet 1, 2										
	Grupet	N	Mesatarja	Devijimi standard	Mesatarja e gabimit standard					
Kalkulus	1	30	39.93	13.196	2.409					
	2	50	39.54	9.584	1.355					
Testi i zgjedhjeve të pavaura, Kalkulus, grupi 1= vajzat, grupi 2= djemtë										
		Testi Levene për barazinë e variancave		t-test për barazinë e mesatareve						
		F	Sig.	t	df	Sig. (e dyanë shme)	Diferenca e mesatareve	Diferenca e gabimit standard	Intervali i besimit 95% për diferencën	
								Kufiri i poshtëm		Kufiri i sipërm
Kalkulus	Supozimi i variancave të barabarta	1.619	0.207	0.154	78	0.878	0.393	2.555	-4.694	5.481
	Supozimi i variancave të ndryshme			0.142	47.447	0.887	0.393	2.764	-5.166	5.953

**Tabela 4. 12 Statistikat e T-test të zgjedhjeve të çiftëzuara, rezultatet e testeve të Maturës dhe Kalkulus.**

Statistikat e zgjedhjeve të çiftëzuara, Matura- Kalkulus.									
		Mesatarja	N	Devijimi standard	Mesatarja e gabimit standard				
Çifti 1	Matura	75.4750	80	4.22463	0.47233				
	Kalkulus	39.6875	80	10.99666	1.22946				
Testi i zgjedhjeve të çiftëzuara, Matura- Kalkulus.									
		Dallimet e çiftuara					t	df	Sig. (e dyanëshme)
	Mesatarja	Devijimi standard	Mesatarja e gabimit standard	Intervali i besimit 95% për diferencën					
				Kufiri i poshtëm	Kufiri i sipërm				
Çifti 1	Matura- Kalkulus	35.78750	9.18404	1.02681	33.74369	37.83131	34.853	79	0.000

### Analiza e pandryshueshme e variacioneve

**Tabela 4. 13 Testi Levene për barazinë**

Testi Levene për barazinë e variacioneve të gabimeve			
Variabli i varur: Kalkulus			
F	df1	df2	Sig.
2.098	1	78	0.151

Teston hipotezën zero se varianca e gabimit të ndryshores së varur është e barabartë ndërmjet grupeve.<sup>a</sup>

a- Dizajni: Intercept + grupi + Matura + grupi \* Matura

**Tabela 4. 14 Testi ANCOVA**

Testet e efekteve ndërmjet subjekteve					
Variabli i varur: Kalkulus					
Burimi	Type III Sum of squares	df	Mesatarja në katror	F	Sig.
Modeli i korigjuar	3333.457 <sup>a</sup>	3	1111.152	13.577	0.000
Intercept	1457.774	1	1457.774	17.813	0.000
Grupet	37.590	1	37.590	0.459	0.500
Matura	3321.199	1	3321.199	40.582	0.000
grupet * Matura	40.445	1	40.445	0.494	0.484
Gabimi	6219.731	76	81.839		
Totali	135561.000	80			
Totali i korigjuar	9553.188	79			

a. R katror = 0,349 (R i rregulluar në katror = 0,323)

#### 4.4.3 Përfundime

Janë kryer analiza krahasuese për të verifikuar nëse ka dallime domethënëse në arritjet akademike të studentëve për sa i përket gjinisë dhe faktorëve kombëtarë, apo faktorëve të tjerë, për shkak të seriozitetit të problemit në shumë vende. Rezultatet kanë treguar se arritjet akademike të nxënësve të shkollave të mesme dhe të universiteteve nuk ndryshonin për sa i përket gjinisë; ndersa disa studime kanë treguar se ka dallime në lidhje me faktorët kombëtarë ose faktorë të tjerë.

Performanca e gjimnazistëve dhe studentëve të universitetit ka nevojë për një studim shumë më të plotë dhe më gjithëpërfshirës për shkak të kompleksitetit dhe seriozitetit të problemit. Ka shumë të dhëna për të mbledhur dhe klasifikuar dhe shumë faktorë për të vlerësuar dhe matur.

Ka disa faktorë të konsiderueshëm që ndikojnë në performancën e nxënësve në shkollë të mesme dhe universitet;

Disa nga faktorët kryesorë janë; aftësitë personale, përkushtimi, vëmendja, prejardhja familjare, lloji i shkollës, motivimet, qëllimi, etj.

Performanca e studentëve në universitetet shqiptare duhet të jetë në qendër të vëmendjes së sistemit dhe institucioneve arsimore të vendit, për shkak të rëndësisë së madhe të studentëve, performancës dhe cilësisë së universiteteve.

Nuk ka dallim të rëndësishëm ndërmjet grupeve të djemve dhe vajzave, vajzat kanë rezultate më të mira se djemtë në shkollë të mesme dhe universitet. Gjithsesi, ka një ndryshim domethënës midis performancës së studentëve në shkolla të mesme dhe universitete.

Eshte e dobishme të krijohet një bazë të dhënash e performancës së nxënësve në të gjitha nivelet e sistemit arsimor, për studim, analizim të problemeve, tendencave, konkluzioneve etj.

Universitetet shqiptare nga ana e tyre duhet të përballen me problemin e renditjes së ulët botërore që është gjithashtu pjesë e problemit të përgjithshëm dhe duhet të përfshihen në procesin e përmirësimit të performancës dhe cilësisë parauniversitare, veçanërisht në shkollën e mesme.

Përmirësimi i performancës dhe cilësisë së universiteteve shqiptare do të forconte ndikimin e tyre në shkollat e mesme , nëpërmjet mësuesve të diplomuar, projekteve dhe bashkëpunimeve, si dhe kryerjes së kualifikimeve periodike për mësuesit.

Performanca e studentëve në universitetet shqiptare ndikohet nga shumë faktorë , një nga faktorët kryesorë është performanca e nxënësve në shkollat e mesme.

## PËRFUNDIME- REKOMANDIME

1. Evolimi i të dhënave të regjistruara për COVID-SARS-2 në Shqipëri shfaq veti të konsiderueshme jostacionare dhe heterogjene për shkak të proceseve që lidhen me përhapjen e sëmundjes, imunitetin e njerëzve, heterogjenitetin gjeografik dhe urban etj. Gjithashtu, një problem tjetër lidhet me procedurat administrative që lidhen me menaxhimin e pandemisë. Duke përdorur analiza klasike përshkruese dhe mjete ndihmëse, ne mblodhëm njohuri të rëndësishme për seritë kohore që përmbajnë rastet e reja pozitive të regjistruara. Ne kemi vërejtur sezonalitet në sjellje me një vonesë kohore rreth 9 ditë. Varianca e serisë ka filluar të stabilizohet muajt e fundit dhe duket e ngjashme me vendet e tjera fqinje, por rreth 30 ditë përpara. Në disa aspekte, karakteristikat e serisë janë të ngjashme me Greqinë dhe Italinë, të cilat mund të lidhen me protokollet e ngjashme të përdorura nga administrata. Me zbatimin e teknikës EMD vërejmë se procesi fillestar ka hyrë në fazën e mbylljes dhe regjimi afatgjatë i rasteve të reja me COVID pritet të përfundojë në fund të pranverës 2021. Nga analiza e shkallës makro bazuar në shpërndarjen, rezultoi se sistemi karakterizohet nga një shpërndarje dypjesëshe. Incidencat e ulëta i përkasin një ligji të fuqisë, ndërsa më e larta i përket një shpërndarjeje këmbanë që është e përshatur mirë me një format q-gaussian.
2. Seria e të dhënave kohore e kurseve të këmbimit të monedhës kombëtare kundrejt dy monedhave botërore në Shqipëri tregon karakteristikat e përbashkëta të indekseve financiare në tregjet e lira financiare. Çdo seri shfaq veti specifike që lidhen me korrelacionin afatshkurtër dhe afatgjatë. Statistikat e përgjithshme të shtrira në periudhën e vëzhgimit 2008,2021 janë jostacionare për secilën nga seritë e konsideruara. Shpërndarja më e mirë e përshatur është q-Gaussian. Për periudhat e lokalizuara ka shenja të korrelacionit të serive semestrale. Distancat euklidiane ndërmjet çdo çifti

luhaten me shpejtësi në fillim të intervalit kohor dhe relaksohen në një vlerë të konsiderueshme në periudhën 2010-2014. Më pas, kursi i këmbimit Paund/Lek fillon të rrisë distancën nga Euro/Lek dhe i njëjti model takohet për luhatshmëritë përkatëse. Seritë karakterizohen nga një shkallë diskrete e pandryshueshmërisë dhe trendet e tyre përshtatet mirë me një formë log-periodike. Seritë janë multifraktale dhe shumë veti që lidhen me multifraktalitetin mund të përshkruhen nga analiza multifraktale.

3 Kombinimi i të dyja metodave, i asaj online me klasen tradicionale do të prodhonte një proces më efektiv për një shkollë më të suksesshme. Nga njëra anë, mësimdhënia në klasë do të përdorte përfitimet e shkollës tradicionale, shpërndarjen e drejtpërdrejtë të përmbajtjes së lëndës, nga ana tjetër, studentët do të përdornin materiale shtesë nga interneti, duke kryer projekte të ndryshme, biseda, konferenca, prezantime në idetë dhe detyrat e kryera, duke u vendosur kështu në një pozicion më të lirë, më të pavarur dhe më produktiv.

4 Janë kryer analiza krahasuese për të verifikuar nëse ka dallime domethënëse në arritjet akademike të studentëve për sa i përket gjinisë dhe faktorëve kombëtarë, apo faktorëve të tjerë, për shkak të seriozitetit të problemit në shumë vende. Rezultatet kanë treguar se arritjet akademike të nxënësve të shkollave të mesme dhe të universiteteve nuk ndryshonin për sa i përket gjinisë; ndersa disa studime kanë treguar se ka dallime në lidhje me faktorët kombëtarë ose faktorë të tjerë.

Performanca e gjimnazistëve dhe studentëve të universitetit ka nevojë për një studim shumë më të plotë dhe më gjithëpërfshirës për shkak të kompleksitetit dhe seriozitetit të problemit. Ka shumë të dhëna për të mbledhur dhe klasifikuar dhe shumë faktorë për të vlerësuar dhe matur.

Ka disa faktorë të konsiderueshëm që ndikojnë në performancën e nxënësve në shkollë të mesme dhe universitet;

Disa nga faktorët kryesorë janë; aftësitë personale, përkushtimi, vëmendja, prejardhja familjare, lloji i shkollës, motivimet, qëllimi, etj.

## BIBLIOGRAFIA

- [1] Cui Q et al, Complex Dynamics of an SIR Epidemic Model with Nonlinear Saturate Incidence and Recovery Rate. *Entropy* 2017, 19, 305; doi:10.3390/e19070305
- [2] J. Ma. Estimating epidemic exponential growth rate and basic reproduction number. *Infectious Disease Modelling* 5 (2020) 129e141
- [3] Huang, N.& al. The empirical mode decomposition and Hilbert spectrum for nonlinear and non-stationary time series analysis. *Proc. R. Soc. Lond. A* 1998, 454, 903–995.
- [4] Flandrin, P.; Rilling, G.; Gonçalves, P. (2003). "Empirical Mode Decomposition as a Filterbank" (PDF). *IEEE Signal Processing Letters*. 11 (2)
- [5] M.E.Torres, M.A. Colominas, G. Schlotthauer, P. Flandrin, "A complete Ensemble Empirical Mode decomposition with adaptive noise," *IEEE Int. Conf. on Acoust., Speech and Signal Proc. ICASSP-11*, pp. 4144-4147, Prague (CZ)
- [6] Zhang Q, Zhang Q, Sornette D (2016) Early Warning Signals of Financial Crises with Multi-Scale Quantile Regressions of Log-Periodic Power Law Singularities. *PLoS ONE* 11(11): e0165819. doi:10.1371/journal.Pone.0165819
- [7] Elmira Kushta and Dode Prenga 2021 *J. Phys.: Conf. Ser.* 1730 012056
- [8] Dode Prenga and Margarita Ifti., Complexity methods used in the study of some real systems with weak characteristic properties. *AIP Conference Proceedings* 1722, 080006 (2016)
- [9] D. Prenga, M. Ifti, *Int. J. Mod. Phys. CS* 16, 1 (2012).
- [10] Parul Maheshwari<sup>1</sup> and Réka Albert. Network model and analysis of the spread of Covid-19 with social distancing. *Applied Network Science*
- [11] Francisco Benitaa and Francisco Gasca-Sanchez On the main factors influencing COVID-19 spread and deaths in Mexico: A comparison between Phase I and II.
- [12] Angela Stallone , Antonio Cicone, Massimo Materassi. New insights and best practices for the successful use of Empirical Mode Decomposition, Iterative Filtering and derived algorithms. *Scientific Reports* (2020) 10:15161
- [13] Parul Maheshwari and Réka Albert. Network model and analysis of the spread of Covid-19 with social distancing *Applied Network Science*



- [14] S. Umarov, C. Tsallis, and S. Steinberg, “On a q-Central Limit Theorem Consistent with Nonextensive Statistical Mechanics,” *Milan J. Math*, vol. Online First, 2008.
- [15] Cui Q et al, Complex Dynamics of an SIR Epidemic Model with Nonlinear Saturate Incidence and Recovery Rate. *Entropy* 2017, 19, 305; doi:10.3390/e19070305
- [16] Sornette, D. (1998). Discrete-scale invariance and complex dimensions. *Physics Reports*, 297(5), 239–270. doi:10.1016/s0370-1573(97)00076-8
- [17] A Simulation of a COVID-19 Epidemic Based on a Deterministic SEIR Model
- [18] José M. Carcione<sup>1</sup>, Juan E. Santos, Claudio Bagaini and Jing Ba Front. Public Health, 28 May 2020 .<https://doi.org/10.3389/fpubh.2020.00230>
- [19] Elena Loli Piccolomini, Fabiana Zama. Monitoring Italian COVID-19 spread by a forced SEIRD model. *Plos One*, 2021
- [20] Dode Prenga, Margarita Ifti, Sandër Kovaçi, Extended views on the study of out-of-equilibrium opinion and opinion-like systems, *Proceedings, The International Physics Conference Tirana, 2015*
- [21] Sandër Kovaçi, Dodë Prenga, Erarda Vuka, The Use of Parametric Distributions and Empirical Mode Decomposition to Analyse Stochastic Systems and Nonlinear Signals, *Proceedings: International Conference, Statistics, Probability & Numerical Analysis, SPNA 2015, Tirana, pages 71-78*
- [22] Betts, C. & Devereux, M . Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market. *Journal of International Economics* 50 215 –244
- [23] Reza Y. Siregar . The Concepts of Equilibrium Exchange Rate: A Survey of Literature. n Extended version of the Report prepared for the 2006-2007 Exchange Rate Policy Evaluation Project of the Independent Evaluation Office (IEO), the International Monetary Fund, Washington, D.C.
- [24] Mohsin, S. Khan & Peter, J. Montiel. Real Exchange Rate Dynamics in a Small, Primary-Exporting Country. *International Monetary Fund SPapers*, Vol. 34, No.
- [25] C. Tsallis. Economics and Finance: q-Statistical Stylized Features Galore. *Entropy*. 2017; 19(9):457. <https://doi.org/10.3390/e19090457>
- [26] Lisa Borland. *Phys. Rev. Lett.* 89, 098701 – Published 7 August 2002
- [27] Mantegna, R. & Stanley, H. (2007). *An introduction to econophysics: correlations and complexity in finance*. Cambridge University Press New York, NY, USA.

- [28] Sornette, D. & Johansen, A. (2001). Significance of Log-periodic Precursors to Financial Crashes. *Quantitative Finance*, 1: 452.
- [29] P Geraskin, D Fantazzini. Everything you always wanted to know about log-periodic power laws for bubble modelling but were afraid to ask. *The European Journal of Finance* 19 (5), 366-391
- [30] D. Prenga, M. Ifti, *Int. J. Mod. Phys. CS* 16, 1 (2012).
- [31] Tsallis, C. (2017) Economics and Finance Features Galore: q-Statistical Stylized. *Entropy*, 19, 457; doi:10.3390/e19090457.
- [32] Espen A. F. Ihlen. Introduction to multifractal detrended fluctuation analysis in Matlab. *Front. Physiol.*, 04 June 2012 | <https://doi.org/10.3389/fphys.2012.00141>
- [33] D. Prenga, S. Kovaçi, E Kushta. An Econo-Physics View on the Historical Dynamics of the Albanian Currency vs. Euro Exchange Rates AUDÇE, Vol. 16, no. 1/2020, pp. 254-267
- [34] Banerjee, A & Yakovenko, V. (2010). Universal patterns of inequality. *New Journal of Physics* 12, 075032.
- [35] Cera, Gentjan; Dokle, Eda; Çera, Edmond (2015) : Do the News Affect the EUR/ALL Exchange Rate Volatility?, *Economic Review: Journal of Economics and Business*, ISSN 1512-8962, University of Tuzla, Faculty of Economics, Tuzla, Vol. 13, Iss. 1, pp. 21-28
- [36] Natasha Ahmetaj, Merita Bejtja. Determinants of the Real Equilibrium Exchange Rate in Albania: An Estimation Based on the Co-Integration Approach. *ACRN Journal of Finance and Risk Perspectives*
- [37] Constantino Tsallis. The Nonadditive Entropy  $S_q$  and its Applications in Physics and Elsewhere: Some Remarks. *Entropy* 2011, 13, 1765-1804; doi:10.3390/e13101765
- [38] G.P. Pavlos, L.P. Karakatsanis, M.N. Xenakis, A.E.G. Pavlos, A.C. Iliopoulos, D.V. Sarafopoulos.
- [39] [Exton, Harold (1983), q-hypergeometric functions and applications, Ellis Horwood Series: Mathematics and its Applications, Chichester: Ellis Horwood Ltd., ISBN 978-0-85312-491-7, MR 0708496
- [40] R. Lopes, N. Betrouni. Fractal and multifractal analysis: A review. *Medical Image Analysis* 13 (2009) 634–649
- [41] Wang L. C. & Bagaka's, J. G. (2002). the dimensions of self-exploration in Web-based learning environments. *Journal of Research on Technology in Education*, 34(3), 364-375.

- [42] Redding T. R. & Rotzien, J. (2001). Comparative analysis of online learning vs. classroom learning. *Journal of Interactive Instruction Development*, 13(4), 3-12.
- [43] Gifford L. J. (1998). Graduate students' perceptions of time spent in taking a course by Internet versus taking a course in a regular classroom. *Paper presented at the annual Mid-South Educational Research Association Conference, New Orleans.*
- [44] Kincannon J. (2002). From the classroom to the Web: A study of faculty change. *Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research.*
- [45] Ananga P. & Biney I. K. (2017). Comparing face-to-face and online teaching and learning in higher education. . *MIER Journal of Educational Studies Trends and Practices*, 165-179.
- [46] Muthuprasad et. al. (2021). Students' perception and preference for online education in India during COVID-19 pandemic. *Social Sciences & Humanities Open*, 3(1), 100101.
- [47] Hofman D. W. (2002). Internet-based distance education learning in higher education. *Tech Directions*, 62(1), 28-32.
- [48] Bento R. & Bento A. (2000). Using the Web to extend and support classroom learning. *College Student Journal*, 34(4), 603-608.
- [49] Mioduser et. al. (2000). Web-based learning environments: Current pedagogical and technological state. *Journal Research on Computing in Education*, 33(1), 55-77.
- [50] Carrillo C. (2020). New of online teaching and learning practices. *European Journal of Teacher Education*, 43(4), 466-487.
- [51] Vrasidas C. & McIsaac, M. S. (2000). Principles of pedagogy and evaluation for Web-based learning. *Educational Media International*, 37(2), 105-112.
- [52] Michau et. al. (2000). Expected benefits of Web-based learning for engineering education: Examples in control engineering. *European Journal of Engineering Education*, 26(2), 151-169.
- [33] Shelle G. et. al. (2018). Adaptive learning: an innovative method for online teaching and learning. *Journal of Extension*, 56(5), 17.
- [54] Stickney L. T. et. al. (2019). Online higher education: Faculty satisfaction and its antecedents. *Journal of Management Education*, 43(5), 509-542.

- [55] Ullah O. & Iqbal M. (2020). Comparison of Impact of Traditional and Modern Teaching Methods on Students' Performance at Elementary School Level. *Global Regional Review*, 1, 386-395.
- [56] Ali, A., & Elfessi, A. (2004). Examining students' performance and attitudes towards the use of information technology in a virtual and conventional setting. *Journal of Interactive Online Learning*, 2(3), 1-9.
- [57] Ofodu, G. O., & Lawal, R. A. (2011). Cooperative instructional strategies and performance levels of students in reading comprehension. *International Journal of Educational Sciences*, 3(2), 103-107.
- [58] Li, Z., & Chen, M. Y. (2019). Application of ANCOVA and MANCOVA in language assessment research. In *Quantitative Data Analysis for Language Assessment Volume I* (pp. 198-218). Routledge.
- [59] Lai, C. L., & Hwang, G. J. (2016). A self-regulated flipped classroom approach to improving students' learning performance in a mathematics course. *Computers & Education*, 100, 126-140.
- [60] Betts, J. R., & Morell, D. (1999). The determinants of undergraduate grade point average: The relative importance of family background, high school resources, and peer group effects. *Journal of Human Resources*, 268-293.
- [61] Cohn, E., Cohn, S., Balch, D. C., & Bradley Jr, J. (2004). Determinants of undergraduate GPAs: SAT scores, high school GPA, and high-school rank. *Economics of education review*, 23(6), 577-586.
- [62] Cyrenne, P., & Chan, A. (2012). High school grades and university performance: A case study. *Economics of Education Review*, 31(5), 524-542.
- [63] Birch, E. R., & Miller, P. W. (2007). The influence of the type of high school attended on university performance. *Australian Economic Papers*, 46(1), 1-17.
- [64] Hazari, Z., Tai, R. H., & Sadler, P. M. (2007). Gender differences in introductory university physics performance: The influence of high school physics preparation and affective factors. *Science Education*, 91(6), 847-876.
- [65] Felisoni, D. D., & Godoi, A. S. (2018). Cell phone usage and academic performance: An experiment. *Computers & Education*, 117, 175-187.
- [66] Asif, R., Merceron, A., Ali, S. A., & Haider, N. G. (2017). Analyzing undergraduate students' performance using educational data mining. *Computers & Education*, 113, 177-194.
- [67] Bal-Taştan, S., Davoudi, S. M. M., Masalimova, A. R., Bersanov, A. S., Kurbanov, R. A., Boiarchuk, A. V., & Pavlushin, A. A. (2018). The impacts of

teacher's efficacy and motivation on student's academic achievement in science education among secondary and high school students. *EURASIA Journal of Mathematics, Science and Technology Education*, 14(6), 2353-2366.

[68] Millea, M., Wills R., Elder, A., & Molina, D. (2018). What matters in college student success? Determinants of college retention and graduation rates. *Education*, 138(4), 309-322.

[69] Gjana, A., Kosova, R. Traditional Class, and Online Class Teaching. Comparing the Students Performance Using ANCOVA. *Journal of Multidisciplinary Engineering Science and Technology* ISSN: 2458-9403 Vol. 8 Issue 11, November – 2021, 14806-14811.

[70] Tinto, V., & Pusser, B. (2006). Moving from theory to action: Building a model of institutional action for student success. *National Postsecondary Education Cooperative*, 1, 51.

[71] Hamrick, F. A., Schuh, J. H., & Shelley, M. C. (2004). Predicting Higher Education Graduation Rates from Institutional Characteristics and Resource Allocation. *Education policy analysis archives*, 12(19), n19.

[72] Ryan, T. D. (2008). Antecedents for inter-role conflict in the high school teacher/coach. *Physical Educator*, 65(2), 58.

[73] Allen, K. A., Gray, D. L., Arslan, G., Riley, K., Vella-Brodrick, D., & Waters, L. (2021). 19 School belonging policy. *Building Better Schools with Evidence-based Policy*, 139.

[74] Nayir, F. (2017). The relationship between student motivation and class engagement levels. *Eurasian Journal of Educational Research*, 17(71), 59-78.

[75] Flore, P. C., Mulder, J., & Wicherts, J. M. (2018). The influence of gender stereotype threat on mathematics test scores of Dutch high school students: a registered report. *Comprehensive Results in Social Psychology*, 3(2), 140-174.

[76] Anderson, D.R., Sweeney, D. J. e Williams, T.A. Statistics for Business and Economics. 9e South-Wester, Ohio 2005.

[77] Cecchi, C. I numeri indici. Teoria e tecnica. Cacucci ed., Bari 1995.

[78] Costandini, D. Metodi statistici: per le scienze economiche e sociali. Monduzzi ed., Bologna 1994.

[80] Di Ciaccio, A. Introduzione alla statistica descrittiva. Itali. Milano, McGraw-Hill 1996.

[81] Elbasani, B. Biostatistika. Morava, Tiranë 2005

- [82] Fakulteti i Ekonomisë. Statistika. Teksti mësimor për studentët e Fakultetit të Ekonomisë. Pegi, Tiranë 2002.
- [83] Fraire, M. Statistika. Carocci ed., Roma 1998.
- [84] Freedman, D. & Pisani, R, Purves, R. Statistics. Norton, Second Edition, New York, 1991.
- [85] Frosini, B.V. Introduzione alla statistica. La Nuova Italia Scientifica, ed.II Roma 1995.
- [86] Gazhga, Th; Koçi, N; Vako, P. Statistika e Industrisë I dhe II. Shtëpia Botuese e Librit Universitar. Tiranë 1982.
- [87] Ganaj, Sh; Hoxha, I; Koçi, N. Statistika Bujqësore Industrisë I dhe II. Shtëpia Botuese e Librit Universitar. Tiranë 1982.
- [88] Gibbons, J.M.e Subhabrata, C. Nonparametrical statistical inference. Marcel Dekker, New York 1992.
- [89] Gini, C. Memorie di metodologia statistica. Vol. 1: Variabilità e concentrazione. Veschi, Roma 1995.
- [90] Girone, G. e Salvemini, T. Varianti i përkthyer në shqip i Lezioni di statistica. Cacucci ed., Bari 2000. Botim i Dudaj, Tiranë 2003.
- [91] Jakubini, I; Koçi, N; Vako, P; Selala, P. Statistika Ekonomike I dhe II. Shtëpia Botuese e Librit Universitar. Tiranë 1986.
- [92] Kauffmann, P. Statistique. DUNOD, Paris 1994.
- [93] A.Gjana,R.Kosova. Performance of university students and high school factors.Statical analyses and ANCOVA. December 2021
- [94] A.Gjana,A.Benga,G.Zeneli(Foto).”Optimal Portfolio Models and medium-Variance Tests.International Confernce on Applied Sciences and Engineering ICEAS-2017
- [95] Koçi, N. Fondet themelore dhe Analiza Ekonomiko-Statistikore e tyre në Industri. Shtëpia Botuese e Librit Universitar. Tiranë 1988.
- [96] Landenna, G. Introduzione alla probabilita e all'inferenza statistika. Mulino, ed. II, Bologna 1997.
- [97] Mood, A. M. Introduzione alla statistica. Itali. Milano, McGraw-Hill 1995.
- [98] A.Gjana,G.Zeneli,A.Benga.”Portofolio Analysis Using Mathematical Methods. Soci-Economic Perspectives in the Age of XXI Century Globalization .Dec. 2017.

- [99] Piccolo, D. Statistika. Il Mulino, Bologna 1998.
- [100] PY, B. Statistique Descriptive. 3e édition Economica, Paris 1990.
- [101] A.Gjana,S.Kovaçi.”General Properties of Exchange Rate of National Money Versus Some Foreign Currencies in Albania.
- [102] Sternstein, M. Statistics. Barron's Educational Series, New York, 1996.
- [103] Sheri, F; Koçi, N; Vathi, H; Xhumari. A. Teoria e përgjithshme e statistikës I dhe II. Shtëpia Botuese e Librit Universitar. Tiranë 1976.
- [104] A.Gjana,S.Kovaçi “The correlation Analysis of the daily Covid-19 new cases data series in Albania.Sep. 2021
- [105] Zani, S. Analisi dei dati statistici II. Osservazioni multidimensionali. Giuffrè ed., Milano 2000.
- [106] Rondini, L.L. Lezioni di statistica. Cedam, Padova 1996.