Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Lucrare de cercetare

Analiza factorilor care influențează prețul caselor din București

Cadrul didactic coordonator: Manta Eduard Mihai

> Studenți: Fătu Mihaela-Adelina Enescu Roxana-Andreea-Daniela Dună Vlad-Dragoș-Ionuț Grupa 1084

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Cuprins

| Introduc | cere | 2 | | |
|--------------|--------------------------|----|--|--|
| Aplicați | ia 1. Modele de regresie | 3 | | |
| 1.1 | Literature review | 3 | | |
| 1.2 | Metodologia cercetării | 7 | | |
| 2.1 | Date utilizate | 8 | | |
| 2.2 | Rezultate empirice | 11 | | |
| Limitări3 | | | | |
| Concluzii | | | | |
| Aplicația 2 | | 34 | | |
| 2.1 | Literature review | 34 | | |
| 2.2 | Metodologia cercetării | 37 | | |
| 2.3 | Date utilizate | 37 | | |
| 2.4 | Rezultate empirice | 39 | | |
| Bibliografie | | | | |
| Anexa | | 50 | | |
| Tabele | | | | |
| Figur | Figuri | | | |

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Introducere

Piața imobiliară reprezintă mecanismul economicosocial principal prin care se orientează activitatea operatorilor și se prezintă ca un sistem complex, în care interacționează si se condiționează reciproc cererea cu oferta. În acest sens, tranzacțiile imobiliare sunt acele transferuri permanente sau temporare ale unui drept de la o parte la cealaltă în schimbul unei recompense care, de obicei, este o sumă de bani.

Evaluarea proprietăților imobiliare este procesul de elaborare a unei opinii asupra valorii pentru proprietatea imobiliară. Tranzacțiile imobiliare, menționate și definite mai sus, necesită adesea evaluări datorită apariției lor rare și fiecare proprietate este unică spre deosebire de acțiunile corporative, ce sunt tranzacționate zilnic și sunt identice. Astfel, există mai multe tipuri de valori (de piață, echitabilă, de investiție, sinergiei, de lichidare), abordări ale evaluării care contribuie la evoluția pieței imobiliare.

În România, piața imobiliară nu contribuie foarte mult la evoluția economiei precum în alte țări la fel sau mai dezvoltate. Astfel, din punct de vedere economic, constatăm că această piață este "decuplata" de la economie în general. Procentul mai mic în PIB constituit de sectorul construcțiilor (ca infrastructură, nu doar cel imobiliar) în România este explicația care ne este oferită de specialiști. De la prima criză imobiliară din România, lucrurile au schimbat radical comportamentul participanților din piața imobiliară. Atunci, cumpărătorii erau preocupați de prețul și structura imobilelor, aveau o încredere exagerată în promisiunile dezvoltatorilor imobiliari și nu luau prea des în seamă potentialele riscuri ale proiectelor.

Echipa noastră a ales această temă întrucât este o temă de actualitate, care se regăsește în mod constant în viața de zi cu zi, fiind o necesitatea a oamenilor care trebuie să fie atenți în procesul de vânzare-cumpărare, având în vedere numeroși factori precum locația și starea în care se află imobilul, prețul acestuia cu fluctuațiile sale în continuă schimbare, cât și alți factori socio-economici din spațiul pieței imobiliare care prezintă interes. În situația dată, a fost analizată retrospectiva rezidențială pentru anul 2019, care potrivit siteului Imobiliare.ro, ritmul de creștere a prețurilor de pe piața rezidențială autohtonă a accelerat față de anul precedent. La nivelul celui de-al patrulea trimestru din 2019, locuințele (apartamentele și casele) sunt mai scumpe cu 7% decât în 2018. Comparativ cu anul trecut, diferența de preț la 12 luni se situa la 5,3%.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Aplicația 1. Modele de regresie

1.1 Literature review

Terenul este suportul esențial în cadrul vieții și a existenței noastre. Juriștii, geografii și economiștii își îndreaptă atenția spre acest lucru, întrucât studiind utilizările terenurilor, sunt influențate națiuni și societăți. Într-o activitate economică, proprietățile imobiliare devin un contribuitor important în circuitul economic prin crearea unei valori importante, care în urma unor evaluări amănunțite, în funcție de cerințele clienților, au devenit o investiție foarte importantă a oamenilor în societate. (CREŢU, 2019, pp. 93-101)

Oferta și cererea constituie procesul de interacțiune pentru a stabili valoarea de piață a imobilelor. Procesul de dezvoltare socio-economică reflectă interdependența cererii prin nevoia de teren și de furnizarea acestora prin intermediul pieței limitate a terenurilor. (LEŞAN, 2020, pg. 65-69) Astfel, există mulți factori ce influențează cererea și oferta, unde valoare de piață devine afectată și duce la împărțirea pieței funciare în segmentele ei diferite. Astfel, acești factori sunt împărțiți în patru mari categorii:

- Categoria factorilor economici
- Categoria factorilor sociali și economici
- Categoria factorilor de reglementare a statului a pieței funciare
- Categoria stării fizice a terenului, precum și mediul înconjurător

Prima categorie prezintă o serie de factori care afectează nivelul cererii. Printre acestea, se numără nivelul ocupării populației, nivelul prețurilor, cheltuielile pentru căutarea și achiziționarea unui imobil bun, înregistrarea tranzacției și disponibilitatea finanțării. Factorii ce influențează nivelul ofertei este reprezentat de numărul bunurilor imobile oferite pe piață, cheltuielile de înființare a unității de pământ și cheltuielile de construcție.

<u>A doua categorie</u> de factori surprinde numărul populației, densitatea acesteia, compoziția etnică, vârsta și nivelul de studii, precum migrația populației.

<u>A treia categorie</u> include factori precum reglementarea legată a pieței bunurilor imobile la nivel de stat și la nivelul administrației locale, precum și politica statului privind impozitarea, inflația, împrumuturile și investițiile.

<u>A patra categorie</u> cuprinde factori precum mărimea terenului, forma acestuia, îmbunătățirile, disponibilitatea comunicațiilor, gradul de dezvoltare a infrastructurii, ș.a.m.d.

Facultatea: Cibernetică, Statistică si Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Toți factorii menționați influențează valoarea de piață a terenurilor, care la urmă, determină unicitatea pieței locale. Acești factori afectează direct piața terenurilor în condiții de formare a prețurilor. Totodată, este destul de problematic să evaluezi unul sau alt factor în condițiile evaluării terenurilor pentru expropriere pentru utilitate publică. În cazul exproprierii, prețul de piață a bunurilor imobile se formează conform propriilor legi și, de regulă, în mare parte au un caracter special datorită condițiilor speculative formate din relațiile dintre proprietari cât și dintre alți participanți la procesul de expropriere.

Comportamentul consumatorului se schimbă constant, iar nevoile individului se înmulțesc datorită progresului tehnologiei și a științei care conduce la inventarea de noi nevoi reale și artificial. De obicei, în piața imobiliară nu se intervine atunci când vine vorba de economiile pieței, însă guvernele sunt cele care stabilesc infrastructura în care se desfășoară piața imobilelor, ceea ce asigură exact acele servicii de care are nevoie sectorul privat pentru a prospera. (ROTARU, 2021, pg. 262-269) Principalii participanți în această piață sunt:

Proprietarul/Utilizatorul – cumpără casele ca o investiție și/ sau locuiesc în ele.

- Proprietarul este investitorul pur, cel ce nu consumă bunul imobiliar pe care îl cumpără și care de obicei închiriază proprietatea altui individ.
- Rentierul este consumator pur.
- Dezvoltatorul (Developer) este cel care pregătește terenul pentru construcție, producând un nou bun pe piață.
- Renovatorul este cel care furnizează pieței clădiri remobilate.
- Intermediarii sunt băncile, avocații, brokerii imobiliari, etc. ce întreprind actul de cumpărare și vânzare al unei proprietăți imobiliare.

<u>Durabilitatea.</u> Imobilul, prin definiție, este durabil. O clădire poate exista timp de decenii sau chiar secole, iar pământul este indestructibil prin esența sa. Din această cauză piețele imobiliare sunt de tip "stock/flow". Teoretic vorbind, aproximativ 95% din ofertă constă în stocul caselor existente, în timp ce doar 5% reprezintă fluxul noilor dezvoltări. Stocul ofertei imobiliare în orice perioadă este determinat de stocul existent în perioada anterioară, rata deteriorării stocului existent, rata renovării stocului existent, și fluxul noilor dezvoltări în perioada curentă. Efectul ajustărilor pieței imobiliare tinde să fie diminuat de către stocul relativ mare de clădiri existente, plus noile constructii care încep să apară tot mai multe în cadrul pietei imobiliare.

Facultatea: Cibernetică, Statistică si Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

<u>Eterogenitatea</u>. Fiecare bun imobiliar este unic, atât în termeni de locație, de specific al clădirii, cât și în termeni de finanțare. Această caracteristică face dificilă stabilirea prețului, crează asimetrie de informații și restricții de substituibilitate. Stocul imobiliar se depreciază, având astfel o calitate diferită în raport cu o nouă clădire. Din acest motiv procesul de echilibrare a pieței operează cu nivel de calitate diferite. Astfel, piața imobiliară poate fi divizată în segmente – rezidențial, comercial și industrial. De asemenea, mai poate fi divizată în subcategorii, ca de exemplu – imobile destinate recreerii, imobile generatoare de venituri, zone istorice, zone protejate, piața primară și secundară etc.

Costuri de tranzacție ridicate. Cumpărarea și/sau transferul într-o casă, costă mult mai mult decât majoritatea altor tipuri de tranzacții. Aceste costuri includ costurile de căutare, taxele imobiliare, costurile de transfer, taxele legale, taxele de transfer, și taxele de înregistrare a contractului. De regulă, costurile de tranzacție pentru vânzător reprezintă 8 – 10% din prețul de cumpărare. Procesul de ajustare a pieții poate fi subiectul unor întârzieri, datorită duratei de timp necesară atât finanțării, design-ului și construirii noii oferte, cât și datorită ratei scăzute de modificare a cererii. Datorită acestor decalaje de timp există o mare probabilitate de dezechilibrare a pieței pe termen scurt. Astfel, mecanismele de ajustare pe piața imobiliară tind să fie foarte lente și relative în raport cu alte piețe mai fluide.

<u>Bunul imobiliar</u> este atât un bun de investiție, cât și un bun de consum. Un bun imobiliar poate fi cumpărat cu scopul obținerii unui venit (bun de investiței), cu intenția de a-l utiliza în folos propriu (bun de consum), sau, chiar cu ambele intenții. Aceste funcții ale bunului imobiliar pot fi separate (participanții pe piață se concentrează asupra unei singure funcții) sau pot fi combinate (de exemplu, în situația personelor care locuiesc în casă, dar care o și închiriză parțial în același timp). Această natură duală a bunului imobiliar conduce la fenomenul de supra – investiție (engl. "over – invest") în bunul imobiliar, adică, de a investi mai mulți bani într-un activ decât valorează pe piața liberă.

Imobilitatea. Pe piața imobiliară, consumatorii sunt cei care vin la produs, iar din această cauză nu putem vorbi de un spațiu fizic pentru piață. De exemplu, dacă există preferința de a locui în zone suburbane, oamenii sunt cei care trebuie să se mute în zone suburbane, evident, fiind imposibil sa-și mute casa în suburbii. În acest caz, se diminuează la maxim posibilitatea distrugerii / avarierii prin trasferarea/ transportarea produsului.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Pornind de la idea că locuințele din România, printre care se numără și cele din București sunt în mare majoritate clădiri vechi, construite înainte de anul 1977, și că durata de viață a unei clădiri este de 50 de ani, vârstă pe care multe blocuri au depășit-o acum ceva timp, prezintă grave degradări, astfel oamenii sunt în căutare de locuințe noi în ultimul deceniu, atât în ceea ce privește cererea, cât și în ceea ce privește oferta. Majoritatea investițiilor în imobiliare s-au efectuat în București-Ilfov datorită numărului mare al populației pe o suprafață destul de mică, a veniturilor medii ridicate, cât și fluxului investițiilor din străinatate directe către anumite sectoare. Conform evoluției costurilor, dar a prețurilor din acest sector economic, instabilitatea economică îl "încurajează" pe consumator să aleagă între a-și renova imobilul sau a-și construi propria casă în regie proprie, ce presupune ridicarea unui imobil cu forțele proprii, fără a apela la serviciile unei companii de construcții. (Drd. Elena IONAȘCU, 2019, pg. 212-236)

Din punct de vedere economic, piața imobiliară reprezintă totalitatea tranzacțiilor în urma cărora sunt implicate drepturile de proprietate sau folosință asupra terenurilor și clădirilor, iar schimbul este efectuat pe baza unei recompense, de obicei a unei sume de bani. Ea este cu mult mai complexă, necesită un grad ridicat de resurse financiare la derularea unei tranzacții, este necesară implicarea obligatorie a statului, iar frecvența unei asemenea operațiuni comerciale, raportate la un individ, este foarte scăzută.

În urma analizei evoluției pieței imobiliare, a pieței imobiliare la nivel național, ce reprezintă și situația de actualitate din București, sunt ușor de depistat părțile tari și părțile slabe în activitatea acestor domenii. Faptul trebuie să motiveze administrațiile publice centrale, a celor locale și a factorilor de decizie să nu permită sau să preîntâmpine impactul factorilor negativi ce au avut loc pe piețele respective, dar totodată să introducă mecanismele și instrumentele cele mai eficiente, aplicate pe piețele date. (TUREȚCHI, pg. 435-439)

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

1.2 Metodologia cercetării

Aplicația studiază influențele asupra prețului imobilelor din București la nivelul anului 2019. Este folosit software-ul RStudio și limbajul și mediul R pentru calcul statistic și grafică.

$$Y = \alpha + \beta X$$

unde:

Y – variabila dependentă, prețul imobilului

X – variabila independentă, suprafața imobilului

$$Y = \alpha + \beta_1 * X_1 + \beta_2 * X_2 + \beta_3 * X_3$$

unde:

X₁ – suprafața imobilului

X₂ – totalul etajelor clădirii în care se află imobilul

X₃ – etajul la care se află imobilul

Pentru testarea validității modelului am calculat indicatorii de bonitate, aceștia fiind coeficientul de determinație, coeficientul de nedeterminație, coeficientul de determinație ajustat, raportul de corelație. Totodată, am testat ipotezele modelului de regresie liniară și semnificația parametrilor din model.

În cadrul aplicației sunt utilizate următoarele teste:

- Pentru Homoschedasticitate:
 - Testul Breusch-Pagan
 - Testul White
- Pentru autocorelare:
 - Testul Durbin-Watson
 - Testul Breusch-Godfrey
- Pentru normalitate:
 - Testul Jarque-Bera
 - Testul Shapiro-Wilk

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

2.1 Date utilizate

Fișierul csv conține date referitoare la prețul de vânzare al imobilelor din București, România în martie 2019. Setul de date este compus din 6 variabile independente: numărul de camere, suprafață, etaj, numărul total de etaje din clădire, sectorul locuinței și un scor al locației. Variabila dependentă este reprezentată de pretul fiecărei locuinte în parte.

Modelul economic care descrie factorii determinanți ai prețului unei locuințe din București este:

Pret = f(NrCamere, Suprafata, Etaj, TotalEtaje, Sector, Scor)

- Prin variabila *NrCamere* se înțelege numărul total de camere din locuință. Garsonierele au un preț mai mic la achiziție din cauza spațiului insuficient de depozitare, de desfășurare și de copartimentare. Cu cât numărul camerelor este mai mare, cu atât crește și prețul imobilului. Un număr mare de camere oferă spațiu optim de locuit pentru cupluri, familii și tineri, camere mai spațioase, loc pentru animalele de companie si mai ales intimitatea.
- Variabila *Suprafata* reprezintă spațiul total măsurat în m² ai locuinței. După mulți ani în care locația a jucat rolul principal în luarea deciziei de cumpărare, carantina, mutarea biroului și a școlii acasă, dar și limitarea severă a călătoriilor, a activităților sociale și de relaxare au înclinat balanța către locuințe mai spațioase și mai confortabile, cu accent pe compartimentare eficientă și pe optimizarea spațiului, dar și pe spațiile exterioare precum terase sau grădini. O suprafață cât mai mare influențează creșterea prețului deoarece există mai mult spațiu pentru lucruri, pasiuni, familie, depozitare, muncă și familie.
- Variabila *Etaj* indică etajul la care imobilul este situat. Apartamentele aflate la parter sau la ultimul etaj au un preț mai scăzut decât cele aflate la etajele intermediare. Mansardele și subsolurile fiind cele mai evitate amplasări, pot fi ușor mai ieftine.

Apartamentele de la ultimul etaj sunt în contact direct permanent cu vremea de afară și condițiile meteo, iar în cazul în care blocul nu este izolat bine, este posibil ca vara să se resimtă în casă aproximativ tot atâtea grade câte sunt și afară, chiar dacă este pornit aerul condiționat. De asemenea, iarna este posibil să fie nevoie de soluții suplimentare de încălzire. Chiar dacă blocul a fost remediat și izolat de curând, este posibil ca lucrările să nu fie făcute la standardele corespunzătoare. Izolația precară poate duce la infiltrații și igrasie, pentru că între perete și terasa blocului se creează condens sau apa se infiltrează

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

prin crăpături. Totodată, în blocurile vechi, apa caldă poate ajunge mult mai greu la etajele superioare.

Un apartament la parter are un preţ mai mic, în comparaţie cu un apartament asemanator la etaj intermediar. Acesta suferă de lispa de intimitate, lipsa de lumină naturală, supunerea la un nivel mai mare de zgomot şi pierderile de caldură frecvente. Parterul este mai friguros decât apartamentele de la etaj intermediar (5 grade este aproximativ diferenţa de temperatură dintre parter şi un etaj intermediar). Pierderile de caldură aduc implicit costuri mai mari, mai ales în perioadele de trecere dintre anotimpuri.

Variabila *TotalEtaje* arată numărul total de etaje care formează imobilul. Un imobil cu un singur nivel limitează o bună parte din privelişte și din lumina naturală. Dacă nu se acordă o atenție sporită izolației, s-ar putea resimți temperaturile extreme. Astfel, vara e posibil fie prea cald, iar iarna prea frig.

Prețul crește o dată cu creșterea numărului de etaje deoarece există mai mult spațiu locuibil pe o suprafață de teren mai mică, există mai multă lumină naturală și mai mult loc pentru gradină. Un imobil cu etaj permite o organizare mai bună a spațiilor locuinței. Cel mai adesea parterul este dedicat zonei de zi în timp ce etajul adăpostește dormitoarele.

• Variabila Sector indică sectorul în care este poziționat imobilul, în cadrul Municipiului București. Prețul este influențat în mare măsură de poziționarea imobilului deoarece, ca în orice alt oraș, există zone mai îngrijite, mai liniștite, mai curate, mai bogate în mijloace de transport importante si lista poate continua.

Vom alege ca exemplu sectorul 5. La ora actuală, Rahova este un cartier al contrastelor, extinzându-se pe o suprafață mare și cuprinzând atât părți mai sărace, care nu sunt văzute mereu cu ochi buni de bucureșteni, cât și zone frumoase și destul de scumpe, precum cea aflată în apropierea Parcului Sebastian.

Un avantaj al zonei Rahova este acela că ea se întinde până în apropierea centrului Capitalei și este bine conectată cu acesta, cât și cu alte părți ale orașului prin numeroase mijloace de transport în comun. Aglomerația de pe principalele artere de circulație, numărul limitat de locuri de parcare, lipsa spațiilor verzi de mari dimensiuni și lipsa unui metrou reprezintă câteva dintre dezavantajele cartierului.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

• Prin variabila *Scor* se înțelege un indice de apreciere generală a locuinței de la 1 la 5, valori întregi, 1 însemnând părere foarte proastă / nerecomandare, iar 5 părere foarte bună / recomandare. Prelucrarea adusă este reprezentată de transformarea variabilei Scor într-o variabilă de tip dummy, astfel: considerăm scorul peste pragul de 3.5 un scor bun, care primeste valoarea 1, iar cel sub 3.5 valoarea 0.

 Variabila *Preț* reprezintă suma totală de bani în mii euro pe care ar trebui să o plătească cumpărătorul pentru achiziționarea unui imobil. Cu cât prețul este mai mare, cu atât imobilul satisface mai multe nevoi și dorințe.

Sursa de colectare a datelor este https://www.kaggle.com/datasets/denisadutca/bucharest-house-price-dataset, ce au fost colectate de pe www.imobiliare.ro, cel mai popular site imobiliar din România.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

2.2 Rezultate empirice

Regresia simplă

Evoluția economică a variabilelor

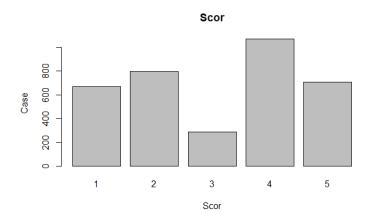


Figure 1: Graficul scorului imobilelor

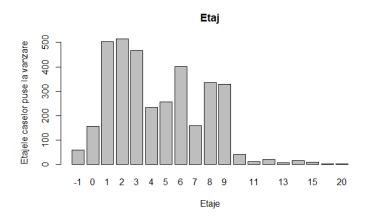


Figure 2: Graficul etajelor imobilelor

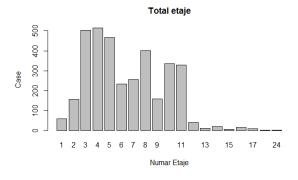


Figure 3: Graficul numărului total de etaje al clădirilor în care se află imobilele

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Estimarea și interpretarea parametrilor

Dintre modelele cu coeficienți semnificativi, acela cu cel mai mare R² este cel care conține suprafața drept variabilă independentă.

```
Residuals:
    Min
                    Median
                                 3Q
               1Q
-193.045
                    -2.952
                            16.281 211.529
        -20.529
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
                                           <2e-16 ***
(Intercept) -23.93933
                        1.62326
                                 -14.75
              1.74447
                        0.02146
                                   81.28
                                           <2e-16 ***
Suprafata
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 37.08 on 3527 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.6519,
                             Adjusted R-squared: 0.6518
F-statistic: 6606 on 1 and 3527 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Table 1: Tabelul modelului de regresie liniară unifactorială

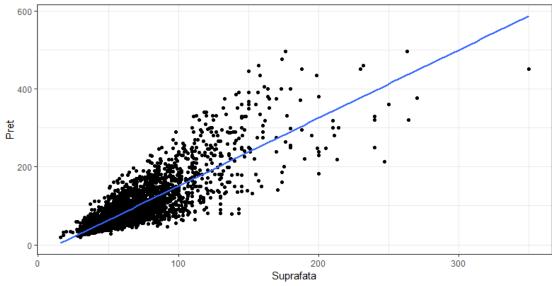


Figure 4: Dreapta de regresie pentru modelul unifactorial

Dreapta de regresie estimată este:

$$Pret = -23.93933 + 1.74447 * Suprafata$$

De aici reiese că:

• $\alpha = -23.93933$ exprimă nivelul prețului imobilelor din București atunci când suprafața acestuia tinde către 0.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

• $\beta = 1.74447$ arată că prețul unui imobil din București se modifică în medie cu 1.74447 mii euro atunci când suprafața crește cu un m².

Verificarea semnificației parametrilor

- $H0: \alpha = 0, \beta = 0 =$ parametri sunt semnificativi, modelul nu este valid
- $H1: \alpha \neq 0, \beta \neq 0 => parametri sunt semnificativi, modelul este valid$ $Pr = 2.2 * e^{-16} = 0.000000000000022 < 0.01$

Din tabel rezultă că ambii coeficienți sunt semnificativi la un nivel de semnificație de 99%, deoarece probabilitatea ambilor coeficienți are o valoare de 2,2 * e⁻¹⁶, care este mai mică decât 0.01, deci respingem ipoteza nulă și o acceptăm pe cea alternativă.

Testarea validității modelului

- H0: modelul nu este valid dpdv statistic
- H1: modelul este valid dpdv statistic

$$F - statistic = 6606$$

Deoarece F-statistic este semnificativ mai mare decât F-critic, este respinsă ipoteza nulă și acceptată cea alternativă, conform căreia modelul este valid pentru un nivel de semnificație p – $value = 2.2 * e^{-16} < 0.01$, deci la 99%.

Indicatori de bonitate

o Coeficientul de determinație

 $R^2 = R - squared = 0.6519 =>$ suprafața unui imobil explică aproximativ 65.19% din variația prețului acesuia

o Coeficientul de nedeterminație

 $K^2 = 1 - R^2 = 0.3481 =$ acțiunea altor factori explică restul de 34.81% din variația prețului acestuia

o Coeficientul de determinație ajustat

Adjusted $R^2 = Adjusted R - squared = 0.6518 =>65.18\%$ din variația prețului unui imobil este explicată de suprafața acestuia

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Raportul de corelație

R = 0.8074 =>între cele două variabile există o legătură directă, destul de puternică

Verificarea îndeplinirii ipotezelor modelului de regresie liniară

Am filtrat datele, astfel încât acestea să fie cât mai omogene, respectiv am eliminat valorile de tip outlier, păstrând doar imobilele cu suprafețe mai mici decât 90 mp și mai mari de 40 mp, iar marja prețului este de 30 până la 150 mii de euro.

- a) Verificarea homoscedasticității erorilor aleatoare
- o Graficul Residuals vs Fitted

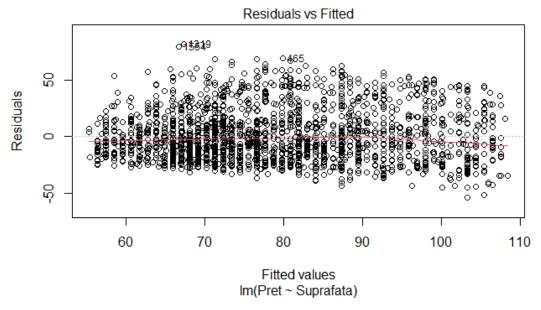


Figure 5: Graficul Residuals vs Fitted pentru regresia simplă

Graficul arată dispersia reziduurilor pe axa Oy și valoarea ajustată pe axa Ox. Se poate observa că reziduriile nu se răspândesc aleatoriu în jurul valorii 0, fiind mai multe în partea de sus, deci este un indiciu că avem heteroscedasticitate.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

o Graficul Q-Q plot

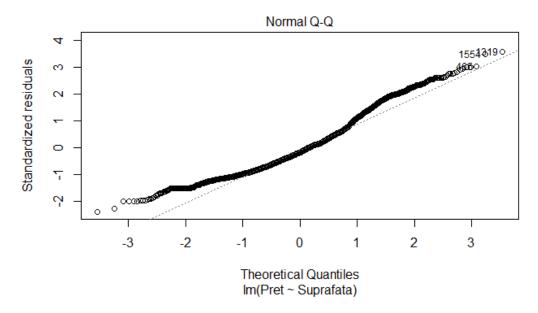


Figure 6: Graficul Q-Q plot pentru regresia simplă

Graficul Q-Q plot este un grafic de dispersie care prezintă două seturi de cuantile. Pe Ox sunt trasate cuantilele distribuției normale, iar pe Oy cele ale distribuției reziduale. Diagrama nu formează o linie diagonal și se pot observa mai multe valori extreme, sau care nu se află pe linie.

În urma testelor Breusch-Pagan și White valorile p-value au fost sub 0.05, deci s-a confirmat ipoteza cum că reziduurile modelului sunt heteroscedastice. Am corectat modelul folosind log-lin, iar următoarele sunt noile rezultate ale testelor:

o TESTUL BREUSCH-PAGAN

```
studentized Breusch-Pagan test

data: model_loglog

BP = 0.015617, df = 1, p-value = 0.9005
```

Table 2: Testul Breusch-Pagan pentru regresia simplă

- H0: erorile sunt homoscedastice (reziduriile sunt distribuite egal)
- H1: erorile sunt heteroscedastice (reziduriile nu sunt distribuite egal)

Facultatea: Cibernetică, Statistică si Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

p-value=0.9005>0.1=> se acceptă ipoteza nulă, cum că erorile sunt homoscedastice.

TESTUL WHITE

```
White's test results

Null hypothesis: Homoskedasticity of the residuals
Alternative hypothesis: Heteroskedasticity of the residuals
Test Statistic: 2.44
P-value: 0.294971
```

Table 3: Testul White pentru regresia simplă

- H0: erorile sunt homoscedastice (reziduriile sunt distribuite egal)
- H1: erorile sunt heteroscedastice (reziduriile nu sunt distribuite egal)

p - value = 0.295 > 0.1 => se acceptă ipoteza nulă

Conform ambelor teste, erorile sunt homoscedastice, pentru un nivel de semnificație de 99%.

- b) Detectarea non-autocorelării
- Graficul ACF

Series model_loglog\$residuals

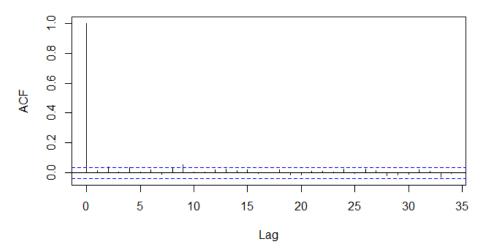


Figure 7: Graficul ACF pentru regresia simplă

Graficul dă de înțeles că modelul nu are reziduuri auto-corelate, deoarece există un singur lag care depășește intervalul punctat.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

o TESTUL DURBIN-WATSON pentru auto-corelarea de gradul I

Durbin-Watson test

data: model_loglog
DW = 1.9644, p-value = 0.1788

alternative hypothesis: true autocorrelation is greater than 0

Table 4: Testul Durbin-Watson pentru regresia simplă

- H0: reziduurile nu sunt autocorelate
- *H*1: reziduurile sunt autocorelate

 $p-value=0.1788>0.1\,si\,DW\approx 2=>$ acceptăm ipoteza nulă, modelul nu prezintă autocorelare de gradul I.

TESTUL BREUSCH-GODFREY

Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 2 data: model_loglog
LM test = 4.9198, df = 2, p-value = 0.08544

Table 5: Testul Breusch-Godfrey de ordinul II pentru regresia simplă

- H0: reziduurile nu sunt autocorelate
- *H*1: reziduurile sunt autocorelate

p-value=0.0854>0.05 si $LM\approx5=>$ acceptăm ipoteza nulă, modelul nu prezintă autocorelare de gradul II pentru o probabilitate de 95%.

Breusch-Godfrey test for serial correlation of order up to 3 data: model_loglog

```
_M test = 4.96, df = 3, p-value = 0.1748
```

Table 6: Testul Breusch-Godfrey de ordinul III pentru regresia simplă

- H0: reziduurile nu sunt autocorelate
- H1: reziduurile sunt autocorelate

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

 $p-value=0.1748>0.1~si~LM\approx 5=>$ acceptăm ipoteza nulă, modelul nu prezintă autocorelare de gradul III.

- c) Normalitatea distribuției erorilor aleatoare
- o Histograma reziduurilor

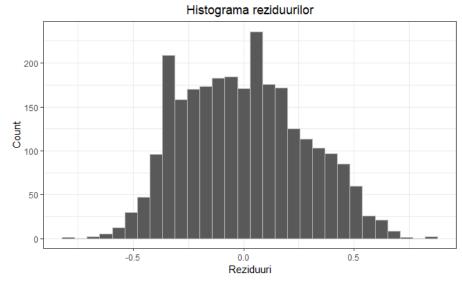


Figure 5: Histograma reziduurilor pentru regresia simplă

Din figura 5 se poate observa că distribuția reziduurilor nu este normală, neavând formă de clopot.

o TESTUL JARQUE-BERA

```
Jarque Bera Test

data: data_cook$uhat
X-squared = 58.621, df = 2, p-value = 1.864e-13
```

Table 7: Testul Jarque-Bera pentru regresia simplă

- H0: erorile aleatoare au o distributie normala
- H1: erorile aleatoare nu au o distributie normala

 $p-value=1.864*e^{-13}<0.1=>$ respingem ipoteza nulă, o acceptăm pe cea alternativă, deci erorile nu au o distribuție normală.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

o TESTUL SHAPIRO-WILK

Shapiro-Wilk normality test

data: data_cook\$uhat
W = 0.98786, p-value = 5.619e-14

Table 6: Testul Shapiro-Wilk pentru regresia simplă

- H0: erorile aleatoare au o distributie normala
- H1: erorile aleatoare nu au o distributie normala

 $p-value = 5.619 * e^{-14} < 0.1 =$ respingem ipoteza nulă, o acceptăm pe cea alternativă, deci erorile nu au o distribuție normală.

Prognoze

Am împărțit setul de date într-un set de antrenare (aprox. 80%) și unul de testare (20% dintre observații). Modelul final corectat este de tipul:

$$Log(Pret) = f(Log(Suprafata))$$

Indicatorul RMSE măsoară acuratețea și arată cât de departe se încadrează predicțiile față de valorile reale măsurate folosind distanța euclidiană.

$$RMSE = 0.2733 < 1 =$$
predicția este bună

Indicatorul MAE funcționează similar cu RMSE, cu excepția că toate diferențele individuale sunt ponderate în mod egal în medie.

$$MAE = 0.2272 < 1 =$$
predicția este bună

Indicatorul MSE măsoară în unități care este pătratul variabilei țintă și penalizează mai mult și mai sever erorile.

$$MSE = 0.0747 > 0 =$$
predicția nu este bună

Indicatorul MAPE măsoară ce indică media dispersiei dintre valorile previzionate și cele reale.

$$MAPE = 0.0523 < 1 =$$
predicția e bună

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

```
1 2 3
63.29940 73.83227 103.96964
```

Table 7: Tabelul prognozei regresiei simple

Tabelul indică valorile în mii euro a prețurilor imobilelor cu suprafața de 50 m², 60 m², respectiv 90 m².

Regresia multiplă

Estimarea și interpretarea parametrilor

Am ales modelul de regresie multiplă pentru prețul caselor din București format din variabilele independente Suprafata, TotalEtaje și Etaj pentru că variabilele sunt semnificative din punct de vedere statistic, cu mențiunea că am filtrat din nou datele, astfel încât totalul etajelor să fie sub 10, fiindcă existau foarte multe valori de tip outlier.

```
Residuals:
   Min
            1Q Median
                            3Q
-60.852 -17.761 -4.028 13.453 82.502
Coefficients:
           Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept) 12.01829 2.23524 5.377 8.27e-08 ***
                      0.03041 32.884 < 2e-16 ***
Suprafata 0.99994
TotalEtaje 0.95659
                               5.601 2.36e-08 ***
                      0.17080
                      0.19620 -2.636 0.00843 **
           -0.51724
Etaj
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 22.77 on 2562 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3012,
                              Adjusted R-squared: 0.3004
F-statistic: 368.1 on 3 and 2562 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Table 8: Tabelul modelului de regresie multiplă

Dreapta de regresie estimată este:

```
Pret = 12.01829 + 0.99994 * Suprafata + 0.95659 * Total. Etaje - 0.5172 * Etaj

De aici reiese că:
```

• $\alpha = 12.01829$ – exprimă nivelul prețului imobilelor din București atunci când suprafața, etajul acestuia și numărul total de etaje al clădirii tind către 0.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

• $\beta_1 = 0.99994$ – arată că prețul unui imobil din București se modifică în medie cu 0.99994 mii euro atunci când suprafața crește cu un m².

- $\beta_2 = 0.95659$ arată că prețul unui imobil din București se modifică în medie cu 0.95659 mii euro atunci când numărul total de etaje crește cu un etaj.
- $\beta_3 = -0.5172$ arată că prețul unui imobil din București se modifică în medie cu 0.5172 mii euro atunci când etajul se modifică la o unitate superioară.

Verificarea semnificației parametrilor

Din tabel rezultă că toți coeficienții sunt semnificativi la un nivel de semnificație de 99%, deoarece probabilitatea lor au valori mai mici decât 0.01, deci respingem ipoteza nulă și o acceptăm pe cea alternativă => parametrii sunt semnificativi, modelul este valid.

Testarea validității modelului

$$F - statistic = 368.1$$

Deoarece F-statistic este semnificativ mai mare decât F-critic, este respinsă ipoteza nulă și acceptată cea alternativă modelul este valid pentru un nivel de semnificație $p-value=2.2*e^{-16} < 0.01$, deci la 99%.

Indicatori de bonitate

o Coeficientul de determinație

 $R^2 = R - squared = 0.3012 =>$ suprafața, numărul total de etaje și etajul unui imobil explică aproximativ 30,20% din variația prețului acestuia.

o Coeficientul de nedeterminație

 $K^2 = 1 - R^2 = 0.6988 = >$ acțiunea altor factori explică restul de 69.88% din variația prețului acestuia.

o Coeficientul de determinatie ajustat

 $Adjusted R^2 = Adjusted R - squared = 0.3004 => 30.04\%$ din variația prețului unui imobil este explicată de suprafața, numărul total de etaje și etajul acestuia.

o Raportul de corelatie

R = 0.5488 =între variabilele modelului există o legătură directă, destul de puternică.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Verificarea îndeplinirii ipotezelor modelului de regresie liniară

a) <u>Ipoteza 1 - Este modelul liniar in parametri?</u>

Da, deoarece poate fi scris ca o funcție liniară:

$$Pret = 12.01829 + 0.99994 * Suprafata + 0.95659 * TotalEtaje - 0.5172 * Etaj$$

b) Ipoteza 2 - Nr de observații > nr variabile independente

- c) Ipoteza 3 Variabilitatea în x este pozitivă
 - \circ var(Suprafata) = 219.9197
 - \circ var(TotalEtaje) = 9.85714
 - \circ var(Etaj) = 7.497803

Toate valorile > 0 => ipoteza nulă este acceptată

d) Ipoteza 4 - Media reziduurilor este 0

$$mean(residuals) = 6.43988 * e^{-16} \sim 0$$

Medie aproape de 0 => ipoteză acceptată

e) Ipoteza 5 - Testare multicoliniaritate

Table 9: Tabelul valorilor VIF

Nu există valori pt VIF > 10 => ipoteză acceptată

f) <u>Ipoteza 6 - Reziduurile nu sunt corelate cu variabilele independente</u>

p-value > 0.1 pentru toate cele 3 variabile => nu sunt corelate

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

g) <u>Ipoteza 7 - Reziduurile sunt homoscedastice</u>

o Grafic

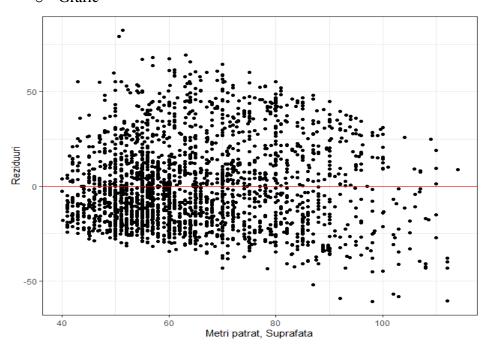


Figure 8: Graficul homoscedasticității pentru regresia multiplă

Graficul indica faptul că reziduriile nu se răspândesc aleatoriu în jurul valorii 0, fiind mai multe în partea de sus, ceea ce reprezintă un indiciu că avem heteroscedasticitate. Testele Bresch-Pagan, White și testul t al coeficienților au demonstrat heteroscedasticitatea datelor, ceea ce a dus la corectarea prin logaritmare și concluderea următorului model:

$$lPret = f(Suprafata, Etaj, lTotalEtaje)$$

TESTUL BREUSCH-PAGAN

$$p-value = 0.4013 > 0.1 = ipoteza nulă este acceptată$$

TESTUL WHITE

$$p-value = 0.493376 > 0.1 = ipoteza nulă este acceptată$$

În urma testelor Breusch-Pagan și White => ipoteza nulă este acceptată => erorile sunt homoscedastice

- h) Ipoteza 8 Reziduurile nu sunt autocorelate
 - TESTUL DURBIN-WATSON

$$p - value = 0.2429 > 0.1$$

TESTELE BREUSCH-GODFREY

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

 $p-value \in \{0.5127, 0.3247, 0.5021\} > 0.1$ în toate cele 3 cazuri => ipoteza nulă este acceptată

=> reziduurile nu sunt autocorelate

=> modelul nu prezintă autocorelare de gradul I, II sau III

În urma testelor Durbin-Watson și Breusch-Godfrey reiese că rezidurile nu sunt autocorelate, deci nu va mai fi nevoie nicio corecție.

i) <u>Ipoteza 9 - Reziduurile sunt normal distribuite</u>

• Graficul 'Residuals vs Fitted'

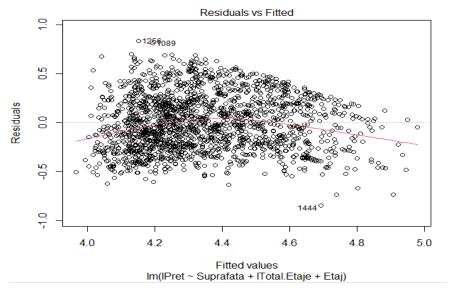


Figure 9: Graficul Residuals vs Fitted pentru regresia multiplă

Dacă linia roșie (trendul) este aproximativ dreaptă și aproape de zero, atunci se poate presupune că reziduurile sunt normal distribuite. În cazul de față reziduurile nu par a fi normal distribuite și de aceea este nevoie de mai multă investigare ca să se ofere un diagnostic final, iar testele Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Jarque-Bera, Cramer-von-Mises și Anderson Darling, ale căror p-value au avut toate valori foarte mici, foarte apropiate de 0, au confirmat că reziduurile nu sunt normal distribuite. Următoarele valori sunt cele în urma corecției cu distanța Cook:

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

• Grafic

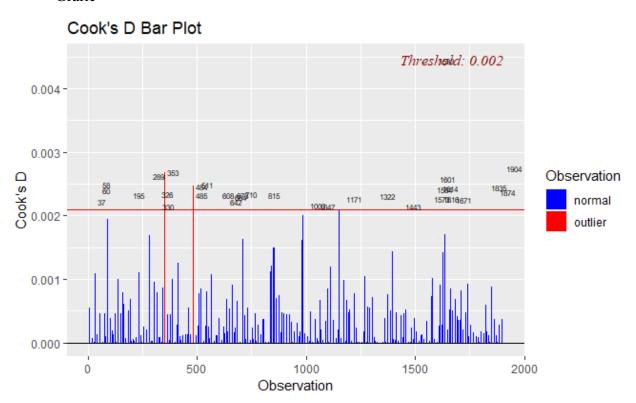


Figure 10: Graficul Cook's Bar Plot în urma corecției

Regresia cu variabilă dummy și termeni de interacțiune

```
Coefficients:
              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
(Intercept)
             3.7218935
                                 93.551 < 2e-16
                       0.0397847
Suprafata
            0.0106706
                       0.0005047
                                  21.143
                                          < 2e-16
lTotalEtaje
            0.0406196 0.0136466
                                  2.977 0.002952 **
Etaj
            0.0061623
                       0.0028895
                                   2.133 0.033081
Rating
            -0.4638134
                       0.0482862
                                  -9.606
                                          < 2e-16
                       0.0007178
                                   3.786 0.000158
RatingXSupr 0.0027173
               0 '***'
                       0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1
Signif. codes:
Residual standard error: 0.2288 on 1900 degrees of freedom
                               Adjusted R-squared: 0.5338
Multiple R-squared:
                    0.535.
F-statistic: 437.2 on 5 and 1900 DF,
                                     p-value: < 2.2e-16
```

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Dreapta de regresie estimată este:

$$lPret = 3.721 + 0.0106 * Suprafata + 0.0406 * lTotalEtaje + 0.006 * Etaj - 0.463 * Rating + 0.002 * RatingxSupr$$

De aici reiese că:

- $\alpha = 3.721$ exprimă nivelul prețului imobilelor din București atunci când suprafața, etajul acestuia și numărul total de etaje al clădirii tind către 0.
- $\beta_1 = 0.0106$ arată că prețul unui imobil din București se modifică în medie cu 0.0106 mii euro atunci când suprafața crește cu un m².
- $\beta_2 = 0.0406$ arată că prețul unui imobil din București se modifică în medie cu 0.0406 mii euro atunci când numărul total de etaje crește cu un etaj.
- $\beta_3 = -0.006$ arată că prețul unui imobil din București se modifică în medie cu 0.006 mii euro atunci când etajul se modifică la o unitate superioară.
- β₄ = -0.463 arată diferența de preț al unui imobil din București atunci când scorul este unul bun, comparativ cu situația când nu este bun. Cum acesta este negativ, se deduce că pentru același etaj, număr total de etaje și aceeași suprafață, un scor mai mare corespunde unui preț mai mic.
- $\beta_5 = +0.002$ arată că efectul suprafeței asupra prețului va crește, atunci când scorul este unul bun.

Verificarea semnificației parametrilor

Din tabel rezultă că suprafața, rating-ul, numărul total de etaje și termenul de interacțiune dintre suprafață și rating sunt semnificativi la un nivel de semnificație de 99%, deoarece probabilitatea lor au valori mai mici decât 0.01, deci respingem ipoteza nulă și o acceptăm pe cea alternativă => parametrii sunt semnificativi, modelul este valid. Variabila etaj este semnificativă la 95%.

Testarea validității modelului

$$F - statistic = 437.2$$

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Deoarece F-statistic este semnificativ mai mare decât F-critic, este respinsă ipoteza nulă și acceptată cea alternativă modelul este valid pentru un nivel de semnificație $p-value=2.2*e^{-16} < 0.01$, deci la 99%.

Indicatori de bonitate

o Coeficientul de determinație

 $R^2 = R - squared = 0.535 =>$ suprafața, numărul total de etaje, etajul și scorul unui imobil explică aproximativ 53,5% din variația prețului acestuia.

o Coeficientul de nedeterminație

 $K^2 = 1 - R^2 = 0.464 =>$ acțiunea altor factori explică restul de 46.5% din variația prețului acestuia.

o Coeficientul de determinație ajustat

 $Adjusted R^2 = Adjusted R - squared = 0.5338 => 53.38\%$ din variația prețului unui imobil este explicată de suprafața, numărul total de etaje, etajul și scorul acestuia.

o Raportul de corelație

R = 0.731 =între variabilele modelului există o legătură directă, puternică.

Modele de penalizare

• Modelul Ridge

| | Length | class | Mode |
|-----------|--------|-----------|---------|
| a0 | 100 | -none- | numeric |
| beta | 300 | dgCMatrix | s4 |
| df | 100 | -none- | numeric |
| dim | 2 | -none- | numeric |
| lambda | 100 | -none- | numeric |
| dev.ratio | 100 | -none- | numeric |
| nulldev | 1 | -none- | numeric |
| npasses | 1 | -none- | numeric |
| jerr | 1 | -none- | numeric |
| offset | 1 | -none- | logical |
| call | 4 | -none- | call |
| nobs | 1 | -none- | numeric |

Table 11: Tabelul modelului de regresie Ridge

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

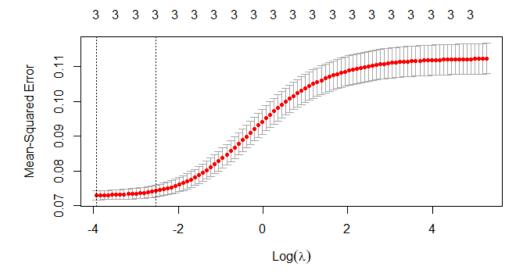


Figure 11: Plot regresia Ridge

Modelul de regresie Ridge încearcă să minimizeze $SSR + \lambda * \sum \beta^2$, unde $\lambda * \sum \beta^2$ se mai numește și *shrinkage penalty*. λ ia valoarea astfel încât să producă cea mai mică valoare pentru MSE. Pașii sunt:

- O Definirea variabilei răspuns $y = \log(Pret)$
- o Definirea predictorilor $x = \{Suprafata, \log(TotalEtaje), Etaj\}$
- Setarea valorii $\alpha = 0$
- o Estimarea modelului Ridge
- o Identificarea valorii λ pentru care avem MSE minimizat utilizând validarea încrucișată $\lambda=0.01968$
- o Testarea valorii λ și reimplementarea modelului cu valoarea optimă
- Estimarea coeficienților. Toți coeficienții au valori diferite de 0, deci sunt semnificativi modelului
- Calcularea bonității $R^2 = 35.27\%$

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

• Modelul Lasso

| a0 beta df dim | Length 59 177 59 2 | Class -none- dgCMatrix -none- -none- | Mode numeric s4 numeric numeric |
|--------------------------------|--------------------------------|--|---|
| lambda dev.ratio nulldev | 59 59 1 | -none- -none- | numeric numeric numeric |
| npasses | 1 | -none- | numeric |
| jerr | 1 | -none- | numeric |
| offset | 1 | -none- | logical |
| call | 4 | -none- | call |
| nobs | 1 | -none- | numeric |

Table 12: Tabelul modelului de regresie Lasso

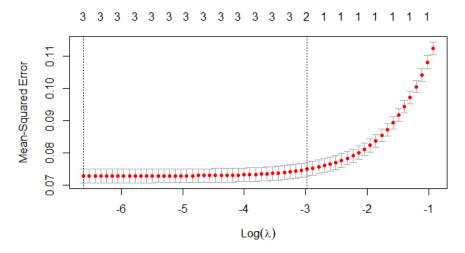


Figure 12: Plot regresia Lasso

Modelul Lasso încearcă să minimizeze $SSR + \lambda * \sum |\beta|$. Pașii sunt:

- o Definirea variabilei răspuns $y = \log(Pret)$
- o Definirea predictorilor $x = \{Suprafata, \log(TotalEtaje), Etaj\}$
- o Setarea valorii $\alpha = 1$
- Estimarea modelului Lasso
- o Identificarea valorii λ pentru care avem MSE minimizat utilizând validarea încrucișată $\lambda=0.006$
- O Testarea valorii λ și reimplementarea modelului cu valoarea optima

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

 Estimarea coeficienților. Toți coeficienții au valori diferite de 0, deci sunt semnificativi modelului

o Calcularea bonității $R^2 = 35.37\%$

• Modelul Elastic Net

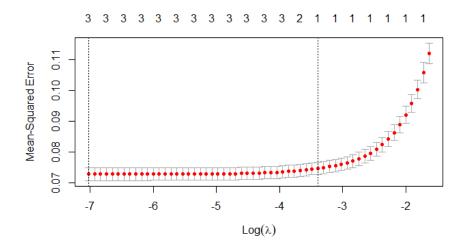


Figure 13: Plot regresia Elastic Net

Modelul Lasso încearcă să minimizeze $SSR + \lambda * \sum |\beta| + \lambda * \sum \beta^2$. Pașii sunt:

- o Definirea variabilei răspuns $y = \log(Pret)$
- o Definirea predictorilor $x = \{Suprafata, \log(TotalEtaje), Etaj\}$
- o Setarea valorii $\alpha = 0.5$
- o Estimarea modelului Lasso
- o Identificarea valorii λ pentru care avem MSE minimizat utilizând validarea încrucișată $\lambda=0.0013$
- o Testarea valorii λ și reimplementarea modelului cu valoarea optima
- Estimarea coeficienților. Toți coeficienții au valori diferite de 0, deci sunt semnificativi modelului
- Calcularea bonității $R^2 = 35.37\%$

Facultatea: Cibernetică, Statistică si Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

• Algoritmul Boruta

```
Coefficients:
             Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
            3.7474932 0.0393314 95.280
                                          < 2e-16 ***
(Intercept)
            0.0073979
                       0.0039411
                                   1.877 0.060655
Etaj
           -0.0318820
                       0.0037170
                                 -8.577
                                         < 2e-16 ***
Sector
            0.0753213
                       0.0122049
                                   6.171 8.26e-10 ***
NrCamere
                                  -7.968 2.75e-15 ***
           -0.3855088
                       0.0483814
Rating
                                         < 2e-16 ***
Suprafata
            0.0080368
                       0.0006402
                                  12.553
lTotalEtaje 0.0576841 0.0134293
                                   4.295 1.83e-05 ***
RatingXSupr 0.0025128 0.0007026
                                   3.577 0.000357 ***
RatingXEtaj -0.0039591 0.0050009
                                 -0.792 0.428641
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' '1
Residual standard error: 0.2224 on 1897 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.5612,
                               Adjusted R-squared: 0.5594
F-statistic: 303.3 on 8 and 1897 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Table 13: Modelul de regresie în urma algoritmului Boruta

Algoritmul Boruta a selectat următoarele variabile ca fiind importante: Etaj, Sector, NrCamere, Rating, Suprafata, log(TotalEtaje), termenul de interacțiune dintre Rating și Suprafața și termenul de interacțiune între Rating și Etaj. Bonitatea modelului nou este $R^2 = 55.94\%$.

• Comparația celor 4 modele

În primul rând, diferența majoră este că modelul pe baza algoritmului Boruta folosește 8 variabile independente, pe când regresiile Ridge, Lasso și Elastic Net doar 3.

În al doilea rând, se observă o diferență în indicatorul de bonitate R², care are aproximativ o valoare de 35,30% pentru Ridge, Lasso și Elastic Net și 55,95% pentru regresia prin algoritmul Boruta.

Prognoze

Am împărțit setul de date într-un set de antrenare (aprox. 80%) și unul de testare (20% dintre observații).

```
RMSE = 0.2748 < 1 => predicția este bună MAE = 0.2342 < 1 => predicția este bună MSE = 0.0755 > 0 => predicția este bună MAPE = 0.0541 < 1 => predicția este bună
```

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

1 2 3 61.30904 73.12296 113.45393

Table 14: Tabelul prognozei regresiei multiple

Tabelul indică valorile în mii euro a prețurilor imobilelor cu:

- suprafața de 50 m² și care se află la parterul unei clădiri cu 4 etaje
- suprafața de 60 m² și care se află la etajul 2 din 6
- suprafata de 90 m², la etajul 8 al unei clădiri cu 9 etaje

| | fit | lwr | upr |
|---|-----------|-----------|-----------|
| 1 | 61.30904 | 59.95231 | 62.69647 |
| 2 | 73.12296 | 71.96641 | 74.29809 |
| 3 | 113.45393 | 109.23513 | 117.83567 |

Table 15: Tabelul prognozei pe intervale de încredere

Tabelul indică intervalele de încredere rezultate în urma prognozei regresiei multiple a valorilor în mii de euro a preturilor imobilelor.

Pentru un interval de încredere de 95%, putem estima următoarele valori: 61.3 mii euro, 73.1 mii euro și 113.4 mii euro, pentru aceleași valori ale suprafeței, etajului și numărului total de etaje al clădirii în care se află apartamentul descrise mai sus.

Pentru primul imobil, limita inferioară a intervalului este de 59.9 mii euro, cea superioară de 62.6 mii euro, iar media de preț de 61.3 mii euro.

Pentru cel de-al doilea, limita inferioară a intervalului de încredere este 71.9 mii euro, limita superioară 74.2 mii euro și media de preț de 73.1 mii euro.

Prețul celui de-al treilea imobil a cărui medie de preț este de 113.4 mii euro se încadrează între 109.2 și 117.8 mii euro.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Limitări

Pentru modelul de regresie simplă, dar și la cea multiplă am întâmpinat probleme la ipoteza de normalitate. Am identificat punctele influente cu distanța Cook, însă fiecare corectare a dus la apariția unor noi puncte. În consecință, ipoteza nu a fost acceptată, iar modelul nu a putut fi adus la o formă normală.

Concluzii

Am folosit modele de regresie pentru a obține o perspectivă asupra modului în care anumiți factori determină prețurile imobiliarelor din București.

În urma regresiei simple a reieșit că suprafața unui imobil este un prim factor care determină prețul acestuia, dat fiind faptul că modelul preț-suprafață este cel mai semnificativ din punct de vedere statistic, explicând aproximativ 65.19% din variația prețului.

Prin modelul de regresie multiplă implementat, am constatat că pe lângă factorii adăugați și studiați, anume suprafața imobilului, etajul la care se află și totalul etajelor clădirii, există și alte elemente care au o influență destul de mare asupra prețului, acțiunea acestora reprezentând 69.88% din preț. Modelul nu este unul care să reprezinte într-o mare măsură criteriile ce sunt luate în calcul de cel care pune la vânzare imobiliarul la stabilirea prețului. Pe lângă acestea, probabil că prețul este influențat și de prețul materialelor utilizate la construcție, de numărul de camere, băi, utilități, existența unui garaj sau a unui loc de parcare, sector, etc.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Aplicația 2

2.1 Literature review

Speranţa de viaţă a unei populaţii într-o perioadă de timp (unul sau câţiva ani calendaristici) constituie un valoros indicator de caracterizare a nivelului de dezvoltare economică şi socială atins de această populaţie. Deşi ea are la bază informaţiile asupra mortalităţii populaţiei, nu întotdeauna legătura dintre diferitele măsuri (indicatori) ale mortalităţii şi speranţa de viaţă apare atât de simplă şi directă cum lasă să se întrevadă analiza sumară a datelor disponibile. Se constată uneori o lipsă de concordanţă in evoluţia indicatorilor mortalităţii şi numai o abordare combinată a acestora permite relevarea legăturii organice dintre mortalitate şi speranţa de viaţă. Astfel, numărul ridicat al populaţiei, emiisiile de CO2, cheltuielile legate de sistemul de sănătate, cât şi electricitatea au un impact negative puternic asupra speranţei de viaţă. (Gheţău, p. 142)

Îmbătrânirea demografică a populației a devenit, în ultimul timp, o problemă extrem de sensibilă și uneori spinoasă, având un profund impact asupra tuturor generațiilor și asupra celor mai multe domenii de activitate economică. România, la fel ca și alte state europene, se confruntă în prezent cu o scădere demografică. Atât în țările dezvoltate economic, cât și în cele în curs de dezvoltare, ponderea persoanelor vârstnice în structura populației crește într-un ritm rapid.

Tendințele demografice la nivel mondial și implicit la nivel European, indică o viață mai îndelungată și mai sănătoasă și pun în discuție subiecte precum noile costuri ale unei societăți ce îmbătrânește, echitatea între generații, importanța mai mare acordată creșterii copiilor și echilibrului muncă/viață personală în cultivarea vieții de familie, relația dintre generații și noua amenințare a sărăciei.

Dezechilibrul demografic grav al țărilor determină dezechilibre economice și sociale grave: pe piața forței de muncă, de servicii de sănătate, de educație, în sistemul general de protecție socială, în sistemul de venituri și cheltuieli bugetare, etc. Factor determinant pentru definirea și structurarea unei strategii viabile pentru o dezvoltare durabilă a țărilor, populația trebuie să rămână elementul central asupra căruia să se concentreze întreaga atenție atât a decidenților, cât și a întregii societăți. (Mariana, 2015, pg. 48-49)

Abordarea poluării aerului atmosferic, conform Directivei 2008/50/CE a Parlamentului European și a Consiliului Uniunii Europene, din 21 mai 2008 privind calitatea aerului înconjurător și un aer mai curat pentru Europa, presupune o activitate de inventariere a emisiilor. Pentru

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

evaluarea calității aerului înconjurător ar trebui să fie aplicate tehnici de modelare care să permită interpretarea datelor punctuale la nivelul distribuției geografice a concentrației. Aceasta ar putea să constituie baza pentru calcularea expunerii colective a populației din zona respectivă. Pentru a asigura reprezentativitatea și comparabilitatea informației colectate privind poluarea aerului, este important să se utilizeze tehnici standardizate de evaluare inclusiv criterii comune privind numărul și amplasarea stațiilor de măsurare pentru evaluarea calității aerului înconjurător. Pot fi utilizate softuri în locul măsurătorilor și, prin urmare, se impune să fie definite criteriile privind modul de utilizare și precizia necesară a acestor tehnici.

Per ansamblu, se atestă o creștere a numărului unităților de transport auto la nivel național, cât și internațional. Această dinamică se înregistrează în toate țările, fie ele bine dezvoltate sau mai puțin dezvoltate. Dinamica ascendentă a numărului autovehiculelor duce la creșterea volumului emisiilor cu efecte majore asupra componentelor de mediu. Efectele noxelor sunt mai accentuate asupra sistemului foliar datorită activității fiziologice mai intense și suprafeței mari în contact cu mediul. (Andrian, 2007, pg. 139-142)

Dezvoltarea sistemului de sănătate, ca parte componentă a politicii sociale necesită resurse financiare esențiale. În sens socio-economic, cheltuielile pentru sănătate sunt reprezentate ca atitudinea financiară care apare între administrația de stat și persoanele fizice și juridice în timpul distribuirii și folosirii finanțelor publice pentru necesitățile sistemului de sănătate. (Lupu, p. 26)

Sistemul de sănătate cuprinde în sens larg totalitatea activităților și organizațiilor al căror scop principal este să promoveze, să mențină sau să restabilească starea de sănătate. Principalele obiective ale unui sistem de sănătate constau în îmbunătățirea sănătății populației pe care o deservesc, îndeplinirea așteptărilor clienților și protecția financiară privind costurile îmbolnăvirilor. În acest sens, există anumite funcții pe care sistemul de sănătate trebuie să le îndeplinească, respectiv accesul la servicii medicale de calitate, promovarea sănătății și prevenirea bolilor, asigurarea unui răspuns corespunzător la noile amenințări asupra sănătății populației (apariția unor boli transmisibile noi, ca de exemplu actuala pandemie de gripă, creșterea poverii bolilor cronice și a accidentelor, efectele asupra sănătății determinate de schimbările globale ale mediului), asigurarea unei acoperiri cât mai bune a populației, garantarea accesului și a echității etc.. Sistemele de sănătate pot fi caracterizate prin următoarele dimensiuni: organizare, finanțare, acoperire cu resurse umane, modalități de plată a serviciilor furnizate. (KUTAINI, 2010, p. 10)

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Odată cu descoperirea electricității și utilizarea ei în diverse modalități și scopuri, a apărut un nou risc de poluare a mediului în care trăiește omul. Nu mai este de conceput viața pe cea mai mare parte a globului, altfel spus, a cel puțin 1-2 miliarde de locuitori, fără curent electric ca sursă de lumină, fără televizor, radio, telefon (fix și mobil), fără cuptor cu microunde, calculator, pernă electrică, aparat de ras electric etc.

Este știut însă că aparatura electrică ce acționează timp îndelungat asupra omului îi modifică intensitatea și aria câmpului său electric și magnetic, producându-i, cu timpul, perturbări, la început de ordin funcțional și chiar și unele modificări organice. Aceasta, în ciuda faptului că o serie de norme impun producătorilor de aparatură electrocasnică condiții de electro- și magnetosecuritate individuală și colectivă. Nerespectarea normelor vizate de către producătorii sau beneficiarii acestei aparaturi, a modului rațional de utilizare (distanță, intensitate, timp de utilizare) atrag după sine unele consecințe negative în starea de sănătate a oamenilor. Nu excludem din discuție riscul de electrocutare, care iese din sfera poluării, problemă de care ne ocupăm în rândurile expuse.

Se cunoaște faptul că modificările intervenite în caracteristicile fizice ale ambianței de viață se însoțesc cu riscuri mari pentru sănătatea publică și individuală. Cunoașterea mai bună a efectelor nocive ale acestor variații a permis descrierea unui nou capitol de patologie umană, deși nu au fost suficient lămurite toate problemele legate de cauză (dacă ar fi la origine undele electromagnetice) și de efectul acestora (suferințele umane produse prin utilizarea lor).

Principalele surse, în aceste cazuri, sunt obiectele electronice care, la prima vedere par inofensive, dar care creează câmpuri electromagnetice sau electrostatice cu repercusiuni asupra sistemului nervos, a celui cardiovascular, dar și asupra unor celule și țesuturi foarte sensibile la variațiile de mediu. Așa se face că unele persoane care, ori de câte ori se află într-o zonă de poluare electromagnetică, în special cu microunde, prezintă amețeli, dureri de cap, greață, palpitații, senzație de furnicături în membre sau apariția unor zgomote ciudate în urechi (șuierat, bâzâit, ticăit). Aparatura electrică și electronică diversă care a pătruns profund în viața omului modern îi aduce acestuia, pe lângă marile binefaceri, și o serie de neajunsuri, de consecințe dăunătoare sănătății, dacă nu sunt utilizate cum și, mai ales, cât trebuie.

Este sigur că, într-o zi, civilizația planetară, care a supraviețuit atâtor nefericite experiențe, va fi eliberată de efectele și pericolul denaturării. Cu cât mai devreme se va face acest lucru, cu atât durerile și regretele retrospective vor fi mai mici. (AȘEVSCHI, și alții, 2016, pg. 147-152)

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

2.2 Metodologia cercetării

Aplicația studiază indicele fericirii la nivel global și alți factori ce posibil îl influențează. Este folosit software-ul RStudio și limbajul și mediul R pentru calcul statistic și grafică, la fel ca aplicația 1.

În aplicație sunt utilizate următoarele teste:

- Determinarea dacă se folosesc estimatori cu efecte fixe sau OLS
 - o Testul F
- Determinarea dacă se folosesc estimatori cu efecte fixe sau efecte random.
 - o Testul Hausman

2.3 Date utilizate

Fişierul csv conține date referitoare la speranța la viață pentru țările din Europa, pe perioada 2000-2015, însă pentru analiză noi am ales doar perioada 2005-2015, inclusiv capetele, fiindcă sunt mai de actualitate. Setul de date este compus din 17 variabile: țara, anul, continentul, un indicator de dezvoltare, speranța la viață, populația, emisiile de CO₂, procentul cheltuielilor cu sănătatea din PIB, consumul puterii electrice, zonele cu păduri, PIB / cap de locuitor, procentul indivizilor care folosesc internetul, procentul cheltuielilor cu armata din PIB, procentul persoanelor care practică defacarea în aer liber, procentul persoanelor care folosesc servicii de apă standard, procentul prevalenței obezității, litri de alcool pur / cap de locuitor. Setul de date a fost luat de pe Kaggle, care la rândul lui le-a preluat de pe World Bank.

Modelul economic folosit este următorul:

Speranta la viata

= f(Populatie, Emisii_CO2, Cheltuieli_Sanatate, Consum_Electricitate)

Dintre acestea le-am considerat pe cele mai semnificative în privința influenței asupra numărului de ani de viață a unei persoane: populația, emisiile de CO₂, procentul cheltuielilor cu sănătatea din PIB și consumul puterii electrice.

- Prin variabila *Populație* se înțelege numărul total al persoanelor în viață. Am ales să împărtim numărul acesta la 1 milion si astfel să măsurăm populatia în milioane.
- Variabila *Emisii de CO*₂ (carbon) se referă la gazele din atmosferă care absorb și emit radiații infraroșii și sunt măsurate în tone metrice / cap de locuitor.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

• Cheltuielile cu sănătatea se măsoară ca procent din PIB și se referă la cheltuielile pentru bunuri și servicii legate de pacienți, cheltuielile pentru administrarea programelor de asigurări de sănătate, etc.

• Variabila Consumul de energie electrică are ca unitate de măsură kWh / cap de locuitor.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

2.4 Rezultate empirice

O Corelația între speranța la viață și an

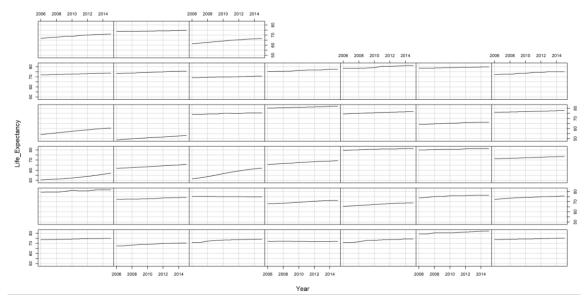


Figure 14: Plotul corelației dintre speranța la viață și timp

Graficul de mai sus reprezintă corelația dintre speranța la viață și anul pentru fiecare țară în parte.

Se poate observa că există diferențe subtanțiale între țările europene, unele având o speranță la viață destul de mare (țara de pe prima coloană, rândul 4, care a înregistrat o creștere a speranței la viață de-a lungul anilor, ajungând până la valori de peste 80 de ani), pe când majoritatea au valori de mijloc, apropiate de media pe continent. De asemenea, există și extreme la celălalt capăt, cum ar fi a 2a țară de pe rândul 3, care, deși înregistrează o creștere, vârsta medie a populației țării tot nu depășește 55 de ani.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

o Heterogeneitatea între țări

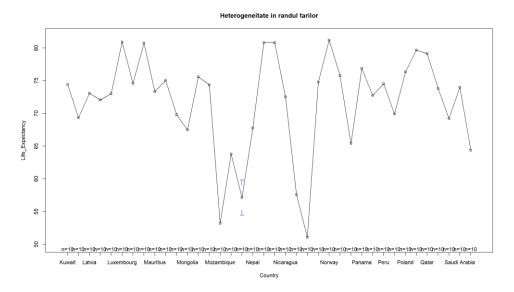


Figure 15: Graficul heterogeneității între țări

Graficul demonstrează că există heterogeneitate între unitățile studiate, deoarece mediile țărilor nu se aliniază. Se observă fluctuații destul de mari între media de speranță la viață de la o țară la alta. Se observă, de exemplu, că Norvegia are o speranță la viață foarte ridicată, una din cele mai mari din Europa, spre deosebire de Nicaragua, care are valoarea cea mai mică dintre cele din grafic.

Heterogeneitatea în timp

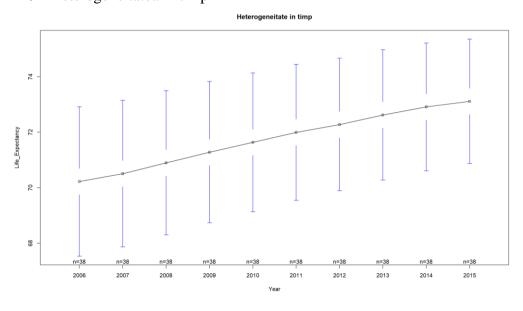


Figure 16: Graficul heterogeneității în timp

Facultatea: Cibernetică, Statistică si Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Din grafic se deduce că există și heterogeneitate în timp, dar nu la fel de puternică precum cea în cadrul țărilor, fiindcă, deși media speranței la viață nu se aliniază perfect, valorile de la un an la altul sunt destul de apropiate, urmărind un trend ascendent, pornind de la o medie de 70 de ani în 2006 și ajungând puțin peste 73 în 2015. Totuși, în același timp putem să considerăm că nu avem heterogeneitate, fiindcă plaja de valori este destul de largă, având valori de la 48 de ani, la 82 și totuși mediile se păstrează aproape constante de-a lungul timpului.

o Modelul de regresie

Am folosit modelul OLS, care nu ia în calcul heterogeneitatea între timp și spațiu.

```
Coefficients:
                               Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
                              6.442e+01 1.136e+00 56.693 < 2e-16 ***
(Intercept)
                             -2.828e-02 7.175e-03 -3.941 9.68e-05 ***
Population
                             2.742e-01 6.649e-02 4.124 4.58e-05 ***
CO2 emissions
                                                      5.276 2.23e-07 ***
                              8.363e-01 1.585e-01
Health_expenditure
                                                      4.146 4.19e-05 ***
Electric_power_consumption 3.813e-04 9.198e-05
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 5.783 on 375 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.4115, Adjusted R-squared: 0.4053 F-statistic: 65.57 on 4 and 375 DF, p-value: < 2.2e-16
```

Table 16: Tabelul modelului de regresie OLS

Dreapta de regresie estimată este:

Speranta la viata

```
= 0.6442 - 0.0282 * Populatie + 0.2742 * EmisiiCO2 + 0.8363
```

* CheltuieliSanatate + 0.00038 * ConsumPutereElectrica

De aici reiese că:

- α = 0.6442 exprimă nivelul speranței la viață globale atunci când populația, emisiile de CO₂, procentul cheltuielilor cu sănătatea din PIB și consumul de energie electrică tind către 0.
- $\beta_1 = -0.00282$ arată că speranța la viață se modifică în medie cu -0.00282 ani atunci când populația crește cu un milion de persoane.
- $\beta_2 = 0.2742$ arată că prețul unui imobil din București se modifică în medie cu 0.2742 ani atunci când emisiile de CO₂ cresc cu o tonă metrică pe cap de locuitor.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

• $\beta_3 = 0.8363$ - arată că speranța la viață se modifică în medie cu 0.8363 ani atunci când cheltuielile cu sănătatea cresc cu un procent din PIB.

• $\beta_4 = 0.00038$ – arată că speranța la viață se modifică în medie cu 0.00038 ani atunci când consumul de energie electrică crește cu 1 kWh / cap de locuitor.

Verificarea semnificației parametrilor

Din tabel rezultă că toți coeficienții sunt semnificativi la un nivel de semnificație de 99%, deoarece probabilitatea lor au valori mai mici decât 0.01.

Testarea validității modelului

$$F - statistic = 65.57$$

Deoarece F-statistic este semnificativ mai mare decât F-critic, este respinsă ipoteza nulă și acceptată cea alternativă modelul este valid pentru un nivel de semnificație $p-value=2.2*e^{-16} < 0.01$, deci la 99%.

Indicatori de bonitate

o Coeficientul de determinație

 $R^2 = R - squared = 0.4115 =$ populația, emisiile de CO₂, consumul de energie electrică și cheltuielile cu sănătatea explică aproximativ 41.15% din variația speranței la viață.

o Coeficientul de nedeterminație

 $K^2 = 1 - R^2 = 0.5885 =$ acțiunea altor factori explică restul de 58.85% din variația speranței la viață.

o Coeficientul de determinație ajustat

Adjusted $R^2 = Adjusted R - squared = 0.4053 => 40.53\%$ din variația speranței la viață este explicată de populație, emisiile de CO_2 , consumul de energie electrică și cheltuielile cu sănătatea.

o Raportul de corelatie

R = 0.6366 =între variabilele modelului există o legătură directă, destul de puternică.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

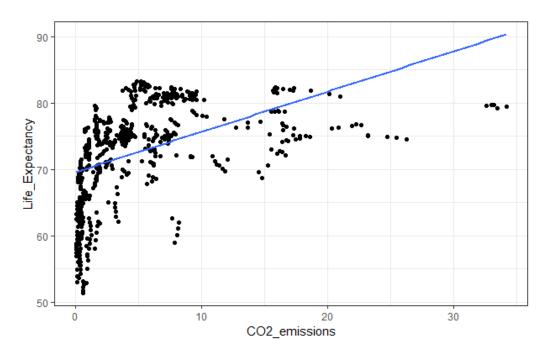


Figure 17: Graficul speranței la viață în raport cu emisiile de carbon

Se observă că valorile sunt destul de răspândite și multe sunt concentrate în partea stângă a graficului.

• Model cu efecte fixe (EF)

```
Balanced Panel: n = 38, T = 10, N = 380
Residuals:
   Min.
         1st Qu.
                  Median
                         3rd Qu.
                                    Max.
-5.647480 -0.532539 0.017753 0.594056 4.923306
Coefficients:
                        Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
                      Population
                                                0.003777 **
CO2_emissions
                      -0.22480543 0.07708212 -2.9164
Health_expenditure
                      0.21672658 0.08190042
                                         2.6462
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Total Sum of Squares:
Residual Sum of Squares: 434.52
R-Squared:
             0.14977
Adj. R-Squared: 0.046639
F-statistic: 14.8852 on 4 and 338 DF, p-value: 3.2476e-11
```

Table 17: Modelul cu efecte fixe

Modelul nostru are 38 de paneluri, pe 10 ani și 380 de observații. Astfel, populația și emisiile de carbon au impact semnificativ în speranța la viață la 99%, cheltuielile cu sănătatea la 90% și consumul de energie electrică la 95%.

Facultatea: Cibernetică, Statistică si Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Bonitatea modelului este de 14.97% și este valid, deoarece $p-value=3.2476*e^{-11}<0.05$.

• Testul F pentru efectele individuale vs OLS

```
F test for individual effects

data: Life_Expectancy ~ Population + CO2_emissions + Health_expenditure + ...
F = 254.49, df1 = 37, df2 = 338, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
```

Table 18: Testul F pentru efectele individuale

- o H0: se recomanda modelul de panel data FE
- o H1: se recomanda modelul de panel data OLS

 $p - value < 2.2 * e^{-16} < 0.05 =>$ se recomandă modelul cu efecte fixe

• Modelul cu efecte aleatorii (RE)

```
Coefficients:
                              Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
(Intercept)
                           63.61954025
                                       4.00928811 15.8680 < 2e-16 ***
Population
                                       0.02391299 -1.1185
                           -0.02674650
                                                           0.27143
CO2_emissions
                            0.31280525
                                        0.22655373
                                                    1.3807
                                                           0.17665
Health_expenditure
                            0.95747502
                                       0.56565469
                                                    1.6927
                                                           0.09994
Electric_power_consumption 0.00034023
                                       0.00030938
                                                    1.0997 0.27942
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Total Sum of Squares:
                         2079.8
Residual Sum of Squares: 1186.2
R-Squared:
                0.42966
Adj. R-Squared: 0.36052
F-statistic: 6.21497 on 4 and 33 DF, p-value: 0.00076589
```

Figure 18: Modelul cu efecte aleatorii

Emisiile de carbon, populația și consumul de energie electrică nu sunt deloc semnificative pentru modelul cu efecte aleatorii, iar cheltuielile cu sănătatea sunt semnificative la 90%. De asemenea, bonitatea modelului este de 42.96% și este valid, fiindcă p = value = 0.00076589.

Facultatea: Cibernetică, Statistică si Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

• Testul Hausman

```
Hausman Test

data: Life_Expectancy ~ Population + CO2_emissions + Health_expenditure + ...

chisq = 45.1, df = 4, p-value = 3.789e-09

alternative hypothesis: one model is inconsistent
```

Table 19: Testul Hausman

- o H0: se recomanda modelul de panel data FE
- o H1: se recomanda modelul de panel data RE

 $p - value = 3.789 * e^{-9} < 0.05 =>$ se recomandă modelul cu efecte fixe

Testarea efectelor fixe în timp

```
Coefficients:
                 Estimate Std. Error t-value Pr(>|t|)
               -0.01787962 0.01283882 -1.3926 0.164675
Population
co2_emissions
               0.30515598 0.15449215 1.9752 0.049079 *
factor(Year)2007
               factor(Year)2008
factor(Year)2009
                1.56924665  0.15737896  9.9711 < 2.2e-16 ***
factor(Year)2010
               factor(Year)2011
factor(Year)2012
                factor(Year)2013
                factor(Year)2014
factor(Year)2015
                Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Total Sum of Squares:
              511.06
Residual Sum of Squares: 147.81
R-Squared:
         0.71077
Adj. R-Squared: 0.66682
F-statistic: 62.193 on 13 and 329 DF, p-value: < 2.22e-16
```

Table 20: Model cu variabile de timp

În acest model s-a introdus fiecare an studiat ca variabilă. Astfel, se observă că toți anii sunt semnificativi la 99%, cu excepția anului 2007 care este doar la 95%.

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

<u>pfTest</u>

```
F test for individual effects

data: Life_Expectancy ~ Population + CO2_emissions + Health_expenditure + ...
F = 70.905, df1 = 9, df2 = 329, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: significant effects
```

Table 21: Testarea efectelor fixe în timp - pFtest

- o H0: nu sunt necesare efectele fixe in timp
- o H1: sunt necesare efectele fixe in timp

```
p - value < 2.2 * e^{-16} < 0.05 => sunt necesare efectele fixe în timp
```

<u>Lagrange multiplier test</u>

```
Lagrange Multiplier Test - time effects (Breusch-Pagan)

data: Life_Expectancy ~ Population + CO2_emissions + Health_expenditure + ...

chisq = 0.18223, df = 1, p-value = 0.6695

alternative hypothesis: significant effects
```

Table 22: Testarea efectelor fixe - Lagrange multiplier test

- o H0: nu sunt necesare efectele fixe in timp
- H1: sunt necesare efectele fixe in timp

p - value = 0.6695 > 0.05 = nu sunt necesare efectele fixe în timp

Rezultatele sunt inconclusive, deoarece valorile sunt destul de depărtate de 0.05. Vom alege să folosim efectele fixe în timp.

Facultatea: Cibernetică, Statistică si Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

• Testarea efectelor aleatorii

```
Lagrange Multiplier Test - (Breusch-Pagan)

data: Life_Expectancy ~ Population + CO2_emissions + Health_expenditure + ...

chisq = 1516.1, df = 1, p-value < 2.2e-16

alternative hypothesis: significant effects
```

Table 23: Testarea efectelor aleatorii - Lagrange multiplier test

- o H0: variatiile in timp sunt 0
- o H1: variatiile in timp sunt diferite de 0

 $p-value < 2.2 * e^{-16} < 0.05 =>$ respingem ipoteza nulă, deci variațiile în timp sunt diferite de 0, efectele aleatorii sunt adecvate pentru că există diferențe semnificative între țări.

- Testarea dependenței transversale
 - H0: reziduurile intre entitati nu sunt corelate
 - o H1: reziduurile intre entitati sunt corelate

```
Breusch-Pagan LM test for cross-sectional dependence in panels

data: Life_Expectancy ~ Population + CO2_emissions + Health_expenditure +
nsumption
chisq = 5092.5, df = 703, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: cross-sectional dependence
```

Table 24: Testarea dependenței transversale - Breusch-Pagan

 $p-value < 2.2 * e^{-16} < 0.05 =>$ respingem ipoteza nulă, deci există dependințe transversale.

```
Pesaran CD test for cross-sectional dependence in panels

data: Life_Expectancy ~ Population + CO2_emissions + Health_expenditure +
nsumption
z = 33.637, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: cross-sectional dependence
```

Table 25: Testarea dependinței transversale - Paseran CD

Facultatea: Cibernetică, Statistică si Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

 $p-value < 2.2 * e^{-16} < 0.05 =>$ respingem ipoteza nulă, deci există dependințe transversale.

În urma ambelor teste putem trage concluzia că avem dependințe transversale, adică reziduurile între entități sunt corelate, însă cum panelul nu este de dimensiuni mari, modelul poate rămâne necorectat.

• Testarea autocorelării

```
Breusch-Godfrey/Wooldridge test for serial correlation in panel models data: Life_Expectancy ~ Population + CO2_emissions + Health_expenditure + ... chisq = 217.98, df = 10, p-value < 2.2e-16 alternative hypothesis: serial correlation in idiosyncratic errors
```

Table 26: Testarea autocorelării - Breusch-Godfrey / Wooldrige

- o H0: nu există autocorelare
- o H1: există autocorelare

 $p-value < 2.2 * e^{-16} < 0.05 =>$ respingem ipoteza nulă, deci există autocorelare.

• Testarea heteroscedasticității

```
Breusch-Pagan test

data: Life_Expectancy ~ Population + CO2_emissions + Health_expenditure + nsumption + factor(Country)

BP = 693.88, df = 41, p-value < 2.2e-16
```

Table 27: Testarea heteroscedasticității

- o H0: homoscedasticitate
- o H1: heteroscedasticitate

 $p-value < 2.2 * e^{-16} < 0.05 =>$ respingem ipoteza nulă, deci avem heteroscedasticitate.

Facultatea: Cibernetică, Statistică si Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Bibliografie

- Andrian, Ţ. (2007). DINAMICA NUMĂRULUI UNITĂŢILOR DE TRANSPORT CA FACTOR DE POLUARE.
 - Retrieve from https://ibn.idsi.md/sites/default/files/imag_file/139-142_21.pdf
- AȘEVSCHI, V., CRIVOI, A., BACALOV, I., CHIRIȚA, E., ILIEȘ, A., & COJOCARI, L. (2016). *IMPACTUL TEHNOLOGIILOR MODERNE ASUPRA HABITATULUI UMAN*. Retrieve from
 - http://dspace.usm.md:8080/xmlui/bitstream/handle/123456789/948/147_152_Impactul%20tehnologiilor%20moderne%20asupra%20habitatului%20uman.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- CREŢU, F. R. (2019). "IMPORTANŢA TERENULUI ŞI A AMPLASAMENTULUI ÎN EVALUAREA PROPRIETĂŢILOR IMOBILIARE". Culegere de lucrări științifice ale Conferinței Științific Internațional "Competitivitate și Inovare în economia cunoașterii", (p. 93-101).
 - Retrieve from https://irek.ase.md/xmlui/bitstream/handle/1234567890/193/Cretu-R-F_conf_09.19_teze.pdf?sequence=1&isAllowed=y
- Drd. Elena IONAȘCU, P. u. (2019). "Transparența piețelor imobiliare: evidențe conceptuale și empirice".

Retrieve from

https://www.proquest.com/openview/087b4a7df966941e9bc5e03727102c05/1?pq-origsite=gscholar&cbl=51385

- Ghețău, V. (s.d.). *Speranța de viață a populației*.

 Retrieve from https://adatbank.ro/html/cim_pdf608.pdf
- KUTAINI, D. (2010). *SCURTĂ PREZENTARE A SISTEMULUI DE SĂNĂTATE DIN*. Retrieve from http://www.amtsibiu.ro/Arhiva/2010/Nr%201/SP/Kutaini-ro.pdf
- LEŞAN, A. (2020). "FACTORS IDENTIFICATION INFLUENCING COMPENSATION SIZE IN CASE OF PROPERTY EXPROPRIATION FOR PUBLIC UTILITY". *Journal of Social Sciences*, 65-69.
 - Retrieve from https://ibn.idsi.md/sites/default/files/imag_file/JSS-1-2020_65-69.pdf
- Lupu, S. (s.d.). *ASPECTE MANAGERIAL-FINANCIARE A CHELTUIELILOR BUGETARE*. Retrieve from
 - $https://ibn.idsi.md/sites/default/files/imag_file/8. Aspecte\% 20 managerial_financiare\% 20 a \% 20 cheltuielilor\% 20 bugetare\% 20 pentru\% 20 serviciile\% 20 de\% 20 sanatate.pdf$
- Mariana, B. (2015). ANALIZA EFECTELOR ÎMBĂTRÂNIRII POPULAȚIEI ASUPRA CREȘTERII.
 - Retrieve from https://ibn.idsi.md/sites/default/files/imag_file/48-58_1.pdf
- ROTARU, O. (2021). "OPORTUNITĂȚI ȘI RISCURI ÎN PROCESUL DECIZIONAL DE CUMPĂRARE ÎN CADRUL PIEȚEI IMOBILIARE". *INTERNATIONAL SCIENTIFIC CONFERENCE*, (p. 262-269).
 - Retrieve from https://ibn.idsi.md/sites/default/files/imag_file/p-262-269.pdf
- TUREȚCHI, V. (s.d.). "PIAȚA OBIECTELOR IMOBILIARE RURALE A ȚĂRILOR VECINE CU REPUBLICA MOLDOVA".
 - Retrieve from https://ibn.idsi.md/sites/default/files/imag_file/435-439.pdf

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Anexa

| Tabele: | |
|---|----|
| Table 1: Tabelul modelului de regresie liniară unifactorială | 12 |
| Table 2: Testul Breusch-Pagan pentru regresia simplă | 15 |
| Table 3: Testul White pentru regresia simplă | 16 |
| Table 4: Testul Durbin-Watson pentru regresia simplă | 17 |
| Table 5: Testul Breusch-Godfrey de ordinul II pentru regresia simplă | 17 |
| Table 6: Testul Shapiro-Wilk pentru regresia simplă | 19 |
| Table 7: Tabelul prognozei regresiei simple | 20 |
| Table 8: Tabelul modelului de regresie multiplă | 20 |
| Table 9: Tabelul valorilor VIF | 22 |
| Table 10: Tabelul regresiei cu variabilă dummy și termeni de interacțiune | 25 |
| Table 11: Tabelul modelului de regresie Ridge | 27 |
| Table 12: Tabelul modelului de regresie Lasso | 29 |
| Table 13: Modelul de regresie în urma algoritmului Boruta | 31 |
| Table 14: Tabelul prognozei regresiei multiple | 32 |
| Table 15: Tabelul prognozei pe intervale de încredere | 32 |
| Table 16: Tabelul modelului de regresie OLS | 41 |
| Table 17: Modelul cu efecte fixe | 43 |
| Table 18: Testul F pentru efectele individuale | 44 |
| Table 19: Testul Hausman | 45 |
| Table 20: Model cu variabile de timp | 45 |
| Table 21: Testarea efectelor fixe în timp - pFtest | 46 |
| Table 22: Testarea efectelor fixe - Lagrange multiplier test | 46 |
| Table 23: Testarea efectelor aleatorii - Lagrange multiplier test | 47 |
| Table 24: Testarea dependenței transversale - Breusch-Pagan | 47 |
| Table 25: Testarea dependinței transversale - Paseran CD | 47 |
| Table 26: Testarea autocorelării - Breusch-Godfrey / Wooldrige | 48 |
| Table 27: Testarea heteroscedasticității | 48 |

Facultatea: Cibernetică, Statistică și Informatică Economică

Specializarea: Informatică economică

Figuri:

| Figure 1: Graficul scorului imobilelor | 11 |
|---|----|
| Figure 2: Graficul etajelor imobilelor | 11 |
| Figure 3: Graficul numărului total de etaje al clădirilor în care se află imobilele | 11 |
| Figure 4: Dreapta de regresie pentru modelul unifactorial | 12 |
| Figure 5: Graficul Residuals vs Fitted pentru regresia simplă | 14 |
| Figure 6: Graficul Q-Q plot pentru regresia simplă | 15 |
| Figure 7: Graficul ACF pentru regresia simplă | 16 |
| Figure 8: Graficul homoscedasticității pentru regresia multiplă | 23 |
| Figure 9: Graficul Residuals vs Fitted pentru regresia multiplă | 24 |
| Figure 10: Graficul Cook's Bar Plot în urma corecției | 25 |
| Figure 11: Plot regresia Ridge | 28 |
| Figure 12: Plot regresia Lasso | 29 |
| Figure 13: Plot regresia Elastic Net | 30 |
| Figure 14: Plotul corelației dintre speranța la viață și timp | 39 |
| Figure 15: Graficul heterogeneității între țări | 40 |
| Figure 16: Graficul heterogeneității în timp | 40 |
| Figure 17: Graficul speranței la viață în raport cu emisiile de carbon | 43 |
| Figure 18: Modelul cu efecte aleatorii | 4 |