Universitat Autònoma de Barcelona Facultat de Ciències

Modelització i Inferencia Pràctica 1

Autor:

Gerard Lahuerta Martín NIU: 1601350

18 de Novembre del 2021

$\acute{\mathbf{I}}\mathbf{n}\mathbf{dex}$

1	Presentació del problema	3
2	Resolució del primer apartat	4
3	$ \begin{array}{cccccccccccccccccccccccccccccccccccc$	6 6
4	3.2.2 Conclusions extretes dels resultats obtinguts	9
5	Conclusió	10

1 Presentació del problema

Suposa una mostra aleatòria $X_1, \cdots, X_n \sim Binomial(1, p)$. Considera l'estimador

$$T = \frac{\sqrt{n}}{2(n + \sqrt{n})} + \frac{1}{n + \sqrt{n}} \sum_{i=1}^{n} X_i$$

per al paràmetre desconegut $p \in (0,1)$.

- (a) És T un estimador no esbiaixat per a $p \in (0,1)$? Justifica la teva resposta.
- (b) Calcula el MSE de T i fes una representació de T com a funció del paràmetre desconegut $p \in (0,1)$ considerant n=10 i n=50. Què observes?
- (c) És T consistent? I asimptòticament no esbiaixat? Justifica les teves respostes.

2 Resolució del primer apartat

T serà un estimador de X_i si empíricament obtenim el valor teòric de l'esperança de $X_i, \forall i \in \{1, \dots, n\}$; és a dir, T serà un estimador no esbiaixat si i només si

$$Bias(T) = 0 \Leftrightarrow E(X_i) - E(T) = 0 \Leftrightarrow E(X_i) = E(T) \ \forall i \in \{1, \dots, n\}$$

Escollim per a exemple i=1 (ja que dona igual quina variable aleatòria escollim perquè són independents i idènticament distribuïdes). Sabem que $E(X \sim Binomial(1, p)) = E(Y \sim Bernoulli(p)) = p$.

Calculem el valor de E(T):

$$\begin{split} \mathbf{E}(\mathbf{T}) = & \mathbf{E}\left(\frac{\sqrt{n}}{2(n+\sqrt{n})} + \frac{1}{n+\sqrt{n}}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right) = E\left(\frac{\sqrt{n}}{2(n+\sqrt{n})}\right) + E\left(\frac{1}{n+\sqrt{n}}\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right) = \\ & = \frac{\sqrt{n}}{2(n+\sqrt{n})} + \frac{1}{n+\sqrt{n}}E\left(\sum_{i=1}^{n}X_{i}\right) \stackrel{=}{=} \frac{\sqrt{n}}{2(n+\sqrt{n})} + \frac{n}{n+\sqrt{n}}E(X_{1}) = \\ & = \frac{\sqrt{n}}{2(n+\sqrt{n})} + \frac{n}{n+\sqrt{n}}p = \frac{\sqrt{n}+2np}{2(n+\sqrt{n})} \Longrightarrow E(T) = \frac{\sqrt{n}+2np}{2(n+\sqrt{n})} \end{split}$$

(I): X_1, \dots, X_n independents i idènticament distribuïdes

Calculem ara el Bias(T)

$$-Bias(T) = E(X_1) - E(T) = p - \frac{\sqrt{n} + 2np}{2(n + \sqrt{n})} = \frac{2\sqrt{n}p + 2np - \sqrt{n} - 2np}{2(\sqrt{n} + n)} =$$
$$= \frac{(2p - 1)\sqrt{n}}{2(\sqrt{n} + n)} = \frac{2p - 1}{2(1 + \sqrt{n})}$$

Veiem de l'expressió trobada que s'anul·larà el numerador (i per tant el Bias(T) = 0) quan $p = \frac{1}{2}$.

Observem, per tant, que:

Tés un estimador esbiaixat $\forall p \in [0,\frac{1}{2}) \cup (\frac{1}{2},1], \ \text{perquè per aquests valors} \ Bias(T) \neq 0$

3 Resolució del segon Apartat

3.1 Càlcul del MSE

Per a calcular el MSE del estimador T cal saber abans la seva variància, ja que $MSE(T) = V(T) - Bias^2(T)$ i el valor del Bias(T) ja el tenim conegut per l'apartat anterior.

Calculem el valor de V(T):

$$V(T) = V\left(\frac{\sqrt{n}}{2(n+\sqrt{n})} + \frac{1}{n+\sqrt{n}} \sum_{i=1}^{n} X_i\right) = \left(\frac{1}{n+\sqrt{n}}\right)^2 V\left(\sum_{i=1}^{n} X_i\right) \stackrel{=}{\underset{(II)}{=}} \frac{1}{(n+\sqrt{n})^2} nV(X_1) \stackrel{=}{\underset{(II)}{=}} \frac{np(1-p)}{(n+\sqrt{n})^2} = \frac{np(1-p)}{n^2 + 2n\sqrt{n} + n} = \frac{p(1-p)}{n + 2\sqrt{n} + 1}$$

(II): Sabem que la variància d'una Binomial(1,p) és la suma de les variàncies que té de Bernoulli(p); és a dir, en aquest cas $V(X_1) = p(1-p)$

Ja amb tota la informació necessària, calculem el valor del MSE(T)

Càlcul del valor de MSE(T):

$$MSE(T) = V(T) + Bias^{2}(T) = \frac{p(1-p)}{n+2\sqrt{n}+1} + \left(\frac{2p-1}{2(1+\sqrt{n})}\right)^{2} =$$

$$= \frac{p(1-p)}{n+2\sqrt{n}+1} + \frac{4p^{2}-4p+1}{4(1+2\sqrt{n}+n)} = \frac{4p(1-p)+4p^{2}-4p+1}{4(1+2\sqrt{n}+n)} =$$

$$= \frac{4p-4p^{2}+4p^{2}-4p+1}{4(1+2\sqrt{n}+n)} = \frac{1}{4(1+2\sqrt{n}+n)} \Longrightarrow MSE(T) = \frac{1}{4(1+2\sqrt{n}+n)}$$

3.2 Representació de T

Per tal d'observar amb més detall com és de bo l'estimador T, hem decidit fer un seguit de representacions mitjançant RStudio i representar els resultats obtinguts. Així, podem fer-nos una idea de com interactua T i si els nostres resultats teòrics obtinguts són correctes.

3.2.1 Simulació de l'estimador T

El programa que simula el comportament del nostre estimador T està dividit en 4 parts:

• Inicialització de les variables

Declara i assigna valors a constants que utilitzarem al llarg del programa.

- $\rightarrow n = \{10, 50\}$ nombre de mostres aleatòries.
- $\rightarrow M = 500$ nombre de simulacions a fer per cada probabilitat.
- $\rightarrow p = [0, 0.1, 0.2, 0.3, \cdots, 0.9, 1]$ llista de probabilitats per a fer les simulacions.
- $\rightarrow sq = \sqrt{n}$ variable que farem servir per a calcular els valors de l'estimador.
- $\rightarrow den = sq + n$ variable que farem servir per a calcular els valors de l'estimador.
- $\rightarrow coef_T1 = \frac{sq}{2 \cdot den}$ variable que farem servir per a calcular els valors de l'estimador.
- $\rightarrow coef_{-}T2 = \frac{1}{den}$ variable que farem servir per a calcular els valors de l'estimador.

• Declaració de les funcions

Declarem la funció T que farem servir durant la simulació, inserim aquí el codi de la funció.

```
T = function( x ){
return (coef_T_1 + coef_T_2*x)
}
```

Funció de l'estimador T

• Main del programa simulador

Part principal del programa on és dur a terme les simulacions de l'estimador T. Inserim aquí el Main del programa

```
That = matrix(NA, length(p), M)
for (i in 1:length(p)) {
for (j in 1:M) {
  That [i,j] = T(rbinom(1,n,p[i]))
}

MSE = (apply(That, MARGIN = 1, FUN = mean) -p)^2
MSE = MSE + apply(That, MARGIN = 1, FUN = var)

#OUTPUT
plot(p, MSE, type = "b")
```

Observació:

L'output del programa és un gràfic amb el comportament de l'estimador

• Output del programa: anàlisis dels gràfics

Inserim aquí una petita recopilació dels outputs obtinguts.

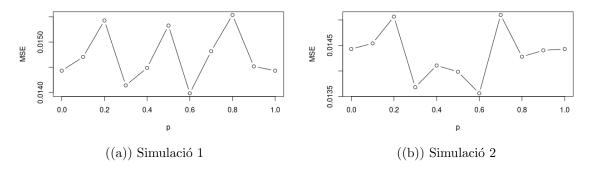


Figura 1: Gràfic per les simulacions amb n = 10

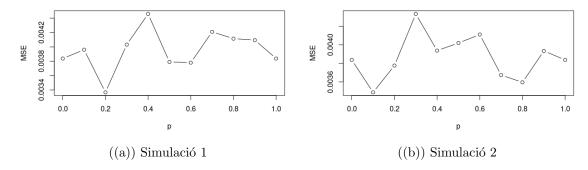


Figura 2: Gràfic per les simulacions amb n = 50

3.2.2 Conclusions extretes dels resultats obtinguts

Dels gràfics del comportament de l'estimador T, deduïm que aquest no segueix cap relació amb el paràmetre p, ja que no dur a terme cap comportament que no sembli atzarós a mesura que augmentem el valor del paràmetre.

Aquest comportament confirma els càlculs obtinguts teòrics obtinguts anteriorment que deien que l'MSE de l'estimador T no depenia en cap moment del valor de p.

Per altra banda observem que a mesura que augmentem el valor de l'n, els rangs de valors que obté l'MSE disminueix, apropant-se més al zero.

Aquest comportament també ha estat previst pels càlculs teòrics que mostraven relació entre el valor de l'n i l'MSE (ja que aquest paràmetre està en el denominador de la funció MSE obtinguda).

Deduïm per tant, que l'únic paràmetre rellevant per a disminuir l'MSE és el nombre de Bernouillis que conformen la Binomial X; és a dir, el valor de n.

4 Resolució del tercer Apartat

A partir del càlcul del MSE(T) de l'apartat anterior. Calculem la consistència de l'estimador T i si és o no asimptòticament esbiaixat.

4.1 Consistencia de T

Sabem que l'estimador T és consistent $\iff \lim_{n \to \infty} MSE(T) = 0$. Calculem ara el límit:

$$\lim_{n\to\infty} MSE(T) = \lim_{n\to\infty} \frac{1}{4(1+2\sqrt{n}+n)} = \frac{1}{4(\infty+2\cdot\infty)} = \frac{1}{\infty} = 0 \Longrightarrow$$

 \implies l'estimador T és consistent

La consistència de l'estimador T també s'observa a partir de les gràfiques mostrades en la pàgina anterior, on a mesura que augmenta el valor de n el valor de l'MSE decreix cap a 0

4.2 Esbiaixat asimptòtic de T

Eventualment, calculem si $\lim_{n\to\infty} Bias(T)=0$, ja que T serà asimptòticament no esbiaixat si compleix la condició anterior.

Calculem ara el límit:

$$\underset{n\to\infty}{\lim} Bias(T) = \underset{n\to\infty}{\lim} \frac{2p-1}{2(1+\sqrt{n})} = \frac{2p-1}{2(1+\sqrt{\infty})} = \frac{2p-1}{\infty} = 0 \Longrightarrow$$

 \implies l'estimador T és asimptòticament no esbiaixat

5 Conclusió

Observem per tant que l'estimador T és:

- És esbiaxat, ja que $\neg \forall p \in [0,1], Bias(T) = 0$ (demostrat a l'apartat 2)
- Té $MSE(T) = \frac{1}{4(1+2\sqrt{n}+n)}$ (demostrat a l'apartat 3)
- És Consistent, ja que $\underset{n \rightarrow \infty}{lim} MSE(T) = 0$ (demostrat a l'apartat 4.1)
- És asimptòticament esbiaxat, ja que $\lim_{n\to\infty} Bias(T) = 0$ (demostrat a l'apartat 4.2)