

# Weryfikacja hipotez statystycznych w badaniach rynku

dr Marcin Szymkowiak

Wydział Informatyki i Gospodarki Elektronicznej  
Uniwersytet Ekonomiczny w Poznaniu

## Weryfikacja hipotez statystycznych w badaniach rynku

### Weryfikacja hipotez statystycznych w badaniach rynku

- Test t-Studenta dla jednej średniej
- Test t-Studenta dla dwóch średnich (zmiennie niepowiązane)
- Test Cochran-Coxa
- Test t-Studenta dla dwóch średnich (zmiennie powiązane)
- Test Kruskala-Wallis
- Test U Manna-Whitneya
- Test Kołmogorowa-Smirnowa
- Test zgodności  $\chi^2$
- Test  $\lambda$ -Kołmogorowa
- Test serii na losowość próby

## Test t-Studenta dla jednej średniej

## Test t-Studenta dla jednej średniej

Testujemy następujący układ hipotez statystycznych:

$$H_0 : m = m_0$$

$$H_0 : m = m_0$$

$$H_0 : m = m_0$$

$$H_1 : m \neq m_0$$

$$H_1 : m > m_0$$

$$H_1 : m < m_0$$

Statystyka testowa jest postaci:

$$t = \frac{\bar{x} - m_0}{s} \sqrt{n} \sim t_{n-1} \quad (1)$$

Obszar krytyczny wyznaczamy w zależności od postaci hipotezy alternatywnej  $H_1$ , ustalonego poziomu istotności  $\alpha$  i  $n - 1$  stopni swobody.

W przypadku, gdy korzystamy z programów statystycznych decyzję o odrzuceniu hipotezy zerowej podejmujemy w oparciu o p-value. Jeżeli  $\alpha \geq p$  to odrzucamy hipotezę zerową na korzyść hipotezy alternatywnej. Natomiast gdy  $\alpha < p$  to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

## Test t-Studenta dla dwóch średnich (zmiennie niepowiązane)

## Test t-Studenta dla dwóch średnich (zmiennie niepowiązane)

Testujemy następujący układ hipotez statystycznych:

$$H_0 : m_1 = m_2$$

$$H_0 : m_1 = m_2$$

$$H_0 : m_1 = m_2$$

$$H_1 : m_1 \neq m_2$$

$$H_1 : m_1 > m_2$$

$$H_1 : m_1 < m_2$$

Statystyka testowa jest postaci:

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{(n_1-1)s_1^2 + (n_2-1)s_2^2}{n_1+n_2-2} \left( \frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2} \right)}} \sim t_{n_1+n_2-2} \quad (2)$$

Obszar krytyczny wyznaczamy w zależności od postaci hipotezy alternatywnej  $H_1$ , ustalonego poziomu istotności  $\alpha$  i  $n_1 + n_2 - 2$  stopni swobody.

W przypadku, gdy korzystamy z programów statystycznych decyzję o odrzuceniu hipotezy zerowej podejmujemy w oparciu o p-value. Jeżeli  $\alpha \geq p$  to odrzucamy hipotezę zerową na korzyść hipotezy alternatywnej. Natomiast gdy  $\alpha < p$  to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

**Uwaga.** W teście tym zakładamy jednorodność wariancji cechy w obydwu populacjach. W przypadku gdy nie można założyć jednorodności wariancji, należy posłużyć się alternatywnym testem Cochran-Coxa.

## Test Cochрана-Coxa

## Test Cochрана-Coxa

Testujemy następujący układ hipotez statystycznych:

$$H_0 : m_1 = m_2$$

$$H_0 : m_1 = m_2$$

$$H_0 : m_1 = m_2$$

$$H_1 : m_1 \neq m_2$$

$$H_1 : m_1 > m_2$$

$$H_1 : m_1 < m_2$$

Jeśli nie można przyjąć założenia o nieznanach, ale jednakowych wariancjach, wówczas statystykę t-Studenta można określić poniższym wzorem, przy czym bardziej skomplikowane jest wówczas określenie liczby stopni swobody:

$$t = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}}}, \quad df = v = \frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1} + \frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{\frac{\left(\frac{s_1^2}{n_1}\right)^2}{n_1 - 1} + \frac{\left(\frac{s_2^2}{n_2}\right)^2}{n_2 - 1}}. \quad (3)$$

Obszar krytyczny wyznaczamy w zależności od postaci hipotezy alternatywnej  $H_1$ , ustalonego poziomu istotności  $\alpha$  i  $v$  stopni swobody.

W przypadku, gdy korzystamy z programów statystycznych decyzję o odrzuceniu hipotezy zerowej podejmujemy w oparciu o p-value. Jeżeli  $\alpha \geq p$  to odrzucamy hipotezę zerową na korzyść hipotezy alternatywnej. Natomiast gdy  $\alpha < p$  to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

## Test t-Studenta dla dwóch średnich (zmiennie powiązane)

## Test t-Studenta dla dwóch średnich (zmiennie powiązane)

Testujemy następujący układ hipotez statystycznych:

$$H_0 : m_1 = m_2$$

$$H_0 : m_1 = m_2$$

$$H_0 : m_1 = m_2$$

$$H_1 : m_1 \neq m_2$$

$$H_1 : m_1 > m_2$$

$$H_1 : m_1 < m_2$$

Założmy przy tym, że wyniki obserwacji pochodzą z dwóch populacji i są w jakiś sposób powiązane ze sobą (zestawione w pary). Dla każdego elementu próby losowej mamy parę liczb  $x_i$  oraz  $y_i$ , a także ich różnicę  $d_i = x_i - y_i$ . Zakładamy, że populacja różnic ma rozkład normalny. Statystyka testowa jest postaci:

$$t = \frac{\bar{d}}{s_d} \sqrt{n} \sim n - 1, \quad (4)$$

gdzie  $\bar{d}$ ,  $s_d$  oznaczają średnią i odchylenie standardowe różnic  $d_i$ .

Obszar krytyczny wyznaczamy w zależności od postaci hipotezy alternatywnej  $H_1$ , ustalonego poziomu istotności  $\alpha$  i  $n - 1$  stopni swobody.

W przypadku, gdy korzystamy z programów statystycznych decyzję o odrzuceniu hipotezy zerowej podejmujemy w oparciu o p-value. Jeżeli  $\alpha \geq p$  to odrzucamy hipotezę zerową na korzyść hipotezy alternatywnej. Natomiast gdy  $\alpha < p$  to nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej.

## Test Kruskala-Wallisa

## Test Kruskala-Wallisa

Test Kruskala-Wallisa jest nieparametrycznym odpowiednikiem jednoczynnikowej analizy wariancji. Załóżmy, że danych jest  $k$ -populacji, w których badana cecha ma rozkład typu ciągłego. Niech  $F_1(x), \dots, F_k(x)$  oznaczać dystrybuanty zmiennych w rozpatrywanych populacjach. Z populacji tych losujemy po  $n_i$  elementów do prób. Testujemy następujący układ hipotez statystycznych:

$$H_0 : F_1(x) = \dots, F_k(x), \quad H_1 : F_i(x) \neq F_j(x), \quad i \neq j.$$

Statystyka testowa jest postaci

$$H = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^k \frac{T_i^2}{n_i} - 3(n+1), \quad (5)$$

gdzie  $n = n_1 + \dots + n_k$ , a  $T_i$  oznacza sumę rang w każdej próbie oddzielnie. Statystyka ta ma asymptotyczny rozkład  $\chi^2$  o  $k-1$  stopniach swobody. Wzór ten jednak nie bierze pod uwagę rang wiązanych. W przypadku wystąpienia rang wiązanych należy wprowadzić poprawkę, która polega na podzieleniu statystyki  $H$  przez wartość poprawki  $P$  określonej w następujący sposób:

$$P = 1 - \frac{\sum (l^3 - l)}{n^3 - n}, \quad (6)$$

gdzie  $l$  jest liczbą pomiarów mających tę samą rangę wiązaną, sumowanie zaś odbywa się po wszystkich grupach rang wiązanych.

## Test U Manna-Whitneya

## Test U Manna-Whitneya

Test U Manna-Whitneya jest nieparametryczną alternatywą dla testu t-Studenta dla prób niezależnych. W teście tym weryfikujemy hipotezę zerową, że dwie losowo wybrane próby pochodzą z tej samej populacji, przy czym zakłada się, że badana cecha jest mierzona przynajmniej na skali porządkowej. Sposób postępowania w teście U Manna-Whitneya jest następujący:

- porządkujemy rosnąco wartości obydwu prób,
- przyporządkowujemy poszczególnym wartościom w uporządkowanym zbiorze danych rangi tzn. kolejne liczby naturalne (w przypadku wystąpienia tych samych wartości nadajemy tzw. rangi wiązane – średnią arytmetyczną z rang jakie należałoby przypisać).

Testujemy następujący układ hipotez statystycznych:

$$H_0 : F_1(x) = F_2(x), \quad H_1 : F_1(x) \neq F_2(x).$$

Statystyka testowa jest postaci

$$U = n_1 n_2 + \frac{n_1 (n_1 + 1)}{2} - R_1, \quad (7)$$

gdzie  $n_1, n_2$  oznaczają liczebności prób pobranych odpowiednio z pierwszej i drugiej populacji, a  $R_1$  oznacza sumę rang przyznanych wartościom pierwszej próby. Ze względu na skomplikowany rozkład tej statystyki odpowiednie wartości krytyczne zostały zawarte w specjalnych tablicach.



## Test Kołmogorowa-Smirnowa

## Test Kołmogorowa-Smirnowa

Test ten stosujemy do weryfikacji hipotezy, że rozkłady tej samej zmiennej w dwóch populacjach są takie same. Badana zmienna musi być zmienną ciągłą. Stawiamy hipotezę zerową i alternatywną:

$$H_0 : F_1(x) = F_2(x), \quad H_1 : F_1(x) \neq F_2(x).$$

Statystyka testowa jest postaci

$$\lambda = D^* \sqrt{n}, \quad (8)$$

gdzie:

$$D^* = \sup |F_1^{emp}(x) - F_2^{emp}(x)|, \quad (9)$$

a  $\sup$  oznacza kres górny różnicy dystrybuant empirycznych w próbach, przy czym:

$$F_1^{emp}(x) = \frac{cumf_1}{n_1}, \quad F_2^{emp}(x) = \frac{cumf_2}{n_2}, \quad n = \frac{n_1 \cdot n_2}{n_1 + n_2}. \quad (10)$$

Statystyka  $\lambda$  przy założeniu prawdziwości  $H_0$  ma asymptotyczny rozkład  $\lambda$ -Kołmogorowa. Wartość krytyczną testu odczytujemy więc z tablic tego rozkładu tak, aby spełniony był warunek:  $P(\lambda > \lambda_\alpha) = \alpha$ . W praktyce oznacza to, że  $F(\lambda_\alpha) = 1 - \alpha$ . Jeśli okaże się, że  $\lambda \geq \lambda_\alpha$  to  $H_0$  odrzucamy na korzyść  $H_1$ , jeśli zaś  $\lambda < \lambda_\alpha$  to stwierdzamy, że nie ma podstaw do odrzucenia  $H_0$ .

Test zgodności  $\chi^2$ Test zgodności  $\chi^2$ 

Test zgodności chi-kwadrat ( $\chi^2$ ) stosujemy weryfikując hipotezę zerową o zgodności rozkładu badanej cechy w populacji generalnej z określonym rozkładem teoretycznym (na przykład Poissona, dwumianowym, równomiernym, normalnym). W teście tym hipoteza zerowa i hipoteza alternatywna mają postać:

$$H_0 : F(x) = F_0(x), \quad H_1 : F(x) \neq F_0(x).$$

Zakładamy tu, że badana zmienna w populacji generalnej ma rozkład o nieznanym dystrybuancie  $F(x)$ , natomiast rozkład hipotetyczny może być zarówno typu ciągłego jak i skokowego. Podstawą konstrukcji miary zgodności rozkładu empirycznego z hipotetycznym jest różnica między liczebnościami zaobserwowanymi w próbie (empirycznymi, oznaczanymi symbolem  $n_i$ ) a teoretycznymi oznaczanymi jako  $np_i$ . Do oceny tej zgodności służy statystyka  $\chi^2$ , którą liczymy według wzoru:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^r \frac{(n_i - np_i)^2}{np_i}, \quad (11)$$

Statystyka ta, przy założeniu prawdziwości hipotezy zerowej, ma rozkład  $\chi^2$  o  $r - k - 1$  stopniach swobody ( $k$  jest liczbą parametrów postulowanego rozkładu szacowanych w oparciu o próbę,  $r$  jest natomiast liczbą wariantów bądź przedziałów klasowych). Konstruujemy w tym teście prawostronny obszar krytyczny tak, by spełniona była relacja  $P(\chi^2 \geq \chi^2_{\alpha}) = \alpha$ . Hipotezę zerową odrzucamy, gdy  $\chi^2 \geq \chi^2_{\alpha}$ .

## Test $\lambda$ -Kołmogorowa

### Test $\lambda$ -Kołmogorowa

Test  $\lambda$ -Kołmogorowa służy do sprawdzania czy rozkład cechy w populacji jest zgodny z pewnym z góry założonym rozkładem teoretycznym. Często jest wykorzystywany do sprawdzania, czy rozkład badanej cechy jest normalny. W teście tym hipoteza zerowa i hipoteza alternatywna mają postać:

$$H_0 : F(x) = F_0(x), \quad H_1 : F(x) \neq F_0(x).$$

Zakładamy tu, że badana zmienna w populacji generalnej ma rozkład o nieznanym dystrybucie  $F(x)$ , natomiast rozkład hipotetyczny musi być typu ciągłego. Statystyka testowa jest postaci

$$\lambda = D\sqrt{n}, \quad (12)$$

gdzie:

$$D = \sup |F_0(x) - F_n(x)|, \quad (13)$$

a  $\sup$  oznacza kres górny różnicy dystrybucji hipotetycznej  $F(x)$  i empirycznej  $F_n(x)$ . Statystyka  $\lambda$  przy założeniu prawdziwości  $H_0$  ma asymptotyczny rozkład  $\lambda$ -Kołmogorowa. Wartość krytyczną testu odczytujemy więc z tablic tego rozkładu tak, aby spełniony był warunek:  $P(\lambda > \lambda_\alpha) = \alpha$ . W praktyce oznacza to, że  $F(\lambda_\alpha) = 1 - \alpha$ . Jeśli okaże się, że  $\lambda \geq \lambda_\alpha$  to  $H_0$  odrzucamy na korzyść  $H_1$ , jeśli zaś  $\lambda < \lambda_\alpha$  to stwierdzamy, że nie ma podstaw do odrzucenia  $H_0$ .

## Test serii na losowość próby

## Test serii na losowość próby

Test ten pozwala zweryfikować hipotezę, że dobór jednostek do próby był losowy. Próba licząca  $n$  jednostek została pobrana z populacji generalnej, której liczebność wynosiła  $N$ . W teście tym hipoteza zerowa i hipoteza alternatywna mają postać:

$$H_0 : \text{Próba jest losowa}, \quad H_1 : \text{Próba nie jest losowa}.$$

W celu sprawdzenia hipotezy zerowej obliczamy wartość mediany ( $Me$ ) z próby. Porównujemy wartość cechy każdej jednostki ( $x_i$ ) z medianą ( $Me$ ). Jeśli  $x_i < Me$  to takiemu zdarzeniu przyporządkowujemy symbol  $a$ , jeśli zaś  $x_i > Me$  to symbol  $b$  (to przyporządkowanie wykonujemy na szeregu wyjściowym). W rezultacie otrzymujemy ciąg symboli  $a$  i  $b$ . Każdy podciąg tego ciągu złożony z symboli tego samego rodzaju nazywamy serią. Ustalamy liczbę serii w naszym ciągu i oznaczamy ją przez  $k$ . Jest to sprawdzian hipotezy zerowej. Następnie w tablicach rozkładu liczby serii znajdujemy wartości krytyczne tak, by zachodziły relacje:

$$P(k \leq k_1) = \frac{\alpha}{2}, \quad P(k \geq k_2) = 1 - \frac{\alpha}{2}.$$

Oznacza to, że  $k_{1\alpha}$  odczytujemy dla  $\alpha/2$  oraz ustalonej w ciągu liczby symboli  $a$  ( $n_a$ ) oraz liczby symboli  $b$  ( $n_b$ ), natomiast  $k_{2\alpha}$  dla  $1 - \alpha/2$  oraz  $n_a$  i  $n_b$ . Jeśli okaże się, że  $k \leq k_{1\alpha}$  lub  $k \geq k_{2\alpha}$ , to hipotezę zerową należy odrzucić. Jeśli zaś  $k_{1\alpha} < k < k_{2\alpha}$  to stwierdzamy, że nie ma podstaw do odrzucenia hipotezy zerowej o losowości próby.

Dziękuję za uwagę