

# Laborator 2

## Intervale de încredere

Obiectivul acestui laborator este de a ilustra noțiunea de interval de încredere și a face o serie de exemple.

### 1 Ilustrarea intervalelor de încredere pentru o populație normală

Generarea intervalelor de încredere:

```
# cate panouri sa avem
p = 5

# nr de intervale de incredere per panou
n = 20

# talia esantionului
m = 50

# coeficient de incredere
alpha = 0.05

# media si sd populatia normala
mu = 3.5
sd = 1.5

lo3 <- hi3 <- lo2 <- hi2 <- lo <- hi <- vector("list", p)

for(i in 1:p) {
  dat = matrix(rnorm(n*m, mean = mu, sd = sd), ncol = m)

  # media si varianta esantionului
  me = apply(dat,1,mean)
  se = apply(dat,1,sd)

  # calcul intervale de incredere
  lo[[i]] = me - qnorm(1-alpha/2)*sd/sqrt(m)
  hi[[i]] = me + qnorm(1-alpha/2)*sd/sqrt(m)

  lo2[[i]] = me - qnorm(1-alpha/2)*se/sqrt(m)
  hi2[[i]] = me + qnorm(1-alpha/2)*se/sqrt(m)

  lo3[[i]] = me - qt(1-alpha/2, m-1)*se/sqrt(m)
  hi3[[i]] = me + qt(1-alpha/2, m-1)*se/sqrt(m)
}
```

Intervale de încredere atunci când  $\sigma$  este cunoscut:

```
r = range(unlist(c(lo,hi,lo2,hi2,lo3,hi3)))

par(mfrow=c(1,5), las=1, mar=c(5.1,2.1,6.1,2.1))
```

```
for(i in 1:p) {
  plot(0, 0, type="n",
       ylim = 0.5+c(0,n),
       xlim = r,
       ylab = "",
       xlab = "",
       yaxt = "n")

  abline(v = mu, lty=2, col="brown3", lwd=2)

  segments(lo[[i]], 1:n,
          hi[[i]], 1:n,
          lwd=2)

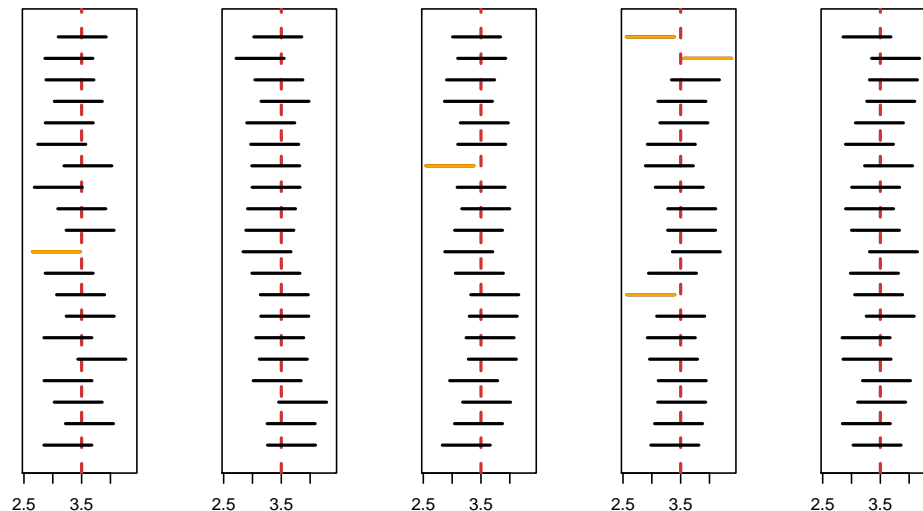
  o = (1:n)[lo[[i]] > 3.5 | hi[[i]] < 3.5]

  segments(lo[[i]][o], o,
          hi[[i]][o], o,
          lwd=2,col="orange")
}

par(mfrow=c(1,1))

mtext(expression(paste("100 intervale de încredere pentru ", mu)),
       side=3, cex=1.5, xpd=TRUE, line=4)
mtext(expression(paste("(",sigma," cunoscut)")), side=3, cex=1.3,
       xpd=TRUE,line=2.7)
```

### 100 intervale de încredere pentru $\mu$ ( $\sigma$ cunoscut)



Intervale de încredere **incorecte** atunci când  $\sigma$  nu este cunoscut:

```
par(mfrow=c(1,5), las=1, mar=c(5.1,2.1,6.1,2.1))
```

```
for(i in 1:p) {
  plot(0, 0,
       type="n",
       ylim=0.5+c(0,n),
       xlim=r,
       ylab="",
       xlab="",
       yaxt="n")

  abline(v = mu,lty = 2, col="brown3", lwd=2)

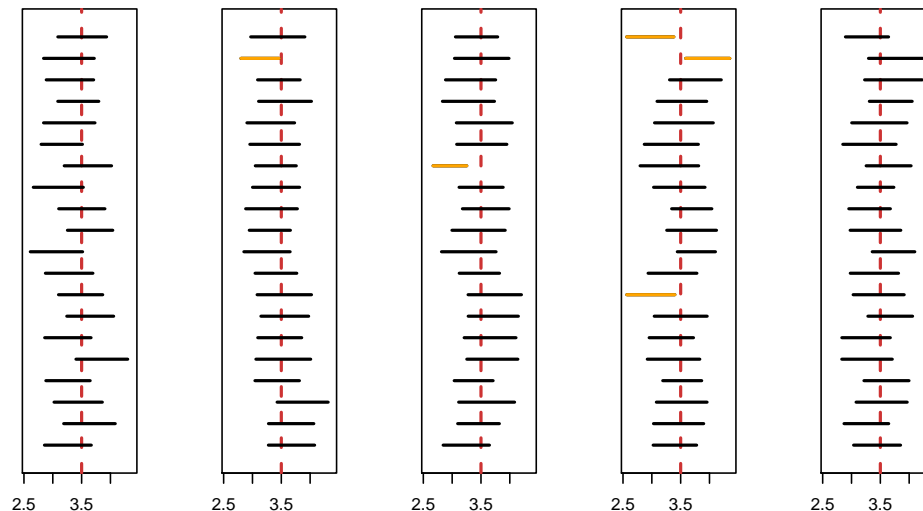
  segments(lo2[[i]], 1:n,
           hi2[[i]], 1:n,
           lwd=2)

  o = (1:n)[lo2[[i]] > 3.5 | hi2[[i]] < 3.5]

  segments(lo2[[i]][o],o,
           hi2[[i]][o],o,
           lwd=2, col="orange")
}

par(mfrow=c(1,1))
mtext(expression(paste("100 intervale de încredere incorecte pentru ", mu)),
       side=3, cex=1.5, xpd=TRUE, line=4)
mtext(expression(paste("(",sigma," necunoscut)")),
       side=3,cex=1.3,xpd=TRUE,line=2.7)
```

### 100 intervale de încredere incorecte pentru $\mu$ ( $\sigma$ necunoscut)

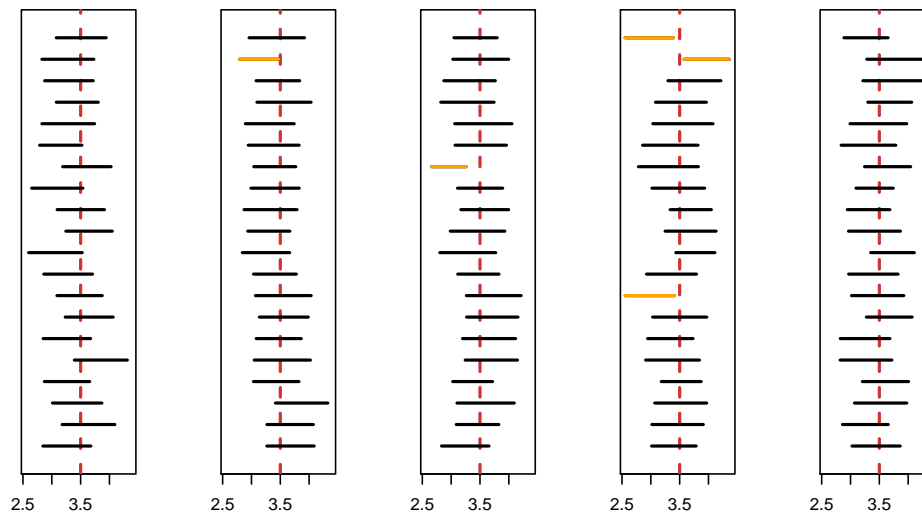


Intervale de încredere **corecte** atunci când  $\sigma$  nu este cunoscut:

```
par(mfrow=c(1,5), las=1, mar=c(5.1,2.1,6.1,2.1))
```

```
for(i in 1:p) {  
  plot(0,0,  
    type="n",  
    ylim=0.5+c(0,n),  
    xlim=r,  
    ylab="",  
    xlab="",  
    yaxt="n")  
  
  abline(v = mu, lty=2, col="brown3", lwd=2)  
  
  segments(lo3[[i]],1:n,  
    hi3[[i]],1:n,  
    lwd=2)  
  
  o = (1:n)[lo3[[i]] > 3.5 | hi3[[i]] < 3.5]  
  
  segments(lo3[[i]][o],o,  
    hi3[[i]][o],o,  
    lwd=2, col="orange")  
}  
par(mfrow=c(1,1))  
  
mtext(expression(paste("100 intervale de încredere pentru ", mu)),  
  side=3, cex=1.5, xpd=TRUE, line=4)  
  
mtext(expression(paste("(", sigma, " necunoscut)")),  
  side=3, cex=1.3, xpd=TRUE, line=2.7)
```

100 intervale de încredere pentru  $\mu$   
( $\sigma$  necunoscut)



## 2 Ilustrarea probabilității de acoperire

### 2.1 Intervale de încredere de tip Wald



Fie  $X_1, X_2, \dots, X_n$  un eșantion de talie  $n$  dintr-o populație Bernoulli de medie  $\theta$ . Determinați un interval de încredere asimptotic pentru  $\theta$  cu un coeficient de încredere  $1 - \alpha$ .

Ilustrați grafic *probabilitatea de acoperire*  $\mathbb{P}_\theta (IC^{1-\alpha}(\theta) \ni \theta)$  ca funcție de  $\theta$  pentru diferite valori ale lui  $n \in \{50, 100\}$  și  $\alpha = 0.05$ . Ce observați?

Știm că  $\hat{\theta}_n = \bar{X}_n$  este estimatorul de verosimilitate maximă pentru  $\theta$  și folosind proprietatea asimptotică a estimatorilor de verosimilitate maximă găsim că un interval de încredere asimptotic pentru  $\theta$  este (folosind o înlocuire de tip Wald)

$$IC^{1-\alpha}(\theta) = \bar{X}_n \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \sqrt{\frac{\bar{X}_n(1 - \bar{X}_n)}{n}}.$$

Probabilitatea de acoperire este:

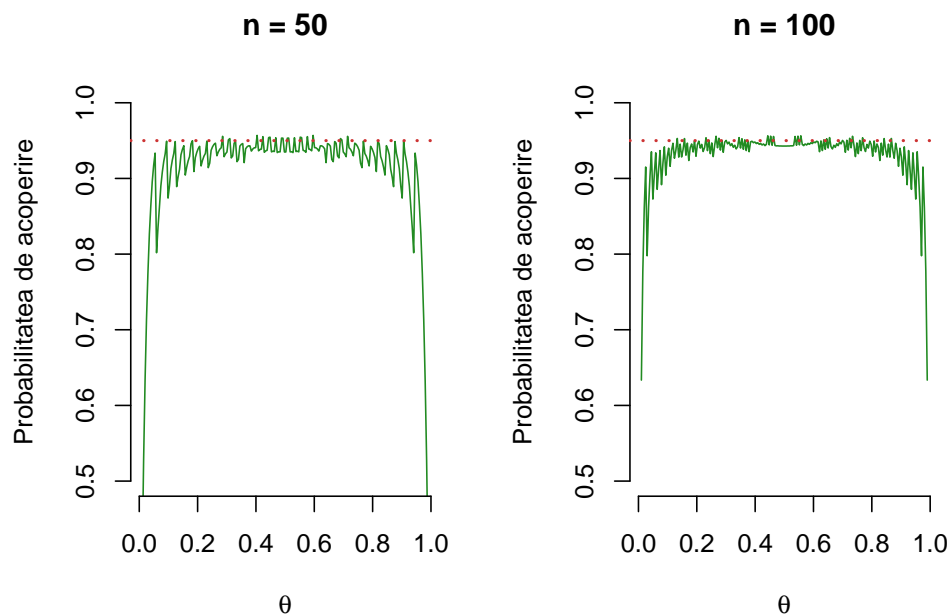
```
binom.wald.cvg = function(theta, n, alpha) {  
  z = qnorm(1 - alpha / 2)  
  
  f = function(p) {  
    t = 0:n  
  
    s = sqrt(t * (n - t) / n)  
    o = (t - z * s <= n * p & t + z * s >= n * p)  
  
    return(sum(o * dbinom(t, size = n, prob = p)))  
  }  
  
  out = sapply(theta, f)  
  return(out)  
}
```

```
# date intrare  
par(mfrow = c(1,2))  
  
n = 50  
alpha = 0.05  
  
theta = seq(0.01, 0.99, len=200)  
  
plot(theta, binom.wald.cvg(theta, n, alpha),  
      ylim=c(0.5, 1), type="l", lwd=1,  
      bty = "n",  
      col = "forestgreen",  
      main = paste0("n = ", n),  
      xlab = expression(theta),  
      ylab = "Probabilitatea de acoperire")  
  
abline(h = 1-alpha, lty=3, lwd=2,  
       col = "brown3")
```

```
# al doilea grafic
n = 100

plot(theta, binom.wald.cvg(theta, n, alpha),
     ylim=c(0.5, 1), type="l", lwd=1,
     bty = "n",
     col = "forestgreen",
     main = paste0("n = ", n),
     xlab = expression(theta),
     ylab = "Probabilitatea de acoperire")

abline(h = 1-alpha, lty=3, lwd=2,
       col = "brown3")
```



Observăm că probabilitatea de acoperire tinde să fie mai scăzută decât pragul  $1 - \alpha = 0.95$  ales pentru majoritatea valorilor lui  $\theta$ .



Fie  $X_1, X_2, \dots, X_n$  un eșantion de talie  $n$  dintr-o populație Exponențială de parametru  $\theta$ . Determinați un interval de încredere asimptotic pentru  $\theta$  cu un coeficient de încredere  $1 - \alpha$ .

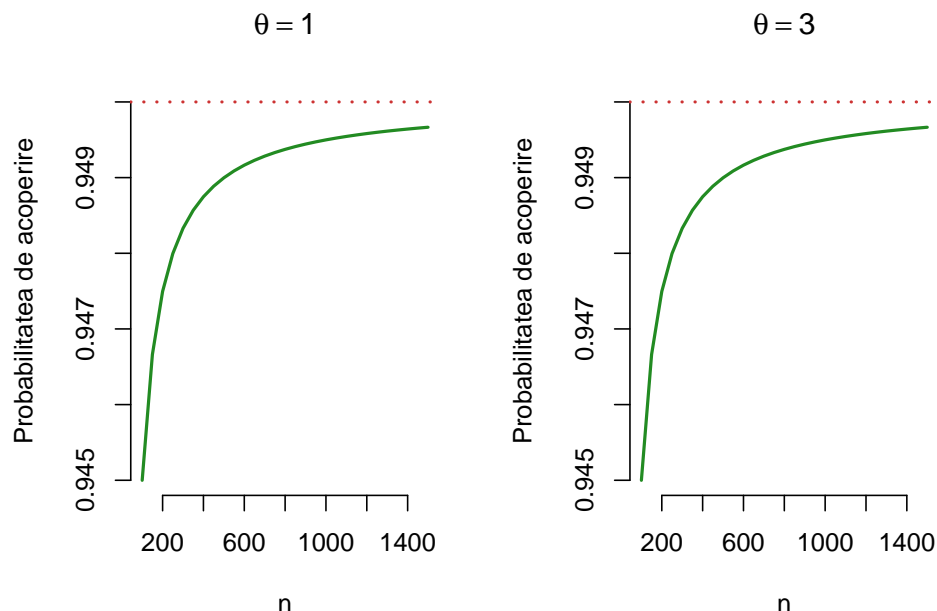
Ilustrați grafic *probabilitatea de acoperire*  $\mathbb{P}_\theta (IC^{1-\alpha}(\theta) \ni \theta)$  ca funcție de  $n$  pentru diferite valori ale lui  $\theta \in \{1, 3\}$  și  $\alpha = 0.05$ . Ce observați?

Știm că  $\hat{\theta}_n = \bar{X}_n$  este estimatorul de verosimilitate maximă pentru  $\theta$  și folosind proprietatea asimptotică a estimatorilor de verosimilitate maximă găsim că un interval de încredere asimptotic pentru  $\theta$  este (folosind o înlocuire de tip Wald)

$$IC^{1-\alpha}(\theta) = \bar{X}_n \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{\bar{X}_n}{\sqrt{n}}.$$

```
expo.wald.cvg = function(N, theta, alpha) {  
  z = qnorm(1 - alpha / 2)  
  
  f = function(n) {  
    f1 = 1 - pgamma(n * theta / (1 - z / sqrt(n)),  
                    shape=n, rate=1/theta)  
    f2 = pgamma(n * theta / (1 + z / sqrt(n)),  
                shape=n, rate=1/theta)  
    return(1 - f1 - f2)  
  }  
  
  out = sapply(N, f)  
  return(out)  
}
```

```
alpha = 0.05  
n = seq(100, 1500, by=50)  
  
par(mfrow = c(1,2))  
  
plot(n, expo.wald.cvg(n, 1, alpha),  
     ylim=c(0.945, 0.95), type="l", lwd=2,  
     bty = "n", col = "forestgreen",  
     main = TeX("$\\theta = 1$"),  
     xlab="n", ylab="Probabilitatea de acoperire")  
  
abline(h=1-alpha, lty=3, lwd=2,  
       col = "brown3")  
  
plot(n, expo.wald.cvg(n, 3, alpha),  
     ylim=c(0.945, 0.95), type="l", lwd=2,  
     bty = "n", col = "forestgreen",  
     main = TeX("$\\theta = 3$"),  
     xlab="n", ylab="Probabilitatea de acoperire")  
  
abline(h=1-alpha, lty=3, lwd=2,  
       col = "brown3")
```



## 2.2 Intervale de încredere folosind transformări stabilizatoare de varianță



Spune că o funcție  $g$  este stabilizatoare de varianță dacă verifică ecuația diferențială:

$$[g'(\theta)]^2 = c^2 I_1(\theta), \quad c > 0$$

unde  $I_1(\theta)$  este informația lui Fisher.



Fie  $X_1, X_2, \dots, X_n$  un eșantion de talie  $n$  dintr-o populație Bernoulli de medie  $\theta$ . Determinați o funcție stabilizatoare de varianță și găsiți un interval de încredere asimptotic pentru  $\theta$  cu un coeficient de încredere  $1 - \alpha$ .

Ilustrați grafic probabilitatea de acoperire  $\mathbb{P}_\theta (IC^{1-\alpha}(\theta) \ni \theta)$  ca funcție de  $\theta$  pentru diferite valori ale lui  $n \in \{50, 100\}$  și  $\alpha = 0.05$ . Ce observați acum?

Observăm că pentru  $g(\theta) = \arcsin \sqrt{\theta}$  avem

$$g'(\theta) = \frac{1}{2} \frac{1}{\sqrt{\theta(1-\theta)}}$$

deci

$$[g'(\theta)]^2 = \frac{1}{4} I_1(\theta)$$

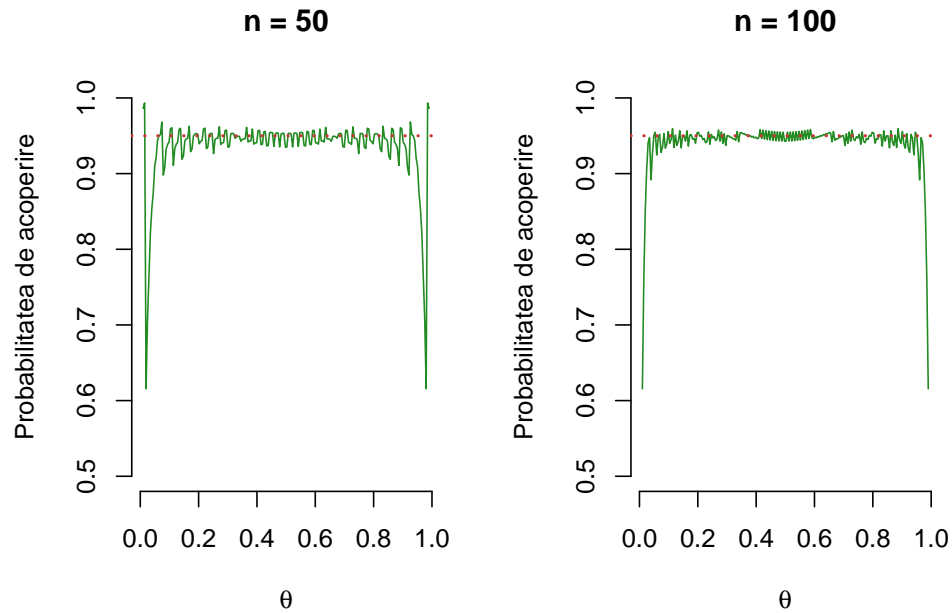
și găsim un interval de încredere de tipul



$$IC^{1-\alpha}(\theta) = \sin^2 \left( \arcsin \sqrt{\bar{X}_n} \pm z_{1-\frac{\alpha}{2}} \frac{1}{16n^2} \right)$$

```
binom.vst.cvg = function(theta, n, alpha) {  
  z = qnorm(1 - alpha / 2)  
  
  f = function(p) {  
    t = 0:n  
    a = asin(sqrt(t / n))  
    s = z / 2 / sqrt(n)  
  
    o = (a - s <= asin(sqrt(p)) & a + s >= asin(sqrt(p)))  
  
    return(sum(o * dbinom(t, size=n, prob=p)))  
  }  
  
  out = sapply(theta, f)  
  return(out)  
}
```

```
# date intrare  
par(mfrow = c(1,2))  
  
n = 50  
alpha = 0.05  
  
theta = seq(0.01, 0.99, len=200)  
  
plot(theta, binom.vst.cvg(theta, n, alpha),  
      ylim=c(0.5, 1), type="l", lwd=1,  
      bty = "n",  
      col = "forestgreen",  
      main = paste0("n = ", n),  
      xlab = expression(theta),  
      ylab = "Probabilitatea de acoperire")  
  
abline(h = 1-alpha, lty=3, lwd=2,  
       col = "brown3")  
  
# al doilea grafic  
n = 100  
  
plot(theta, binom.vst.cvg(theta, n, alpha),  
      ylim=c(0.5, 1), type="l", lwd=1,  
      bty = "n",  
      col = "forestgreen",  
      main = paste0("n = ", n),  
      xlab = expression(theta),  
      ylab = "Probabilitatea de acoperire")  
  
abline(h = 1-alpha, lty=3, lwd=2,  
       col = "brown3")
```



Observăm că probabilitatea de acoperire în acest caz este mai aproape de ținta de  $1 - \alpha = 0.95$  comparativ cu exemplul anterior.