

**Πρόταση:** Δίνεται η θετική τ.μ.  $X$ , δηλαδή  $P\{X > 0\} = 1$ . Εάν  $a > 0$ , έχουμε την ανισότητα Markov:  $P\{X \geq a\} \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{a}$ .

Εάν υποθέσουμε ότι η  $X \sim f_X$  είναι συνεχής, τότε για κάθε  $a > 0$  ισχύει ότι

$$\mathbb{E}[X] = \int_0^{\infty} x f_X(x) dx \geq \int_a^{\infty} x f_X(x) dx \geq a \int_a^{\infty} f_X(x) dx = a P\{X \geq a\}.$$

**Παρατηρείστε ότι:** εάν αντικαταστήσουμε την τ.μ.  $X$  με την τ.μ.  $Y = g(X)$ , τέτοια ώστε  $P\{g(X) > 0\} = 1$  και  $g \uparrow$  στο στήριγμα της  $X$ , θα έχουμε:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[g(X)] &= \int_0^{\infty} g(x) f_X(x) dx \geq \int_a^{\infty} g(x) f_X(x) dx \\ &\geq g(a) \int_a^{\infty} f_X(x) dx = g(a) P\{X \geq a\}. \end{aligned}$$

Όπου χρησιμοποιήσαμε ότι  $x \geq a \Rightarrow g(x) \geq g(a)$ , και έτσι

$$P\{X \geq a\} = P\{g(X) \geq g(a)\} \leq \frac{\mathbb{E}[g(X)]}{g(a)}.$$

Για παράδειγμα εάν  $g(x) = e^{tx}$ ,  $t > 0$  τότε για  $x \geq 0$ :

$$P\{X \geq a\} = P\{e^{tX} \geq e^{ta}\} \leq \frac{\mathbb{E}[e^{tX}]}{e^{ta}} = e^{-ta} M_X(t)$$

### Η ανισότητα Chebyshev

**Πρόταση:** Δίνεται ότι η τ.μ.  $X$  έχει πεπερασμένη μέση τιμή  $\mu = \mathbb{E}[X]$  και διασπορά  $\sigma^2 = \text{Var}[X]$ . Τότε για κάθε  $a > 0$  ισχύει ότι  $P\{|X - \mu| \geq a\} \leq \frac{\text{Var}[X]}{a^2}$ .

$$\begin{aligned} \text{Var}[X] &= \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 f_X(x) dx \\ &= \int_{-\infty}^{\mu-a} (x - \mu)^2 f_X(x) dx + \int_{\mu-a}^{\mu+a} (x - \mu)^2 f_X(x) dx + \int_{\mu+a}^{\infty} (x - \mu)^2 f_X(x) dx \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&\geq \int_{-\infty}^{\mu-a} (x-\mu)^2 f_X(x) dx + \int_{\mu+a}^{\infty} (x-\mu)^2 f_X(x) dx \\
&\geq a^2 \left\{ \int_{-\infty}^{\mu-a} f_X(x) dx + \int_{\mu+a}^{\infty} f_X(x) dx \right\} \\
&= a^2 \{P\{X \leq \mu - a\} + P\{X \geq \mu + a\}\} = a^2 P\{|X - \mu| \geq a\}.
\end{aligned}$$

**Εναλλακτικά**, θέτοντας  $Y = g(X) = (X - \mu)^2$  η ανισότητα Markov για το ενδεχόμενο  $\{Y \geq a^2\} = \{(X - \mu)^2 \geq a^2\} = \{|X - \mu| \geq a\}$  μας δίνει:

$$P\{|X - \mu| \geq a\} = P\{Y \geq a^2\} \leq \frac{\mathbb{E}[Y]}{a^2} = \frac{\mathbb{E}[(X - \mu)^2]}{a^2} = \frac{\sigma^2}{a^2}.$$

### Παράδειγμα

Εάν ο αριθμός των μονάδων παραγωγής σε μια εβδομάδα μοντελοποιείται με την τ.μ.  $X$  με  $\mu = 50$ .

1. Ποία η πιθανότητα σε μια συγκεκριμένη εβδομάδα η παραγωγή να είναι μεγαλύτερη των 75 μονάδων ?
2. Εάν η διασπορά της  $X$  είναι  $\sigma^2 = 25$ , τότε ποία η πιθανότητα σε μια συγκεκριμένη εβδομάδα η παραγωγή να είναι μεγαλύτερη των 40 και να μην υπερβαίνει τις 60 μονάδες ?

Από την ανισότητα Markov έχουμε  $P\{X > 75\} \leq P\{X \geq 75\} \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{75} = \frac{50}{75} \approx 0.67$ ,

$$\begin{aligned}
&\text{ενώ } P\{40 < X < 60\} = P\{-10 < X - \mu < 10\} = P\{|X - \mu| < 10\} \\
&= 1 - P\{|X - \mu| \geq 10\}
\end{aligned}$$

Από την ανισότητα Chebyshev έχουμε

$$P\{|X - \mu| \geq 10\} \leq \frac{\sigma^2}{10^2} = 0.25 \Rightarrow P\{40 < X < 60\} \geq 0.75$$

Η ανισότητα Markov και η ανισότητα Chebyshev μας επιτρέπουν να **υπολογίσουμε φράγματα για πιθανότητες** όταν **μόνο** η μέση τιμή, ή όταν **μόνο** η μέση τιμή και η διασπορά της κατανομής είναι γνωστά. Εάν η συγκεκριμένη κατανομή ήταν γνωστή, οι συγκεκριμένες πιθανότητες θα μπορούσαν να υπολογιστούν **ακριβώς** και δεν θα χρειαζόμαστε τις ανισότητες.

### Παράδειγμα

Δίνεται για την τ.μ.  $X$  ότι  $X \sim \mathcal{U}(0,10)$  βρείτε:

1. Άνω φράγμα της πιθανότητας του ενδεχομένου  $B = \{|X - 5| \geq 4\}$  με την ανισότητα Chebyshev.
2. Την ακριβή πιθανότητα του ενδεχομένου  $B$ .

$X \sim \mathcal{U}(a,b) \Rightarrow \text{Var}[X] = (b^2 - a^2)/12$ , από όπου με τη χρήση της ανισότητας Chebyshev παίρνουμε  $P\{|X - 5| \geq 4\} \leq \frac{25/3}{4^2} \approx 0.52$ .

Οι ακριβείς υπολογισμοί δίνουν

$$P\{|X - 5| \geq 4\} = \int_{-\infty}^1 \mathcal{U}(x|0,10) dx + \int_9^{\infty} \mathcal{U}(x|0,10) dx = \frac{1}{10} \left\{ \int_0^1 dx + \int_9^{10} dx \right\} = 0.20.$$

**Σχόλιο:** Η ανισότητα Chebyshev μας δίνει  $P\{|X - 5| \geq 4\} < 0.52$ . Το άνω φράγμα 0.52 όμως απέχει πολύ από την πραγματική τιμή της πιθανότητας που είναι  $P\{|X - 5| \geq 4\} = 0.20$ . Αυτό κατά κάποια έννοια είναι αναμενόμενο γιατί η **Chebyshev είναι μια πολύ γενική ανισότητα που μπορεί να εφαρμοσθεί σε οποιαδήποτε κατανομή, διακριτή ή συνεχή.**

### Παράδειγμα

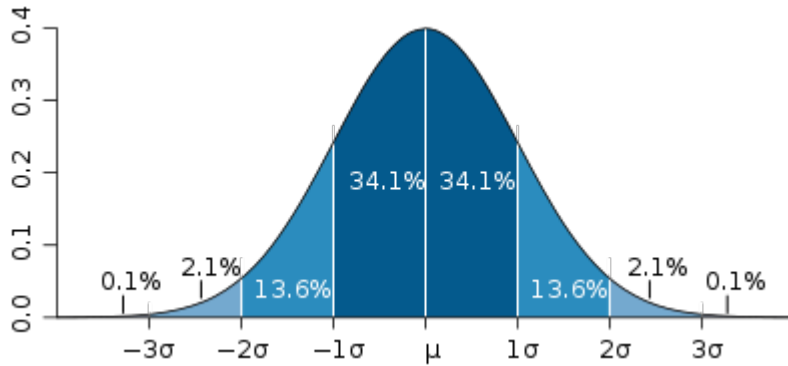
Δίνεται ότι η τ.μ.  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  βρείτε

1. Άνω φράγμα της πιθανότητας του ενδεχομένου  $B = \{|X - \mu| \geq 3\sigma\}$  χρησιμοποιώντας την ανισότητα Chebyshev.
2. την πιθανότητα του ενδεχομένου  $B$ .

Από την Chebyshev παίρνουμε:

$$P\{|X - \mu| \geq 3\sigma\} \leq \frac{\sigma^2}{(3\sigma)^2} = 0.1111.$$

**Γνωρίζουμε όμως, ότι η μάζα της κανονικής είναι ουσιαστικά συγκεντρωμένη στο διάστημα  $[\mu - 3\sigma, \mu + 3\sigma]$ , δηλαδή θα πρέπει η πιθανότητα  $P\{|X - \mu| \geq 3\sigma\}$  να είναι κοντά στο μηδέν.**



Πράγματι

$$\begin{aligned}
 P\{|X - \mu| \geq 3\sigma\} &= P\left\{\left|\frac{X - \mu}{\sigma}\right| \geq 3\right\} = P\{|Z| \geq 3\}, \text{ όπου } Z \sim N(0,1) \\
 &= P\{Z \leq -3\} + P\{Z \geq 3\} = 2P\{Z \geq 3\} \\
 &= 2(1 - \Phi(3)) = 2(1 - 0.9987) = 0.0026.
 \end{aligned}$$

### Άσκηση

Να αποδειχθεί η ανισότητα Bienayme:

$$P\{|X - \vartheta\mu| \geq a\} \leq \frac{\mathbb{E}[|X - \vartheta\mu|^n]}{a^n}, \quad \vartheta \in \mathbb{R}, \quad a \in \mathbb{R}^+, \quad n \in \mathbb{N}.$$

Επίσης δείξτε ότι οι ανισότητες Markov και η Chebyshev είναι ειδικές περιπτώσεις της ανισότητας Bienayme.

$$\begin{aligned}
 \mathbb{E}[|X - \vartheta\mu|^n] &= \int_{\mathbb{R}} |x - \vartheta\mu|^n f_X(x) dx \\
 &= \left\{ \int_{(-\infty, -a+\vartheta\mu)} + \int_{[-a+\vartheta\mu, a+\vartheta\mu]} + \int_{(a+\vartheta\mu, \infty)} \right\} |x - \vartheta\mu|^n f_X(x) dx \\
 &\geq \left\{ \int_{(-\infty, -a+\vartheta\mu)} + \int_{(a+\vartheta\mu, \infty)} \right\} |x - \vartheta\mu|^n f_X(x) dx \\
 &= \int_{-\infty}^{-a+\vartheta\mu} |x - \vartheta\mu|^n f_X(x) dx + \int_{a+\vartheta\mu}^{\infty} |x - \vartheta\mu|^n f_X(x) dx.
 \end{aligned}$$

Επειδή  $\{x: |x - \vartheta\mu| > a\} = \{x: x - \vartheta\mu < -a\} \cup \{x: x - \vartheta\mu > a\}$  έχουμε ότι:

$$\int_{-\infty}^{-a+\vartheta\mu} |x-\vartheta\mu|^n f_X(x) dx + \int_{a+\vartheta\mu}^{\infty} |x-\vartheta\mu|^n f_X(x) dx \geq a^n \left\{ \int_{-\infty}^{-a+\vartheta\mu} f_X(x) dx + \int_{a+\vartheta\mu}^{\infty} f_X(x) dx \right\}$$

$$= a^n [P\{X \leq -a+\vartheta\mu\} + P\{X \geq a+\vartheta\mu\}] = a^n P\{|X-\vartheta\mu| \geq a\}.$$

- Όταν  $n=1$  και  $\vartheta=0$  έχουμε  $P\{|X| \geq a\} \leq a^{-1} \mathbb{E}[|X|]$ . Ειδικότερα, εάν η  $X$  είναι και θετική τ.μ., δηλαδή  $P\{X > 0\} = 1$ , παίρνουμε την ανισότητα Markov.
- Για  $n=2$  και  $\vartheta=1$  η Bienayme δίνει  $P\{|X-\mu| \geq a\} \leq a^{-2} \mathbb{E}[|X-\mu|^2]$  που είναι η ανισότητα Chebyshev.

### Μονόπλευρες ανισότητες Chebyshev

Σε πολλές περιπτώσεις ενδιαφερόμαστε για άνω φράγματα πιθανοτήτων της μορφής  $P\{X-\mu \geq a\}$ , με  $a > 0$  ενώ γνωρίζουμε μόνο τη μέση τιμή και την διασπορά της  $X$ .

Επειδή  $X-\mu \geq a > 0 \Rightarrow |X-\mu| \geq a \Rightarrow \{X-\mu \geq a\} \subseteq \{|X-\mu| \geq a\}$ , μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε την Chebyshev  $P\{X-\mu \geq a\} \leq P\{|X-\mu| \geq a\} \leq \frac{\sigma^2}{a^2}$ ,  $\forall a > 0$ .

**Μπορούν να επιτευχθούν όμως καλύτερα άνω φράγματα για την πιθανότητα του ενδεχομένου  $\{X-\mu \geq a\}$ .**

Πρόταση: Εάν  $X$  είναι μια τ.μ. με  $P\{X > 0\} = 1$ , μέσο  $\mu = 0$  και διασπορά  $\sigma^2$  τότε για κάθε  $a > 0$  έχουμε την ανισότητα  $P\{X \geq a\} \leq \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + a^2}$

Εάν  $b > 0$  τότε  $P\{X \geq a\} = P\{(X+b)^2 \geq (a+b)^2\}$  και από την ανισότητα Markov για την  $Y = (X+b)^2$  έχουμε

$$P\{X \geq a\} = P\{Y \geq (a+b)^2\} \leq \frac{\mathbb{E}[Y]}{(a+b)^2} = \frac{\mathbb{E}[(X+b)^2]}{(a+b)^2}.$$

Επειδή  $\mu = 0$  θα έχουμε:

$$\mathbb{E}\left[(X+b)^2\right] = \sigma^2 + b^2 \Rightarrow P\{X \geq a\} \leq g(b) = \frac{\sigma^2 + b^2}{(a+b)^2}.$$

Έτσι

$$P\{X \geq a\} \leq g(b), \forall b > 0 \Rightarrow P\{X \geq a\} \leq \min_{b>0} g(b) = g\left(\frac{\sigma^2}{a}\right) = \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + a^2},$$

$$\text{εφόσον } g'(b) = 0 \Rightarrow \frac{2b(a+b)^2 - 2(\sigma^2 + b^2)(a+b)}{(a+b)^4} = 0$$

$$\Leftrightarrow 2(a+b)[b(a+b) - (\sigma^2 + b^2)] = 0 \Rightarrow b = \frac{\sigma^2}{a} \text{ και } g''\left(\frac{\sigma^2}{a}\right) > 0.$$

### Παράδειγμα

Είναι γνωστό ότι ο αριθμός  $X$  των μονάδων παραγωγής σε μια εβδομάδα είναι τ.μ. με μέσο  $\mu = 100$  και διασπορά  $\sigma^2 = 400$ . Να βρεθεί άνω φράγμα της πιθανότητας του ενδεχομένου, η παραγωγή να είναι τουλάχιστον 120 μονάδες.

$$\text{Η τ.μ. } Y = X - \mu \text{ έχει μέσο } 0 \text{ έτσι } P\{X \geq 120\} = P\{Y \geq 20\} \leq \frac{400}{400 + (20)^2} = 0.5.$$

$$\text{Η Markov δίνει το ασθενέστερο φράγμα } P\{X \geq 120\} \leq \frac{\mathbb{E}[X]}{120} = \frac{5}{6}.$$

Λήμμα Εάν  $X$  είναι τ.μ. με μέσο το  $\mu$  και διασπορά  $\sigma^2$  τότε για κάθε  $a > 0$  έχουμε τις μονόπλευρες ανισότητες Chebyshev:

$$\begin{cases} P\{X - \mu \geq +a\} \\ P\{X - \mu \leq -a\} \end{cases} \leq \frac{\sigma^2}{\sigma^2 + a^2}$$

Οι δύο παραπάνω ανισότητες γίνονται προφανείς από την προηγούμενη πρόταση και το γεγονός ότι οι τ.μ.  $X - \mu$  και  $-(X - \mu)$  έχουν μέσο το 0 και διασπορά  $\sigma^2$ .

Εάν προσθέσουμε τις παραπάνω δύο ανισότητες θα έχουμε

$$P\{|X - \mu| \geq a\} \leq \frac{2\sigma^2}{\sigma^2 + a^2}.$$

Η παραπάνω ανισότητα όμως δεν είναι πάντα ισχυρότερη της Chebyshev, εφόσον ισχύει ότι  $\frac{2\sigma^2}{\sigma^2 + a^2} < \frac{\sigma^2}{a^2}$  μόνον εάν  $0 < a < \sigma$ .

### Εφαρμογή

Ένα σύνολο από  $n = 100$  άντρες και  $n = 100$  γυναίκες, χωρίζεται με τυχαίο τρόπο σε 100 ζεύγη. Να βρεθεί άνω φράγμα στην πιθανότητα το πολύ  $m = 30$  ζευγάρια να αποτελούνται από άνδρα και γυναίκα.

Αριθμούμε τους άντρες αυθαίρετα από το 1 στο 100 και ορίζουμε τις δίτιμες τ.μ.  $\{Z_i = 1\} = \{O \text{ } i \text{ άντρας βρίσκεται σε ζεύγος με γυναίκα}\}$ ,  $1 \leq i \leq n = 100$  ενώ  $Z_i = 0$  σημαίνει ότι το ζεύγος δεν είναι τύπου άντρας – γυναίκα.

$S_n = \sum_{i=1}^n Z_i = 0$  αριθμός των ζευγαριών τύπου άντρα – γυναίκα.

Ζητάμε να υπολογίσουμε άνω φράγμα για την πιθανότητα  $P\{S_n \leq 30\}$  και για αυτό το λόγο θα πρέπει να υπολογίσουμε μέσο και διασπορά της  $S_n$ .

$$P\{Z_i = 1\} = \frac{\#\{(\alpha_i, \gamma_j) : 1 \leq j \leq n\}}{\#\{(\alpha_i, \gamma_j) : 1 \leq j \leq n\} \cup \{(\alpha_i, \alpha_j) : 1 \leq j \leq n, j \neq i\}} = \frac{n}{2n-1} = \frac{100}{199}$$

$$\mathbb{E}[Z_i] = 0 \cdot P\{Z_i = 0\} + 1 \cdot P\{Z_i = 1\} = \frac{n}{2n-1} = \frac{100}{199}$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[Z_i Z_j] &= \sum_{z_i \in \{0,1\}} \sum_{z_j \in \{0,1\}} z_i z_j P\{Z_i = z_i, Z_j = z_j\} = P\{Z_i = 1, Z_j = 1\} \\ &= P\{Z_i = 1\} P\{Z_j = 1 | Z_i = 1\} = \left(\frac{n}{2n-1}\right) \left(\frac{n-1}{2n-3}\right) = \left(\frac{100}{199}\right) \left(\frac{99}{197}\right) \end{aligned}$$

$$\mathbb{E}[S_n] = \sum_{i=1}^n \mathbb{E}[Z_i] = \frac{n^2}{2n-1} = (100) \left(\frac{100}{199}\right) \approx 50.25$$

$$\text{Var}[S_n] = \sum_{i=1}^n \text{Var}[Z_i] + 2 \sum_{1 \leq i < j \leq n} \text{Cov}(Z_i, Z_j)$$

$$\mathbb{E}[Z_i^2] = 0^2 \cdot P\{X_i = 0\} + 1^2 \cdot P\{X_i = 1\} = \frac{n}{2n-1} = \frac{100}{199}$$

$$\text{Var}[Z_i] = \mathbb{E}[Z_i^2] - \mathbb{E}[Z_i]^2 = \frac{n}{2n-1} - \left(\frac{n}{2n-1}\right)^2 = \frac{n(n-1)}{(2n-1)^2} = \frac{100 \cdot 99}{199 \cdot 199}$$

$$\begin{aligned} \text{Cov}(Z_i, Z_j) &= \mathbb{E}[Z_i Z_j] - \mathbb{E}[Z_i] \mathbb{E}[Z_j] = \frac{n(n-1)}{(2n-1)(2n-3)} - \left(\frac{n}{2n-1}\right)^2 \\ &= \frac{n}{(2n-1)^2 (2n-3)} = \frac{100 \cdot 99}{199 \cdot 197} - \left(\frac{100}{199}\right)^2 \end{aligned}$$

έτσι παίρνουμε για την διασπορά της  $X$

$$\begin{aligned} \text{Var}[S_n] &= n \left( \frac{n(n-1)}{(2n-1)^2} \right) + 2 \left( \frac{n(n-1)}{2} \right) \left( \frac{n}{(2n-1)^2(2n-3)} \right) = \frac{2n^2(n-1)^2}{(2n-1)^2(2n-3)} \\ &= 100 \times \frac{100}{199} \frac{99}{199} + 2 \binom{100}{2} \left[ \frac{100}{199} \frac{99}{197} - \left( \frac{100}{199} \right)^2 \right] \approx 25.126 \end{aligned}$$

Χρησιμοποιώντας την Chebyshev και επειδή

$$\{|S_n - \mu| \geq a\} = \{S_n \leq \mu - a\} \cup \{S_n \geq \mu + a\}$$

$$\text{θέτοντας } \mu - a = 30 \Rightarrow a = 50.25 - 30$$

έχουμε  $\{|S_n - 50.25| \geq 20.25\} = \{S_n \geq 80.5\} \cup \{S_n \leq 30\}$  και έτσι

$$P\{S_n \leq 30\} \leq P\{|S_n - 50.25| \geq 20.25\} \leq \frac{\text{Var}[S_n]}{(20.25)^2} \approx 0.061.$$

Χρησιμοποιώντας μονόπλευρη Chebyshev, παίρνουμε το ισχυρότερο άνω φράγμα

$$P\{S_n \leq 30\} = P\left\{S_n \leq \underbrace{50.25 - 20.25}_{\mu - a}\right\} \leq \frac{\text{Var}[S_n]}{\text{Var}[S_n] + a^2} = \frac{25.126}{25.126 + (20.25)^2} \approx 0.058.$$

**Ανισότητες Chernoff:** Εάν υπάρχει η ροπογεννήτρια  $M_X(t)$  της  $X$  τότε για κάθε  $a \in \mathbb{R}$  ισχύουν οι παρακάτω ανισότητες:

$$P\{X \geq a\} \leq \min_{t>0} \left[ e^{-ta} M_X(t) \right] \text{ όταν η } M_X(t) \text{ υπάρχει για } t > 0 \text{ (δεξιά).}$$

$$P\{X \leq a\} \leq \min_{t<0} \left[ e^{-ta} M_X(t) \right] \text{ όταν η } M_X(t) \text{ υπάρχει για } t < 0 \text{ (αριστερή).}$$

Για την δεξιά ανισότητα, για  $t > 0$

$$P\{X \geq a\} = P\{tX \geq ta\} = P\{e^{tX} \geq e^{ta}\} \leq e^{-ta} \mathbb{E}[e^{tX}].$$

Για την αριστερή ανισότητα και  $t < 0$

$$P\{X \leq a\} = P\{tX \geq ta\} = P\{e^{tX} \geq e^{ta}\} \leq e^{-ta} \mathbb{E}[e^{tX}].$$



Παίρνοντας το  $\min$  ως προς  $t > 0$  και  $t < 0$  αντιστοίχως στις δύο προηγούμενες ανισότητες έχουμε τις ανισότητες Chernoff.

**Παράδειγμα (Φράγματα Chernoff για την Normal).**

Εάν  $X \sim N(\mu, \sigma^2)$  δείξτε ότι:

$$\text{Δεξιά: } P\{X \geq a\} \leq \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(\mu - a)^2\right\}, \quad \forall a \geq \mu,$$

$$\text{Αριστερή: } P\{X \leq a\} \leq \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(\mu - a)^2\right\}, \quad \forall a \leq \mu.$$

Επειδή  $M_X(t) = \exp\left(\mu t + \frac{1}{2}\sigma^2 t^2\right)$  για τη δεξιά ανισότητα Chernoff έχουμε

$$P\{X \geq a\} \leq \min_{t>0} [e^{-ta} M_X(t)] = \min_{t>0} [\exp(g(t))] = \exp\left[\min_{t>0} g(t)\right],$$

$$\text{με } g(t) = (\mu - a)t + \frac{\sigma^2 t^2}{2}.$$

Τότε

$$\min_{t>0} g(t) = g\left(t^* = -\frac{\mu - a}{\sigma^2}\right) = -\frac{1}{2\sigma^2}(\mu - a)^2 \text{ και επειδή το minimum είναι για όλα τα}$$

$t > 0$  ζητάμε  $t^* = -\frac{\mu - a}{\sigma^2} > 0$  ή ότι  $a > \mu$ , έτσι

$$P\{X \geq a\} \leq \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(\mu - a)^2\right\}, \quad \forall a \geq \mu.$$

Για την αριστερή ανισότητα

$$P\{X \leq a\} \leq \min_{t<0} [e^{-ta} M_X(t)] = \min_{t<0} [\exp(g(t))] = \exp\left[\min_{t<0} g(t)\right]$$

$$\min_{t<0} g(t) = g\left(t^* = -\frac{\mu - a}{\sigma^2}\right) = -\frac{1}{2\sigma^2}(\mu - a)^2 \text{ και επειδή } t < 0 \text{ ζητάμε } t^* = -\frac{\mu - a}{\sigma^2} < 0 \text{ ή}$$

ότι  $a < \mu$ , έτσι παίρνουμε  $P\{X \leq a\} \leq \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(\mu - a)^2\right\}, \quad \forall a \leq \mu.$

**Παράδειγμα** (Τυπική κανονική κατανομή) Εάν  $X \sim N(0,1)$  να βρεθούν άνω φράγματα για την πιθανότητα  $P\{X \geq 2\}$  με Chebyshev, Μονόπλευρη Chebyshev και Chernoff, και να συγκριθούν με την προσεγγιστική τιμή από τους πίνακες, που είναι  $P\{X \geq 2\} = 1 - \Phi(2) = 0.0228$ .

$$\text{Chebyshev: } P\{X \geq 2\} \leq P\{|X| \geq 2\} \leq \frac{\text{Var}[X]}{2^2} = 0.25$$

$$\text{Μονόπλευρη Chebyshev: } P\{X \geq 2\} \leq \frac{\text{Var}[X]}{\text{Var}[X] + 2^2} = 0.20$$

$$\text{Chernoff: } P\{X \geq 2\} \leq e^{-2^2/2} = 0.1353$$

Δηλαδή το ισχυρότερο άνω φράγμα για την πιθανότητα  $P\{X \geq 2\}$  έρχεται από την ανισότητα Chernoff.

Για να χρησιμοποιήσουμε Markov  $P\{X \geq 2\} \leq P\{|X| \geq 2\} \leq \frac{\mathbb{E}|X|}{2}$ , θα έπρεπε να υπολογίσουμε και την  $\mathbb{E}|X|$  για  $X \sim N(0,1)$ .

Παράδειγμα Εάν  $X \sim \text{Poisson}(\lambda)$  να βρεθεί το φράγμα Chernoff για την πιθανότητα  $P\{X \leq a\}$ .

$$P\{X \leq a\} \leq \min_{t < 0} [e^{-ta} M_X(t)] = \min_{t < 0} [\exp(-ta + \lambda(e^t - 1))] \\ = \exp\left(\min_{t < 0} [-ta + \lambda(e^t - 1)]\right). \text{ Έτσι εάν } g(t) = -ta + \lambda(e^t - 1), \text{ το ελάχιστο της } g \\ \text{δίνεται για } t^* = \ln(a/\lambda) < 0 \text{ ή ότι } a < \lambda. \text{ Έτσι}$$

$$P\{X \leq a\} \leq \exp\{g(t^*)\} = e^{-\lambda} \left(\frac{\lambda e}{a}\right)^a, \forall a < \lambda.$$