

Piotr Zieleń

Zadanie na ocenę celującą

9 lipca 2022

1. Wstęp

Celem pracy jest symulacyjne porównanie testu Cochрана, dotyczącego jednorodności prawdopodobieństw sukcesu niezależnych zmiennych losowych z rozkładu dwumianowego, z innymi z zaproponowanych testów, w artykule „Park2019”.

W drugim rozdziale zaprezentuję problem, jakiego dotyczy praca. W trzeciej części przedstawię procedurę testowania jednorodności k zmiennych losowych z rozkładu Bernoulliego, dla klasycznej wersji testu Cochрана oraz moją implementację testu w pakiecie R. W rozdziale czwartym — procedurę testowania dla modyfikacji testu Cochрана wraz z implementacją. W rozdziale piątym — procedurę testowania dla nowego testu. Następnie w przedostatniej części pracy — symulacje, dla której porównam test Cochрана w jego klasycznej wersji, z modyfikacją testu Cochрана i nowym testem, a w ostatniej części — wnioski.

2. Problem

Problem sprowadza się do testowania jednorodności prawdopodobieństwa sukcesu dla k niezależnych zmiennych losowych z rozkładu dwumianowego ($X \sim \mathcal{B}(n, \pi)$). Liczba prób oraz prawdopodobieństwa sukcesu mogą być różne dla rozważanych zmiennych losowych.

Niech $X_i \sim \mathcal{B}(n_i, \pi_i)$, gdzie $1 \leq i \leq k$, wtedy hipoteza zerowa dla k niezależnych zmiennych losowych jest wyrażona następująco:

$$H_0 : \pi_1 = \pi_2 = \dots = \pi_k \equiv \pi \quad (1)$$

3. Test Cochрана

Statystyka testowa w teście Cochрана wyrażona jest wzorem:

$$T_s = \sum_{i=1}^k \frac{(X_i - n_i \hat{\pi})^2}{n_i \hat{\pi} (1 - \hat{\pi})}, \quad (2)$$

gdzie $\hat{\pi} = \frac{\sum_{i=1}^k X_i}{\sum_{i=1}^k n_i}$. Dla prawdziwej hipotezy zerowej, statystyka testowa T_s ma w przybliżeniu rozkład chi-kwadrat z $(k - 1)$ stopniami swobody. Hipotezę zerową H_0 odrzucamy wtedy, gdy $T_s > \chi_{1-\alpha, k-1}^2$, gdzie $\chi_{1-\alpha, k-1}^2$, to kwantyl rzędu $1 - \alpha$ rozkładu chi-kwadrat z $(k - 1)$ stopniami swobody. Autorzy artykułu zwrócili jeszcze uwagę, że gdy k jest stosunkowo duże, to statystykę $\frac{T_s - k}{\sqrt{2k}}$ można przybliżać rozkładem $\mathcal{N}(0, 1)$.

3.1. Implementacja w pakiecie R

Poniżej przedstawiłem swoją implementację testu klasycznej wersji testu Cochрана, w pakiecie R:

```
cochran_test <- function(Xi, ni, alfa=0.05){  
  k <- length(Xi)  
  pi_est <- sum(Xi)/sum(ni)  
  Ts <- sum((Xi-ni*pi_est)^2/(ni*pi_est*(1 - pi_est)))  
  Ts < qchisq(1-alfa, k-1)  
}
```

Funkcja `cochran_test` przyjmuje jako argumenty:

- `Xi` — wektor realizacji zmiennych losowych z rozkładu dwumianowego;
- `ni` — wektor ilości prób w wyżej wymienionych realizacjach zmiennych losowych (parametry n_i w zmiennych losowych $X_i \sim \mathcal{B}(n_i, \pi_i)$);
- `alfa` — poziom istotności (argument opcjonalny, domyślnie wartość 0.05)

4. Modyfikacja testu Cochрана

Statystyka testowa dana jest wzorem (2). Hipotezę zerową odrzucamy wtedy, gdy:

$$\frac{T_s - k}{\sqrt{\hat{\mathcal{B}}_{0k}}} > z_{1-\alpha}, \quad (3)$$

gdzie:

- $z_{1-\alpha}$ to kwantyl rzędu $1 - \alpha$, rozkładu standardowego normalnego;
- $\hat{\mathcal{B}}_{0k} = \sum_{i=1}^k \left(2 - \frac{6}{n_i} + \frac{1}{n_i \hat{\pi}(1-\hat{\pi})} \right)$;
- $\hat{\pi} = \frac{\sum_{i=1}^k n_i \hat{\pi}_i}{N}$
- $\hat{\pi}_i = \frac{\sum_{j=1}^k X_j}{\sum_{j=1}^k n_j}$
- $N = \sum_{i=1}^k n_i$

4.1. Implementacja w pakiecie R

Poniżej przedstawiłem swoją implementację testu Cochрана w wersji zmodyfikowanej, w pakiecie R:

```
modified_cochran <- function(Xi, ni, alfa=0.05){  
  k <- length(Xi)  
  pi_est <- sum(Xi)/sum(ni)  
  Ts <- (Xi-ni*pi_est)^2/(ni*pi_est*(1 - pi_est))  
  overline_pi <- 1/sum(ni)*sum(ni * pi_est)  
  B0k <- sum(2 - 6/ni + 1/(ni*overline_pi*(1-overline_pi)))  
  ETs <- mean(Ts)  
  VarTs <- var(Ts)  
  T0 <- (sum(Ts) - k)/sqrt(B0k)  
  T0 < qnorm(1-alfa)  
}
```

Funkcja `modified_cochran` przyjmuje dokładnie takie same argumenty jak funkcja `cochran_test` (opisane w pozrozdziale (3.1)).

5. Nowy test

W artykule został zaproponowany jeszcze nowy test w dwóch wersjach — oparty na dwóch różnych estymatorach. Hipotezę zerową dla tego testu odrzucamy, gdy:

$$T_{\text{new1}}(\text{lub } T_{\text{new2}}) > z_{1-\alpha} \quad (4)$$

gdzie $z_{1-\alpha}$ to kwantyl rzędu $1-\alpha$ rozkładu $\mathcal{N}(0, 1)$. Poniżej przedstawiłem w punktach obliczenia jakie należy wykonać, aby wyznaczyć statystyki T_{new1} i T_{new2} :

- $T_{\text{new1}} = \frac{T}{\sqrt{\hat{\mathcal{V}}_1}}, T_{\text{new2}} = \frac{T}{\sqrt{\hat{\mathcal{V}}_{1,*}}}$
- $\hat{\mathcal{V}}_1 = \sum_{i=1}^k \sum_{l=1}^4 a_{li} \hat{\eta}_{li}$, gdzie $\hat{\eta}_{li} = \frac{n_i^l}{\prod_{j=0}^{l-1} (n_i - j)} \prod_{j=0}^{l-1} \left(\hat{\pi}_i - \frac{j}{n_i} \right)$ dla $l = 1, 2, 3, 4$ oraz $a_{1i} = \mathcal{A}_{2i}$, $a_{2i} = \mathcal{A}_{1i} - \mathcal{A}_{2i}$, $a_{3i} = -2\mathcal{A}_{1i}$, $a_{4i} = \mathcal{A}_{1i}$
- $\hat{\mathcal{V}}_{1,*} = \sum_{i=1}^k \sum_{l=1}^4 a_{li} \hat{\eta}_l$, gdzie $\hat{\eta}_l = \frac{N^l}{\prod_{j=0}^{l-1} (N - j)} \prod_{j=0}^{l-1} \left(\hat{\pi} - \frac{j}{N} \right)$ dla $l = 1, 2, 3, 4$ oraz a_{li} jak wyżej
- $T = \sum_{i=1}^k n_i (\hat{\pi}_i - \hat{\pi})^2 - \sum_{i=1}^k d_i \hat{\pi}_i (1 - \hat{\pi}_i)$
- $d_i = \frac{n_i c_i}{n_i - 1}$
- $c_i = \left(1 - \frac{n_i}{N} \right)$

5.1. Implementacja testu T_{new2} w pakiecie R

```
c_i <- function(ni, index){
  1 - ni[index]/sum(ni)
}

d_i <- function(ni, index){
  (ni[index]*c_i(ni, index))/(ni[index] - 1)
}

hat_pi_i <- function(data, ni, index){
  data[index]/ni[index]
}

hat_overline_pi2 <- function(data, ni){
  hat_pi <- data/ni
  sum(ni * hat_pi)/sum(ni)
}

T <- function(data, ni){
  len <- 1:length(data)
  sum(ni * (hat_pi_i(data, ni, len) -
    hat_overline_pi2(data, ni))^2) -
  sum(d_i(ni, len) * hat_pi_i(data, ni, len) *
    (rep(1, length(data)) - hat_pi_i(data, ni, len)))
}

A_1i <- function(ni, index){
  2 - 6/ni[index] - d_i(ni, index)^2/ni[index] +
```

```

      (8*di(ni, index)^2)/ni[index]^2 - (6*di(ni, index)^2)/ni[index]^3 +
      12*di(ni, index)*(ni[index] - 1)/ni[index]^2
    }

di <- function(ni, index){
  ni[index]/(ni[index] - 1) * (1 - ni[index]/sum(ni))
}

A_2i <- function(ni, index){
  ni[index]/sum(ni)^2
}

a_li <- function(l, ni, index){
  if (l==1){
    A_2i(ni, index)
  } else if (l==2){
    A_1i(ni, index) - A_2i(ni, index)
  } else if (l==3){
    -2*A_1i(ni, index)
  } else if (l==4){
    A_1i(ni, index)
  }
}

eta2 <- function(data, ni, l){
  N <- sum(ni)
  hat_pi <- 1/N * sum(ni * hat_pi_i(data, ni, 1:length(data)))
  N^l/(prod(rep(N, l) - 0:(l-1))) * prod(rep(hat_pi, l) - 0:(l-1)/N)
}

V1_gwiazdka <- function(data, ni){
  k <- length(data)
  suma1 <- 0
  sum(sapply(1:k, function(i){
    sum(sapply(1:4, function(j){
      a_li(j, ni, i) * eta2(data, ni, j)
    })))
  })))
}

T_new2 <- function(data, ni){
  T(data, ni)/sqrt(V1_gwiazdka(data, ni)) < qnorm(0.95)
}

```

6. Symulacje

W tym rozdziale przedstawię przeprowadzone symulacje. Przeprowadziłem wszystkie dziesięć symulacji z artykułu dla testu Cochrańa, jego zmodyfikowanej wersji i testu T_{new2} dla 10^4 po-

wtórzeń. Kod do symulacji przedstawiłem tylko w przypadku pierwszej symulacji. W kolejnych przypadkach kody wyglądały analogicznie.

6.1. Setup 1

$\pi_i = 0.001$ dla $1 \leq i \leq k$, $\pi_k = 0.001 + \delta$, $k=8$

$n_8 = 20(2, 2^2, 2^3, 2^4, 2^5, 2^6, 2^7, 2^8)$:

```
n8 <- 20*c(2, 2^2, 2^3, 2^4, 2^5, 2^6, 2^7, 2^8)
result_cochran <- c()
result_mod_cochran <- c()
result_tnew2 <- c()
for (j in 1:10){
  Y <- NA
  while (is.na(mean(Y))){
    Y <- sapply(1:10000, function(...){
      pi <- c(0.001, 0.001, 0.001, 0.001,
              0.001, 0.001, 0.001, 0.001 * j)
      random_variables <- c()
      for (i in 1:8){
        random_variables <- c(random_variables,
                              rbinom(1, n8[i], pi[i]))
      }
      c(cochran_test(random_variables, n8),
        modified_cochran(random_variables, n8),
        T_new2(random_variables, n8))
    })
  }
  result_cochran <- c(result_cochran, 1 - mean(Y[1,]))
  result_mod_cochran <- c(result_mod_cochran, 1 - mean(Y[2,]))
  result_tnew2 <- c(result_tnew2, 1 - mean(Y[3,]))
}

df <- data.frame(seq(0.000, 0.009, by=0.001),
result_cochran, result_mod_cochran, result_tnew2)
colnames(df) <- c("delta", "Test Cochрана", "Zmodyfikowany test Cochрана",
"Test Tnew2")
df
```

| ## | delta | Test Cochрана | Zmodyfikowany test Cochрана | Test Tnew2 |
|-------|-------|---------------|-----------------------------|------------|
| ## 1 | 0.000 | 0.1159 | 0.0568 | 0.0363 |
| ## 2 | 0.001 | 0.0684 | 0.0310 | 0.0759 |
| ## 3 | 0.002 | 0.1184 | 0.0362 | 0.3168 |
| ## 4 | 0.003 | 0.3298 | 0.1429 | 0.6441 |
| ## 5 | 0.004 | 0.6236 | 0.3962 | 0.8617 |
| ## 6 | 0.005 | 0.8409 | 0.6823 | 0.9627 |
| ## 7 | 0.006 | 0.9492 | 0.8793 | 0.9925 |
| ## 8 | 0.007 | 0.9873 | 0.9621 | 0.9982 |
| ## 9 | 0.008 | 0.9988 | 0.9924 | 0.9999 |
| ## 10 | 0.009 | 0.9991 | 0.9980 | 0.9998 |

6.2. Setup 2

(w tym przypadku, w porównaniu do artykułu, zrobiłem mały wyjątek — δ zwiększam o 0.001, zamiast o 0.01)

$\pi_i = 0.001 + \delta$, dla $k = 1$, $\pi_i = 0.001$, dla $2 \leq i \leq k$, dla $k = 8$ i \mathbf{n}_8 — tak jak w (6.1):

| ## | delta | Test Cochran | Zmodyfikowany test Cochran | Test Tnew2 |
|-------|-------|--------------|----------------------------|------------|
| ## 1 | 0.000 | 0.1134 | 0.0532 | 0.0355 |
| ## 2 | 0.001 | 0.1460 | 0.0839 | 0.0389 |
| ## 3 | 0.002 | 0.1762 | 0.1154 | 0.0426 |
| ## 4 | 0.003 | 0.2143 | 0.1409 | 0.0456 |
| ## 5 | 0.004 | 0.2480 | 0.1802 | 0.0521 |
| ## 6 | 0.005 | 0.2671 | 0.2035 | 0.0596 |
| ## 7 | 0.006 | 0.3066 | 0.2192 | 0.0675 |
| ## 8 | 0.007 | 0.3317 | 0.2616 | 0.0715 |
| ## 9 | 0.008 | 0.3548 | 0.2792 | 0.0771 |
| ## 10 | 0.009 | 0.3909 | 0.3030 | 0.0955 |

6.3. Setup 3

$\pi_1 = 0.001 + \delta$ i $\pi_i = 0.001$ dla $2 \leq i \leq 8$, $k = 8$, $n_i = 2560$ dla $1 \leq i \leq 8$:

| ## | delta | Test Cochran | Zmodyfikowany test Cochran | Test Tnew2 |
|-------|--------|--------------|----------------------------|------------|
| ## 1 | 0.0000 | 0.0444 | 0.0288 | 0.0551 |
| ## 2 | 0.0005 | 0.0638 | 0.0456 | 0.0820 |
| ## 3 | 0.0010 | 0.1372 | 0.1099 | 0.1558 |
| ## 4 | 0.0015 | 0.2449 | 0.2087 | 0.2817 |
| ## 5 | 0.0020 | 0.4004 | 0.3537 | 0.4316 |
| ## 6 | 0.0025 | 0.5599 | 0.5145 | 0.5856 |
| ## 7 | 0.0030 | 0.6896 | 0.6474 | 0.7123 |
| ## 8 | 0.0035 | 0.7900 | 0.7634 | 0.8180 |
| ## 9 | 0.0040 | 0.8741 | 0.8482 | 0.8867 |
| ## 10 | 0.0045 | 0.9259 | 0.9143 | 0.9342 |

6.4. Setup 4

$\pi_i = 0.001$ dla $1 \leq i \leq k - 1$ and $\pi_k = 0.001 + \delta$, dla $k = 40$

$\mathbf{n}_{40} = 20(\mathbf{n}_1^*, \mathbf{n}_2^*, \mathbf{n}_3^*, \mathbf{n}_4^*, \mathbf{n}_5^*, \mathbf{n}_6^*, \mathbf{n}_7^*, \mathbf{n}_8^*)$, gdzie $\mathbf{n}_m^* = (2^m, 2^m, 2^m, 2^m, 2^m)$ to 5-wymiarowy wektor

| ## | delta | Test Cochran | Zmodyfikowany test Cochran | Test Tnew2 |
|-------|-------|--------------|----------------------------|------------|
| ## 1 | 0.000 | 0.1473 | 0.0546 | 0.0510 |
| ## 2 | 0.001 | 0.1601 | 0.0531 | 0.1212 |
| ## 3 | 0.002 | 0.3282 | 0.1301 | 0.4551 |
| ## 4 | 0.003 | 0.6297 | 0.3830 | 0.8043 |
| ## 5 | 0.004 | 0.8712 | 0.7119 | 0.9631 |
| ## 6 | 0.005 | 0.9755 | 0.9155 | 0.9947 |
| ## 7 | 0.006 | 0.9959 | 0.9827 | 0.9992 |
| ## 8 | 0.007 | 0.9994 | 0.9973 | 0.9999 |
| ## 9 | 0.008 | 1.0000 | 0.9999 | 1.0000 |
| ## 10 | 0.009 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 |

6.5. Setup 5

$\pi_i = 0.001 + \delta$, dla $i = 1$ i $\pi_i = 0.001$ dla $2 \leq i \leq k$ dla $k = 40$ i \mathbf{n}_{40} — tak jak w (6.4):

| ## | delta | Test Cochрана | Zmodyfikowany test Cochрана | Test Tnew2 |
|-------|-------|---------------|-----------------------------|------------|
| ## 1 | 0.000 | 0.1571 | 0.0526 | 0.0513 |
| ## 2 | 0.001 | 0.1715 | 0.0630 | 0.0557 |
| ## 3 | 0.002 | 0.1839 | 0.0666 | 0.0559 |
| ## 4 | 0.003 | 0.2060 | 0.0778 | 0.0595 |
| ## 5 | 0.004 | 0.2185 | 0.0887 | 0.0677 |
| ## 6 | 0.005 | 0.2392 | 0.1020 | 0.0729 |
| ## 7 | 0.006 | 0.2559 | 0.1111 | 0.0775 |
| ## 8 | 0.007 | 0.2799 | 0.1245 | 0.0872 |
| ## 9 | 0.008 | 0.2889 | 0.1388 | 0.0959 |
| ## 10 | 0.009 | 0.3046 | 0.1547 | 0.1068 |

6.6. Setup 6

$\pi_i = 0.001 + \delta$, dla $k = 1$ i $\pi_i = 0.001$ dla $2 \leq i \leq k$ dla $k = 40$ i $n_i = 2560$ dla $1 \leq i \leq k$:

| ## | delta | Test Cochрана | Zmodyfikowany test Cochрана | Test Tnew2 |
|------|-------|---------------|-----------------------------|------------|
| ## 1 | 0.000 | 0.0486 | 0.0365 | 0.0616 |
| ## 2 | 0.001 | 0.0923 | 0.0766 | 0.1111 |
| ## 3 | 0.002 | 0.2767 | 0.2525 | 0.2928 |
| ## 4 | 0.003 | 0.5510 | 0.5068 | 0.5717 |
| ## 5 | 0.004 | 0.7634 | 0.7518 | 0.7860 |
| ## 6 | 0.005 | 0.9089 | 0.8984 | 0.9208 |
| ## 7 | 0.006 | 0.9667 | 0.9601 | 0.9727 |

6.7. Setup 7

$\pi_i = 0.001(1 + \epsilon_i)$, $k = 40$, $n_i = 2560$ dla $1 \leq i \leq 40$, gdzie ϵ_i jest równomiernie rozłożony na odcinku $[-\delta, \delta]$:

| ## | delta | Test Cochрана | Zmodyfikowany test Cochрана | Test Tnew2 |
|------|-------|---------------|-----------------------------|------------|
| ## 1 | 0.00 | 0.0471 | 0.0391 | 0.0594 |
| ## 2 | 0.25 | 0.0841 | 0.0660 | 0.0999 |
| ## 3 | 0.50 | 0.2425 | 0.2066 | 0.2692 |
| ## 4 | 0.75 | 0.6094 | 0.5624 | 0.6336 |
| ## 5 | 1.00 | 0.9330 | 0.9150 | 0.9421 |

6.8. Setup 8

$\pi_i = 0.01(1 + \epsilon_i)$, $k = 40$ i \mathbf{n}_{40} — jak w (6.4) oraz ϵ_i jest równomiernie rozłożony na odcinku $[-\delta, \delta]$:

| ## | delta | Test Cochрана | Zmodyfikowany test Cochрана | Test Tnew2 |
|------|-------|---------------|-----------------------------|------------|
| ## 1 | 0.00 | 0.0704 | 0.0492 | 0.0599 |
| ## 2 | 0.25 | 0.0263 | 0.0174 | 0.0889 |
| ## 3 | 0.50 | 0.0611 | 0.0417 | 0.3415 |
| ## 4 | 0.75 | 0.2787 | 0.2329 | 0.7924 |
| ## 5 | 1.00 | 0.7240 | 0.6662 | 0.9842 |

6.9. Setup 9

$\pi_i = 0.01(1 + \epsilon_i)$, $k = 2000$, $n_i = 100$ dla $1 \leq i \leq 2000$, gdzie ϵ_i jest równomiernie rozłożony na odcinku $[-\delta, \delta]$:

| ## | delta | Test Cochрана | Zmodyfikowany test Cochрана | Test Tnew2 |
|------|-------|---------------|-----------------------------|------------|
| ## 1 | 0.0 | 0.0474 | 0.0220 | 0.0538 |
| ## 2 | 0.2 | 0.1084 | 0.0569 | 0.1160 |
| ## 3 | 0.4 | 0.5039 | 0.3755 | 0.5031 |
| ## 4 | 0.6 | 0.9716 | 0.9453 | 0.9709 |
| ## 5 | 0.8 | 1.0000 | 1.0000 | 1.0000 |

6.10. Setup 10

$\pi_i = 0.01(1 + \epsilon_i)$, $k = 2000$, $\mathbf{n} = (\mathbf{n}_{1,250}, \mathbf{n}_{2,250}, \dots, \mathbf{n}_{8,250})$, gdzie $\mathbf{n}_{m,250} = (2^m, 2^m, \dots, 2^m)$ jest 250-cio wymiarowym wektorem, ϵ_i jest równomiernie rozłożony na odcinku $[-\delta, \delta]$

| ## | delta | Test Cochрана | Zmodyfikowany test Cochрана | Test Tnew2 |
|------|-------|---------------|-----------------------------|------------|
| ## 1 | 0.0 | 0.2458 | 0.0503 | 0.0433 |
| ## 2 | 0.2 | 0.0100 | 0.0006 | 0.0281 |
| ## 3 | 0.4 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0276 |
| ## 4 | 0.6 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0407 |
| ## 5 | 0.8 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0871 |
| ## 6 | 1.0 | 0.0000 | 0.0000 | 0.2036 |

7. Wnioski

Celem pracy było symulacyjne porównanie testu Cochрана, sprawdzającego jednorodność prawdopodobieństw sukcesu n niezależnych zmiennych losowych z rozkładu dwumianowego. Liczba prób dla zmiennych losowych (n w $\mathcal{B}(n, \pi)$) może być różna. W pracy skupiłem się na symulacyjnym porównaniu testu Cochрана z jego zmodyfikowaną wersją i jednym z nowych testów. W tym celu zaimplementowałem testy opracowane w artykule i przeprowadziłem 10 symulacji z artykułu (uzyskane wartości są wyznaczone na podstawie symulacji Monte-Carlo, na podstawie 10^4 powtórzeń).

Symulacje pokazały, jak różnie reagują rozważane testy, na zmieniające się parametry. Pierwszy wiersz, w każdej przeprowadzonej symulacji opisuje prawdopodobieństwo popełnienia błędu pierwszego rodzaju — czyli prawdopodobieństwo odrzucenia hipotezy zerowej, gdy jest ona prawdziwa. Wartość ta powinna wskazywać liczbę w przybliżeniu 0.05, ponieważ wykonywane testy były robione na poziomie istotności $\alpha = 0.05$. Na podstawie przeprowadzonych symulacji, nie można jednoznacznie stwierdzić, który z testów jest najlepszy, każdy ma w zależności od rozważanych sytuacji swoje „mocniejsze” i „słabsze” strony.