Curs 20

Cristian Niculescu

1 Regresia liniară

1.1 Scopurile învățării

- 1. Să poată folosi metoda celor mai mici pătrate pentru a potrivi o dreaptă cu date bivariate.
- 2. Să poată da o formulă pentru eroarea pătratică totală la potrivirea oricărui tip de curbă cu datele.
- 3. Să poată spune cuvintele homoscedasticitate și heteroscedasticitate.

1.2 Introducere

Presupunem că avem colectate date bivariate $(x_i, y_i), i = 1, ..., n$. Scopul regresiei liniare este modelarea relației dintre x și y prin aflarea unei funcții y = f(x) care dă o potrivire apropiată cu datele. Presupunerile modelării pe care le vom folosi sunt că x_i nu sunt aleatoare și că y_i este o funcție de x_i plus un zgomot aleator. Cu aceste presupuneri, x este numită variabilă independentă sau predictor și y este numită variabilă dependentă sau răspuns.

```
Exemplul 1. Costul unui timbru de clasa întâi în dolari de-a lungul timpului este dat în lista următoare: .05 (1963) .06 (1968) .08 (1971) .10 (1974) .13 (1975) .15 (1978) .20 (1981) .22 (1981)
```

Folosind codul R:

```
 \begin{array}{l} x=c (3,8,11,14,15,18,21,25,28,31,35,39,41,42,46,47,48,49,52,53,54) \\ y=c (5,6,8,10,13,15,20,22,25,29,32,33,34,37,39,41,42,44,45,46,49) \\ lm (y\sim x), \end{array}
```

obţinem:

Call:

 $lm(formula = y \sim x)$

Coefficients: (Intercept) x

-0.1324 0.8791.

Am aflat că dreapta care dă "potrivirea celor mai mici pătrate" cu aceste date (dreapta de regresie) este

$$y = -0.1324 + 0.8791x,$$

unde x este numărul de ani de la 1960, iar y este în cenți.

Folosind acest rezultat "prezicem" că în 2021 (x=61), costul unui timbru va fi 53 de cenți (deoarece $-0.1324+0.8791\cdot 61=53.4927$).

Folosind codul R (în continuarea celui de mai sus):

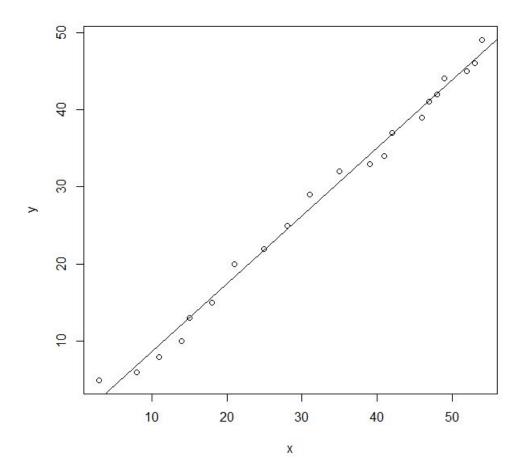
a=-0.1324

b=0.8791

plot(x,y)

abline(a,b)

obţinem:



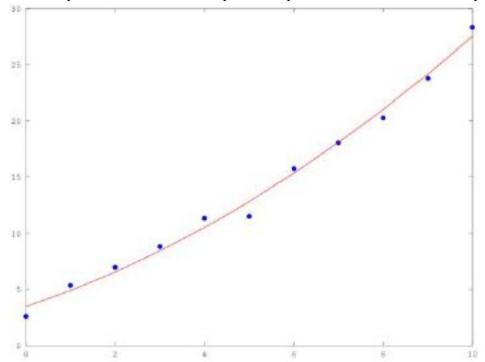
Costul timbrului (cenți) vs. timp (ani din 1960)

Niciuna din date nu se află chiar pe dreaptă. Mai degrabă această dreaptă are "cea mai bună potrivire" în raport cu toate datele, cu o mică eroare pentru fiecare dată.

Exemplul 2. Presupunem că avem n perechi de tați și fii adulți. Fie x_i și y_i înălțimile celui de-al i-lea tată, respectiv fiu. Dreapta celor mai mici pătrate

pentru aceste date poate fi folosită pentru a prezice înălțimea de adult a unui băiat tânăr din cea a tatălui lui.

Exemplul 3. Nu suntem limitați la drepte cu cea mai bună potrivire. $\forall d \in \mathbb{N}^*$, metoda celor mai mici pătrate poate fi folosită pentru a afla un polinom de grad d cu "cea mai bună potrivire cu datele". Iată o figură arătând potrivirea datelor cu o parabolă prin metoda celor mai mici pătrate:



Potrivirea unei parabole, $y = b_2 x^2 + b_1 x + b_0$ cu datele

1.3 Potrivirea unei drepte folosind cele mai mici pătrate

Presupunem că avem datele (x_i, y_i) ca mai sus. Scopul este să aflăm dreapta

$$y = \beta_1 x + \beta_0$$
,

care "se potrivește cel mai bine" cu datele. Modelul nostru spune că fiecare y_i este prezis de x_i până la o eroare ϵ_i :

$$y_i = \beta_1 x_i + \beta_0 + \epsilon_i.$$

Deci,

$$\epsilon_i = y_i - \beta_1 x_i - \beta_0.$$

Metoda celor mai mici pătrate află valorile $\hat{\beta}_0$ şi $\hat{\beta}_1$ ale lui β_0 şi β_1 care minimizează suma pătratelor erorilor:

$$S(\beta_0, \beta_1) = \sum_{i=1}^n \epsilon_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \beta_1 x_i - \beta_0)^2.$$

Folosind analiza matematică (detalii în adaos), aflăm

$$\hat{\beta}_1 = \frac{s_{xy}}{s_{xx}}, \ \hat{\beta}_0 = \overline{y} - \hat{\beta}_1 \overline{x}, \tag{1}$$

unde

$$\overline{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} x_i, \ \overline{y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} y_i, \ s_{xx} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})^2, \ s_{xy} = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} (x_i - \overline{x})(y_i - \overline{y}).$$

Aici, \overline{x} este media de selecție a lui x, \overline{y} este media de selecție a lui y, s_{xx} este dispersia de selecție a lui x și s_{xy} este covarianța de selecție a lui x și y.

Exemplul 4. Folosiți cele mai mici pătrate pentru a potrivi cu o dreaptă următoarele date: (0,1), (2,1), (3,4).

Răspuns. În cazul nostru, $(x_1, y_1) = (0, 1)$, $(x_2, y_2) = (2, 1)$ și $(x_3, y_3) = (3, 4)$. Deci

$$\overline{x} = \frac{1}{3}(x_1 + x_2 + x_3) = \frac{1}{3}(0 + 2 + 3) = \frac{5}{3},$$

$$\overline{y} = \frac{1}{3}(y_1 + y_2 + y_3) = \frac{1}{3}(1 + 1 + 4) = \frac{6}{3} = 2,$$

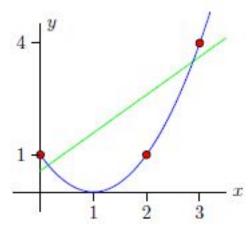
$$s_{xx} = \frac{1}{3 - 1} \sum_{i=1}^{3} (x_i - \overline{x})^2 = \frac{1}{2} \left[\left(0 - \frac{5}{3} \right)^2 + \left(2 - \frac{5}{3} \right)^2 + \left(3 - \frac{5}{3} \right)^2 \right] = \frac{7}{3},$$

$$s_{xy} = \frac{1}{2} \left[\left(0 - \frac{5}{3} \right) (1 - 2) + \left(2 - \frac{5}{3} \right) (1 - 2) + \left(3 - \frac{5}{3} \right) (4 - 2) \right] = 2;$$

$$\hat{\beta}_1 = \frac{s_{xy}}{s_{xx}} = \frac{2}{\frac{7}{3}} = \frac{6}{7};$$

$$\hat{\beta}_0 = \overline{y} - \hat{\beta}_1 \overline{x} = 2 - \frac{6}{7} \cdot \frac{5}{3} = 2 - \frac{10}{7} = \frac{4}{7}.$$

Deci dreapta de regresie a celor mai mici pătrate are ecuația $y = \frac{4}{7} + \frac{6}{7}x$. Aceasta este arătată ca dreapta verde din figura următoare.



Potrivirea celor mai mici pătrate a unei drepte (verde) și a unei parabole (albastru)

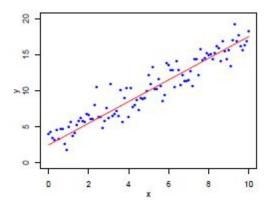
Regresie liniară simplă: Este puţin confuz, dar cuvântul "liniară" din "regresie liniară" nu se referă la potrivirea unei drepte. Totuşi, cea mai uzuală curbă pentru potrivire este o dreaptă. Potrivirea unei drepte la date bivariate este numită regresie liniară simplă.

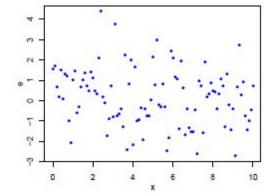
1.3.1 Reziduuri

Pentru o dreaptă, modelul este

$$y_i = \hat{\beta}_1 x_i + \hat{\beta}_0 + \epsilon_i.$$

Gândim $\hat{\beta}_1 x_i + \hat{\beta}_0$ ca prezicând sau explicând y_i . Termenul rămas ϵ_i este numit reziduul, pe care-l gândim ca pe un zgomot aleator sau o eroare de măsurare. O verificare vizuală folositoare a modelului de regresie liniară este reprezentarea reziduurilor. Datele ar trebui să fie lângă dreapta de regresie. Reziduurile ar trebui să arate cam la fel de-a lungul domeniului lui x.



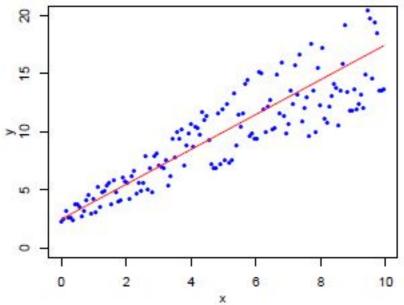


Date cu dreapta de regresie (stânga) și reziduuri (dreapta). Observați homoscedasticitatea.

1.3.2 Homoscedasticitatea

O presupunere importantă a modelului de regresie liniară este că reziduurile ϵ_i au aceeași dispersie $\forall i$. Această presupunere este numită homoscedasticitate. Puteți vedea aceasta în cazul ambelor figuri de mai sus. Datele sunt în banda de lățime fixă în jurul dreptei de regresie și la fiecare x reziduurile au cam aceeași împrăștiere verticală.

Mai jos este o figură arătând date heteroscedastice. Imprăștierea verticală a datelor crește când x crește. Înainte de a folosi cele mai mici pătrate pe aceste date ar trebui să transformăm datele pentru a fi homoscedastice.



Date heteroscedastice

1.4 Regresie liniară pentru potrivirea polinoamelor

Potrivirea unei drepte la date este numită regresie liniară simplă. Putem de asemenea folosi regresia liniară pentru a potrivi polinoame cu datele. Folosirea cuvântului "liniară" în ambele cazuri poate părea confuză. Aceasta este deoarece cuvântul "liniară" din "regresia liniară" nu se referă la potrivirea unei drepte. Mai degrabă se referă la ecuațiile algebrice liniare pentru parametrii necunoscuți β_i , i.e. fiecare β_i are exponentul 1.

Exemplul 5. Luați aceleași date ca în exemplul 4 și folosiți cele mai mici pătrate pentru a afla parabola cu cea mai bună potrivire pentru date.

Răspuns. O parabolă are formula $y = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2$. Eroarea pătratică este

$$S(\beta_0, \beta_1, \beta_2) = \sum_{i=1}^{3} (y_i - (\beta_0 + \beta_1 x_i + \beta_2 x_i^2))^2.$$

După substituirea valorilor date pentru x_i şi y_i putem folosi analiza matematică (egalăm derivatele parțiale în raport cu $\beta_0, \beta_1, \beta_2$ cu 0, obținând un sistem de 3 ecuații liniare cu 3 necunoscute) pentru a afla tripletul $(\beta_0, \beta_1, \beta_2)$ care minimizează S. Sau putem folosi codul R

x=c(0,2,3)

y=c(1,1,4)

 $C=cbind(1,x,x^2)$

solve(t(C)%*%C,t(C)%*%y).

Sau codul R

x=c(0,2,3)

y=c(1,1,4)

x1=x

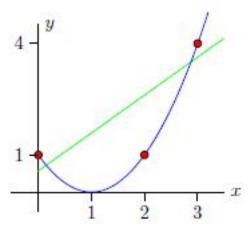
 $x2=x^2$

 $lm(y\sim x1+x2)$

Cu aceste date, parabola celor mai mici pătrate are ecuația

$$y = 1 - 2x + x^2.$$

Pentru 3 puncte, potrivirea pătratică este perfectă.



Potrivirea celor mai mici pătrate a unei drepte (verde) și a unei parabole (albastru)

Exemplul 6. Perechile (x_i, y_i) pot da vârsta şi mărimea vocabularului a n copii. Deoarece copiii mici dobândesc cuvinte noi într-un ritm accelerat, putem ghici că un polinom de grad mai mare poate fi cea mai bună potrivire

pentru date.

Exemplul 7. (Transformarea datelor). Uneori este necesar să transformăm datele înainte de a folosi regresia liniară. De exemplu, presupunem că relația este exponențială, i.e. $y = ce^{ax}$. Atunci

$$ln(y) = ax + ln(c).$$

Deci putem folosi regresia liniară simplă pentru a obține un model

$$\ln(y_i) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_i$$

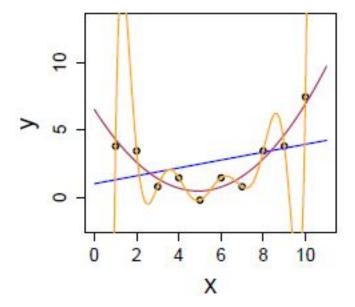
și apoi obținem modelul exponențial

$$y_i = e^{\hat{\beta}_0} e^{\hat{\beta}_1 x_i}.$$

1.4.1 Suprapotrivirea

Putem totdeauna obține o potrivire mai bună folosind un polinom de ordin mai mare. De exemplu, date fiind 6 date bivariate (cu x_i distincte) se poate totdeauna afla un polinom de grad 5 care trece prin toate. Aceasta poate duce la suprapotrivire. Adică, potrivirea zgomotului la fel de bine ca adevărata relație între x și y. Un model suprapotrivit va potrivi datele originale mai bine, dar va prezice mai puțin bine y pentru noi valori ale lui x. O povocare a modelării statistice este echilibrarea potrivirii modelului cu complexitatea modelului.

Exemplul 8. În reprezentarea de mai jos potrivim polinoame de gradul 1, 2 şi 9 la 10 date bivariate. Modelul de gradul 2 (maro) dă o potrivire semnificativ mai bună decât modelul de gradul 1 (albastru). Modelul de gradul 9 (portocaliu) dă o potrivire exactă cu datele, dar dintr-o privire am ghici că este suprapotrivit. Adică, nu ne așteptăm că potrivească bine următoarea dată bivariată pe care o vedem. De fapt, datele au fost generate folosind un model pătratic, deci modelul de gradul 2 va tinde să facă cea mai bună potrivire cu date noi.



1.4.2 Funcția R lm

Nu facem regresia liniară cu mâna. Regresia liniară se reduce la rezolovarea sistemelor de ecuații liniare, i.e. la calcul matriceal. Funcția R 1m poate fi folosită la potrivirea unui polinom de orice grad cu datele. (1m înseamnă model liniar). De fapt, 1m poate potrivi multe tipuri de funții, exceptând polinoamele, după cum puteți explora folosind ajutorul lui R sau google.

1.5 Regresie liniară multiplă

Datele nu sunt totdeauna bivariate. Pot fi trivariate sau chiar de o dimensiune mai mare. Presupunem că avem datele de forma

$$(y_i, x_{1i}, x_{2i}, ..., x_{mi}).$$

Putem analiza aceste date într-o manieră foarte similară cu datele bivariate. Adică, putem folosi cele mai mici pătrate pentru a potrivi modelul

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_m x_m.$$

Aici fiecare x_j este o variabilă predictor și y este variabila de răspuns. De exemplu, putem fi interesați de cum variază o populație de pești în funcție nivelele măsurate ale câtorva poluanți, sau am vrea să prezicem înălțimea de adult a unui fiu pe baza înălțimilor tatălui și a mamei.

1.6 Cele mai mici pătrate ca un model statistic

Modelul de regresie liniară pentru potrivirea unei drepte spune că valoarea y_i din perechea (x_i, y_i) este extrasă dintr-o variabilă aleatoare

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i,$$

unde termenii de "eroare" ε_i sunt variabile aleatoare independente cu media 0 şi deviaţia standard σ . Presupunerea standard este că ε_i sunt i.i.d. cu repartiţia $N(0, \sigma^2)$. În orice caz, media lui Y_i este dată de:

$$E(Y_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i + E(\varepsilon_i) = \beta_0 + \beta_1 x_i.$$

Din această perspectivă, metoda celor mai mici pătrate alege valorile lui β_0 și β_1 care minimizează dispersia de selecție din jurul dreptei.

De fapt, estimarea celor mai mici pătrate $(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1)$ coincide cu estimarea de verosimilitate maximă pentru parametrii (β_0, β_1) ; adică, dintre toți coeficienții posibili, $(\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1)$ sunt cei care fac datele observate cele mai probabile.

1.7 Regresia la medie

Motivul termenului "regresie" este că variabila de răspuns prezisă y va tinde să fie "mai aproape" de (i.e. să regreseze la) media ei decât variabila predictor x este față de media ei. Aici "mai aproape" este în ghilimele deoarece trebuie să controlăm scala (i.e deviația standard) fiecărei variabile. Modul de a controla scala este mai întâi să standardizăm fiecare variabilă.

$$u_i = \frac{x_i - \overline{x}}{\sqrt{s_{xx}}}, \ v_i = \frac{y_i - \overline{y}}{\sqrt{s_{yy}}}.$$

Standardizarea schimbă media în 0 și dispersia în 1:

$$\overline{u} = \overline{v} = 0, \ s_{uu} = s_{vv} = 1.$$

Proprietățile algebrice ale covarianței arată că

$$s_{uv} = \frac{s_{xy}}{\sqrt{s_{xx}s_{yy}}} = \rho,$$

coeficientul de corelație. Astfel, potrivirea celor mai mici pătrate pentru $v = \beta_0 + \beta_1 u$ are

$$\hat{\beta}_1 = \frac{s_{uv}}{s_{uu}} = \rho \text{ și } \hat{\beta}_0 = \overline{v} - \hat{\beta}_1 \overline{u} = 0.$$

Deci dreapta celor mai mici pătrate este $v=\rho u$. Deoarece ρ este coeficientul de corelație, el este între -1 și 1. Presupunem că este pozitiv și mai mic ca 1 (i.e., x și y sunt pozitiv, dar nu perfect corelate). Atunci formula $v=\rho u$ înseamnă că, dacă u este pozitiv, atunci valorea prezisă a lui v este mai mică decât u. Adică, v este mai aproape de 0 decât v. Echivalemt,

$$\frac{y - \overline{y}}{\sqrt{s_{yy}}} < \frac{x - \overline{x}}{\sqrt{s_{xx}}},$$

i.e., y regresează la \overline{y} . Standardizarea are grijă de scală.

Considerăm cazul extrem al corelației 0 între x și y. Atunci, indiferent de valoarea lui x, valoarea prezisă a lui y este totdeauna \overline{y} . Adică, y a regresat până la media lui.

Dreapta de regresie trece totdeauna prin punctul $(\overline{x}, \overline{y})$.

Exemplul 9. Regresia la medie este importantă în studiile longitudinale. Rice (*Mathematical Statistics and Data Analysis*) dă următoarul exemplu. Presupunând că li se dau copiilor un test IQ la vârsta de 4 ani și altul la vârsta de 5 ani, ne așteptăm ca rezultatele să fie pozitiv corelate. Analiza de mai sus spune că, în medie, acei copii care au făcut slab la primul test tind să arate îmbunătățire (i.e. regresează la medie) în al 2-lea test. Astfel, o intervenție inutilă poate fi interpretată greșit ca utilă deoarece pare a îmbunătăți scorurile.

Exemplul 10. Alt exemplu cu consecințe practice este recompensa și pedeapsa. Imaginați-vă o școală unde performanța înaltă la un examen este recompensată și performanța slabă este pedepsită. Regresia la medie ne spune că (în medie) studenții foarte performanți vor face puțin mai slab la următorul examen și studenții puțin performanți vor face puțin mai bine. O viziune nesofisticată a datelor va face să pară că pedeapsa a îmbunătățit performanța și recompensa de fapt a scăzut performanța. Sunt reale consecințe dacă cei cu autoritate acționează după această idee.

1.8 Adaos

1.8.1 Demonstrația formulei pentru potrivirea celor mai mici pătrate a unei drepte

Cea mai directă demonstrație este cu analiza matematică. Suma erorilor pătrate este

$$S(\beta_0, \beta_1) = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \beta_1 x_i - \beta_0)^2.$$

Luând derivatele parțiale (și reamintind că x_i și y_i sunt date, deci constante)

$$\frac{\partial S}{\partial \beta_0} = \sum_{i=1}^n -2(y_i - \beta_1 x_i - \beta_0) = 0$$
$$\frac{\partial S}{\partial \beta_1} = \sum_{i=1}^n -2x_i(y_i - \beta_1 x_i - \beta_0) = 0.$$

Se obține următorul sistem de 2 ecuații liniare în necunoscutele β_0 și β_1 :

$$\left(\sum_{i=1}^{n} x_i\right) \beta_1 + n\beta_0 = \sum_{i=1}^{n} y_i$$

$$\left(\sum_{i=1}^{n} x_i^2\right) \beta_1 + \left(\sum_{i=1}^{n} x_i\right) \beta_0 = \sum_{i=1}^{n} x_i y_i$$

Rezolvând sistemul obţinem formulele (1).

Pentru multe aplicații între discipline vezi:

http://en.wikipedia.org/wiki/Linear_regression#Applications_of_linear_regression.

1.8.2 Măsurarea potrivirii

Odată ce se calculează coeficienții de regresie, este important să verificăm cât de bine modelul de regresie se potrivește cu datele (i.e., cât de aproape cea mai potrivită dreaptă urmărește datele). O măsură uzuală dar brută a "bunătătății de potrivire" este coeficientul de determinare, notat R^2 . Suma totală a pătratelor este dată de:

$$TSS = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \overline{y})^2.$$

Suma reziduală a pătratelor este dată de suma pătratelor reziduurilor. Când potrivim o dreaptă, aceasta este:

RSS =
$$\sum_{i=1}^{n} (y_i - \hat{\beta}_0 - \hat{\beta}_1 x_i)^2$$
.

RSS este porțiunea "neexplicată" a sumei totale a pătratelor, i.e. neexplicată de ecuația de regresie. Diferența TSS-RSS este porțiunea "explicată" a sumei totale a pătratelor. Coeficientul de determianre R^2 este raportul dintre porțiunea "explicată" și suma totală a pătratelor:

$$R^2 = \frac{TSS - RSS}{TSS}.$$

Cu alte cuvinte, R^2 măsoară proporția variabilității datelor care este contabilizată pentru modelul de regresie. O valoare aproape de 1 indică o potrivire bună, în timp ce o valoare aproape de 0 indică o potrivire slabă. În cazul regresiei liniare simple, R^2 este pur și simplu pătratul coeficientului de corelație dintre valorile observate y_i și valorile prezise $\beta_0 + \beta_1 x_i$.

Exemplul 11. În exemplul 8 de suprapotrivire, valorile lui R^2 sunt ("degree"="grad"):

degree	R^2
1	0.3968
2	0.9455
9	1.0000

Măsura bunătății potrivirii crește când n (gradul) crește. Potrivirea este mai bună, dar modelul devine de asemenea mai complex, deoarece este nevoie de mai mulți coeficienți pentru a descrie polinoame de grad mai mare.