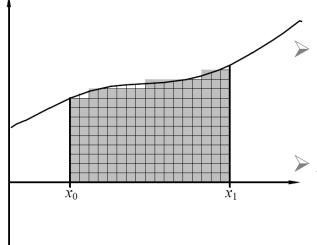
Αριθμητικές μέθοδοι ολοκλήρωσης

#### Αριθμητική ολοκλήρωση

- Υπάρχουν πολλοί λόγοι που κάποιος θέλει να κάνει αριθμητική ολοκλήρωση:
  - Το ολοκλήρωμα είναι δύσκολο να υπολογισθεί αναλυτικά
  - Ολοκλήρωση πίνακα δεδομένων
- Διάφοροι τρόποι ολοκλήρωσης ανάλογα με το πρόβλημα
- Ολοκλήρωση με το "χέρι"

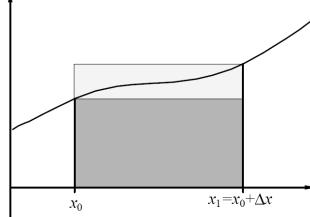


Ένας τρόπος είναι να χρησιμοποιήσουμε ένα πλέγμα πάνω στο γράφημα της συνάρτησης προς ολοκλήρωση και να μετρήσουμε τα τετράγωνα (μόνο αυτά που περιέχονται κατά 50% από τη συνάρτηση).

 Αν οι υποδιαιρέσεις του πλέγματος (τετράγωνα) είναι πολύ μικρές τότε μπορούμε να προσεγγίσουμε αρκετά καλά το ολοκλήρωμα της συνάρτησης.

#### Αριθμητική ολοκλήρωση

#### Προσέγγιση συνάρτησης με σταθερά



- 🥟 Ο πιο απλός τρόπος ολοκλήρωσης.
- Υποθέτουμε ότι η συνάρτηση f(x) είναι σταθερή στο διάστημα (x<sub>0</sub>,x<sub>1</sub>)
- Η μέθοδος δεν είναι ακριβής και οδηγεί σε αμφίβολα αποτελέσματα ανάλογα με το αν η σταθερά επιλέγεται
   στην αρχή ή το τέλος του διαστήματος ολοκλήρωσης.

Αν πάρουμε το ανάπτυγμα Taylor της συνάρτησης f(x) ως προς το κατώτερο όριο:

$$\int_{x_0}^{x+\Delta x} f(x)dx = \int_{x_0}^{x+\Delta x} \left[ f(x_0) + f'(x_0)(x - x_0) + \frac{1}{2}f''(x_0)(x - x_0)^2 + \cdots \right] dx$$

$$= f(x_0)\Delta x + \frac{1}{2}f'(x_0)(x - x_0)^2 + \frac{1}{6}f''(x_0)(x - x_0)^3 + \cdots$$

$$= f(x_0)\Delta x + O(\Delta x^2)$$

Αν η σταθερά λαμβάνεται από το πάνω όριο ολοκλήρωσης θα είχαμε:

$$\int_{x_0}^{x_0 + \Delta x} f(x)dx = f(x_0 + \Delta x)\Delta x + O(\Delta x^2)$$

Το σφάλμα και στις 2 περιπτώσεις είναι τάξης Ο(Δx²) με το συντελεστή να καθορίζεται από τη τιμή της 1ης παραγώγου

#### Αριθμητική ολοκλήρωση – Κανόνας του τραπεζίου

Θεωρήστε το ανάπτυγμα της σειράς Taylor που ολοκληρώνεται μεταξύ x<sub>0</sub> και x<sub>0</sub>+Δx

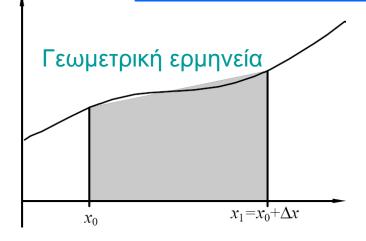
$$\int_{x_0}^{x_{t+\Delta t}} f(x)dx = \int_{x_0}^{x_{t+\Delta t}} \left[ f(x_0) + f'(x_0)(x - x_0) + \frac{1}{2}f''(x_0)(x - x_0)^2 + \cdots \right] dx$$

$$= f(x_0) \Delta x + \frac{1}{2}f'(x_0) \Delta x^2 + \frac{1}{6}f''(x_0) \Delta x^3 + \cdots$$

$$= \left\{ \frac{1}{2}f(x_0) + \frac{1}{2} \left[ f(x_0) + f'(x_0) \Delta x + \frac{1}{2}f''(x_0) \Delta x^2 + \cdots \right] - \frac{1}{12}f''(x_0) \Delta x^2 + \cdots \right\} \Delta x$$

$$= \frac{1}{2} \left[ f(x_0) + f(x_0 + \Delta x) \right] \Delta x + O(\Delta x^3) \qquad \text{Kavóvaç tou tpates fiou}$$

$$\sum \phi \acute{a} \lambda \mu \alpha \pi \rho o \sigma \acute{e} \gamma \gamma i \sigma \eta \varsigma$$



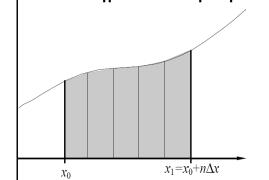
Αφού το σφάλμα ελαττώνεται κατά Δx³ κάνοντας το διάστημα μισό, το σφάλμα θα μικραίνει κατά 8

Αλλά η περιοχή θα ελαττωθεί στο μισό και θα πρέπει να χρησιμοποιήσουμε τον κανόνα 2 φορές και να αθροίσουμε.

Το σφάλμα τελικά ελαττώνεται κατά 4

#### Αριθμητική ολοκλήρωση – Κανόνας του τραπεζίου

Συνήθως όταν θέλουμε να ολοκληρώσουμε σε ένα διάστημα x<sub>0</sub>, x<sub>1</sub> χωρίζουμε το διάστημα σε Ν μικρότερα διαστήματα Δx=(x<sub>1</sub>-x<sub>0</sub>)/Ν



Εφαρμόζοντας το κανόνα του τραπεζίου 
$$\int_{x_0}^{x_1} f(x) dx = \sum_{i=0}^{n-1} \int_{x_0+i\Delta x}^{x_0+(i+1)\Delta x} f(x) dx$$

$$\approx \frac{\Delta x}{2} \sum_{i=0}^{n-1} \left[ f(x_0+i\Delta x) + f(x_0+(i+1)\Delta x) \right] \Rightarrow$$

$$\int_{x_0}^{x_1} f(x)dx \approx \frac{\Delta x}{2} \Big[ f(x_0) + 2f(x_0 + \Delta x) + 2f(x_0 + 2\Delta x) + \dots + 2f(x_0 + (n-1)\Delta x) + f(x_1) \Big]$$

Ενώ το σφάλμα για κάθε βήμα είναι Δχ³ το συνολικό σφάλμα είναι αθροιστικό ως προς όλα τα βήματα (Ν) και επομένως θα είναι Ν φορές Ο(Δχ²)~Ο(Ν-²)

Στα παραπάνω υποθέσαμε ότι το βήμα, Δx, είναι σταθερό σε όλο το διάστημα. Θα μπορούσε ωστόσο να μεταβάλλεται σε μια περιοχή (να 'ναι πιο μικρό) ώστε να έχουμε μικρότερο σφάλμα. π.χ. περιοχές με μεγάλη καμπύλωση της συνάρτησης Προσοχή το σφάλμα παραμένει και πάλι της τάξης Ο(Δχ²) αλλά οι υπολογισμοί θα είναι πιο ακριβείς

Αυτό το κάνουμε γιατί σε περιοχές μεγάλης καμπύλωσης η 2<sup>η</sup> παράγωγος της συνάρτησης θα γίνει πολύ μεγάλη οπότε μικρότερο Δχ θα κρατήσει τον όρο μικρό

#### Παράδειγμα για κανόνα του τραπεζίου



```
#!/usr/bin/python3
import numpy as np
import matplotlib.pyplot as plt
def Trapezoidal(f, a, b, n):
   dx = (b-a)/float(n) #Eyros ypodiastimatos — n arithmos ypodiastimatwn
                             # a kai b katw kai panw orio oloklirwsis
   s = 0.5*(f(a) + f(b)) #H prwti kai teleutaia pleyra
   for i in range(1,n):
      s = s + f(a + i*dx) # H timi tis synartisis st\alpha endiamesa diastimata
   return dx*s
def myfunc(t):
   return np.exp(-t**4)
a = -2; b = 2
                             #panw kai katw orio
n = 1
                             #arithmos upodiastimatwn
print("The integral of the function \exp(-x^{**4}) in the range [-2,2]")
print("\t Nsteps\t Value")
for i in range(21):
   result = Trapezoidal(myfunc, a, b, n)
   print("\t %5d \t %7.5f " %(n,result))
   n * = 2
```

Το πρόγραμμα <u>Integration\_trapezoidal.py</u> περιέχει το παραπάνω πρόγραμμα

#### Αριθμητική ολοκλήρωση – Κανόνας μέσου σημείου

Μια παραλλαγή του κανόνα του τραπεζίου είναι ο κανόνας του μέσου σημείου

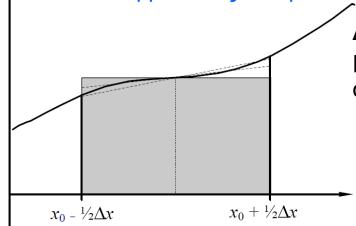
Η ολοκλήρωση του αναπτύγματος Taylor γίνεται από  $x_0$ - $\Delta x/2$  σε  $x_0$ + $\Delta x/2$ 

OΠΌΤΕ: 
$$\int_{x_0 - \frac{1}{2}\Delta x}^{x_0 + \frac{1}{2}\Delta x} f(x) dx = \int_{x_0 - \frac{1}{2}\Delta x}^{x_0 + \frac{1}{2}\Delta x} \left[ f(x_0) + f'(x_0)(x - x_0) + \frac{1}{2}f''(x_0)(x - x_0)^2 + \cdots \right] dx \Rightarrow$$

$$\int_{x_0 - \frac{1}{2}\Delta x}^{x_0 + \frac{1}{2}\Delta x} f(x) dx \approx f(x_0) \Delta x + \frac{1}{24}f''(x_0) \Delta x^3 + \cdots$$

Υπολογίζοντας τη συνάρτηση στο μέσο κάθε διαστήματος το σφάλμα μπορεί να ελαττωθεί κάπως μια και ο παράγοντας μπροστά από τον όρο της 2<sup>ης</sup> παραγώγου είναι 1/24 αντί του 1/12 που έχουμε στη μέθοδο του τραπεζίου

αλλά και η μέθοδος αυτή είναι τάξης Ο(Δχ²)



Διαχωρίζοντας το διάστημα σε υποδιαστήματα μπορούμε να ελαττώσουμε το σφάλμα όπως και στην περίπτωση του κανόνα του τραπεζίου:

$$\int_{x_0}^{x_1} f(x)dx \approx \Delta x \sum_{i=0}^{n-1} f\left(x_0 + \left(i + \frac{1}{2}\right)\Delta x\right)$$

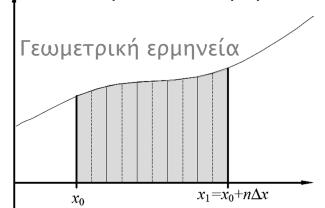
#### Αριθμητική ολοκλήρωση – Κανόνας μέσου σημείου

Κανόνας μέσου σημείου:

$$\int_{x_0}^{x_1} f(x)dx \approx \Delta x \sum_{i=0}^{n-1} f\left(x_0 + \left(i + \frac{1}{2}\right)\Delta x\right)$$

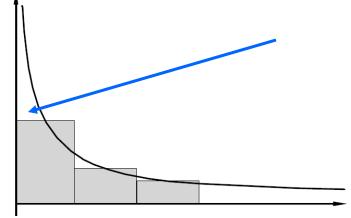
Κανόνας τραπεζίου: 
$$\int\limits_{x_0}^{x_1} f(x) dx \approx \frac{\Delta x}{2} \Big[ f\Big(x_0\Big) + 2f\Big(x_0 + \Delta x\Big) + 2f\Big(x_0 + 2\Delta x\Big) + \dots + 2f\Big(x_0 + (n-1)\Delta x\Big) + f\Big(x_1\Big) \Big]$$

Η διαφορά τους είναι μόνο στη "φάση" των σημείων και της περιοχής υπολογισμού, και στον τρόπο υπολογισμού του πρώτου και τελευταίου διαστήματος



Ωστόσο υπάρχουν δύο πλεονεκτήματα της μεθόδου του ενδιάμεσου σημείου σε σχέση με την μέθοδο του τραπεζίου:

- A) Χρειάζεται ένα υπολογισμό της f(x) λιγότερο
- Β) Μπορεί να χρησιμοποιηθεί πιο αποτελεσματικά για τον υπολογισμό του ολοκληρώματος κοντά σε μια περιοχή που υπάρχει ολοκληρώσιμο ιδιάζον σημείο



#### Παράδειγμα για κανόνα του ενδιάμεσου σημείου



```
#! /usr/bin/python3
import numpy as np
def midpoint(f, a, b, n):
    dx = float(b-a)/n
    result = 0
    for i in range(n):
          result += f((a + dx/2.0) + i*dx)
     result *= dx
     return result
def myfunc(t):
     return 3*(t**2)*np.exp(t**3)
n = int(input('n: '))
uplim = 1
lolim = 0
numerical = midpoint(myfunc, lolim, uplim, n)
Vup = np.exp(uplim**3)
Vlo = np.exp(lolim**3)
exact = Vup - Vlo
error = exact - numerical
print('n=%d: %.8f, error: %10g' % (n,
numerical, error))
```

Το πρόγραμμα Integration midpoint.py περιέχει το παραπάνω πρόγραμμα

# Δημιουργία ακολουθίας τυχαίων αριθμών σύμφωνα με συγκεκριμένη κατανομή

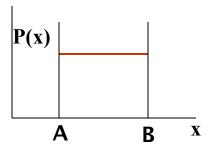
#### Τυχαίες κατανομές

#### Ομοιόμορφη (επίπεδη) Κατανομή

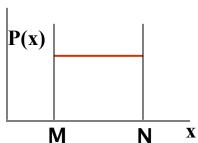
Αν το R είναι ένα τυχαίος πραγματικός αριθμός μεταξύ [0,1) και αν τα Α και Β είναι πραγματικοί αριθμοί, και Μ, Ν είναι ακέραιοι αριθμοί τότε η τιμή:

$$A + (B - A) * R$$

θα είναι ένα τυχαίος πραγματικός αριθμός στο διάστημα [Α,Β)



Η τιμή της 
$$M + INT(N*R)$$
  
θα είναι ένα τυχαίος ακέραιος αριθμός στο διάστημα [M,N)



Για παράδειγμα, για να δημιουργήσουμε την ομοιόμορφη τυχαία κατανομή που αντιστοιχεί στο ρίξιμο των ζαριών (τιμές μεταξύ [1,6]) θα γράφαμε:

$$zari = 1 + INT (6 * R)$$

#### Τυχαίες κατανομές – Probability Distribution Function (PDF)

Πως μπορούμε να βρούμε μια γενική Συνάρτηση Κατανομής Πιθανότητας (PDF)

Στις προσομοιώσεις μιας τυχαίας διεργασίας συχνά ζητάμε μια μη ομοιόμορφη (ισοπίθανη) κατανομή τυχαίων αριθμών.

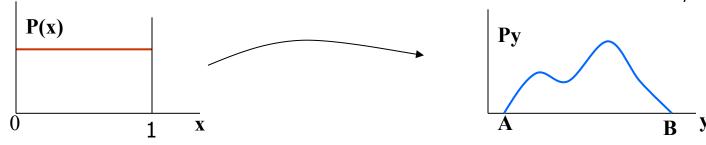
Για παράδειγμα η ραδιενεργός διάσπαση χαρακτηρίζεται από κατανομή Poisson:

$$P(n;v) = \frac{v^n e^{-v}}{n!}$$

(πιθανότητα να βρούμε ακριβώς η γεγονότα όταν τα γεγονότα συμβαίνουν ανεξάρτητα το ένα από το άλλο και την ανεξάρτητη μεταβλητή x και με μέσο ρυθμό v στο διάστημα x)

- Χρησιμοποιούμε δυο μεθόδους (συνήθως)
  - □ Μέθοδος του μετασχηματισμού (Transformation Method)
  - □ Μέθοδος της απόρριψης (Rejection Method)

Σκοπός και των δυο μεθόδων είναι να μετατρέψουν μια ομοιόμορφη κατανομή τυχαίων αριθμών της μορφής  $P_x(x)$  σε μια μή ομοιόμορφη της μορφής  $P_v(y)$ 



#### Κανονικοποίηση της PDF

Έστω ότι μας δίνεται η συνάρτηση, F(x), μιας PDF. Εστώ ότι μας οινειαι η συναριήση, x (x), y, y, y. Το ολοκλήρωμα της PDF θα πρέπει να είναι ίσο με 1:  $\int F(x)dx = 1$ 

Για παράδειγμα έστω ότι δίνεται μια PDF της μορφής:  $F(x) = \begin{cases} Nx^2 & -1 \leq x \leq 1 \\ 0 & \alpha\lambda\lambda o \acute{\text{υ}} \end{cases}$ 

Θα πρέπει να βρεθεί ο συντελεστής N (παράγοντας κανονικοποίησης) ώστε  $\int_{-\infty}^{+\infty} F(x) dx = 1$ 

Επομένως εφόσον η συνάρτηση ορίζεται μόνο στο διάστημα [-1,1] θα πρέπει:

$$\int_{-1}^{+1} F(x)dx = 1 \Rightarrow \int_{-1}^{+1} Nx^2 dx = 1 \Rightarrow N \frac{x^3}{3} \Big|_{-1}^{1} = 1 \Rightarrow N \frac{2}{3} = 1 \Rightarrow N = \frac{3}{2}$$

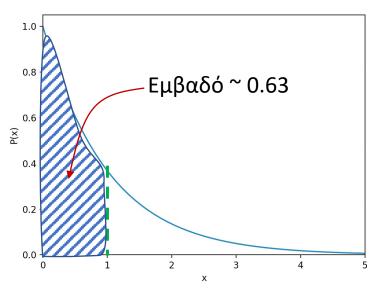
Η κανονικοποιημένη PDF θα είναι επομένως:  $F(x) = \begin{cases} \frac{3}{2}x^2 & -1 \leq x \leq 1 \\ 0 & \alpha\lambda\lambda o \acute{\textbf{υ}} \end{cases}$ 

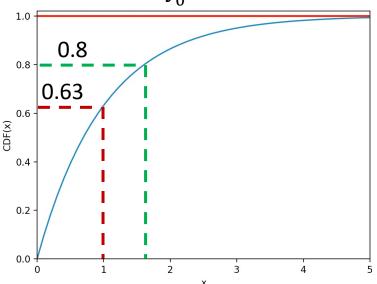
#### Τυχαίες κατανομές - Η μέθοδος του μετασχηματισμού

Θεωρήστε μια συλλογή από μεταβλητές  $\{x_1, x_2, \cdots, x_n\}$  που κατανέμονται σύμφωνα με μια συνάρτηση  $P_x(x)$ . Η πιθανότητα να βρούμε μια τιμή στο διάστημα x και x+dx είναι  $P_x(x)$ dx . Η συνάρτηση  $P_x(x)$  είναι η συνάρτηση της πυκνότητας πιθανότητας PDF Έστω για παράδειγμα έχουμε την εκθετική **Probability Density Function**.

Ορίζουμε την συνάρτηση της αθροιστικής κατανομής (CDF cumulative distribution function) που μας λέει την πιθανότητα να πάρουμε μια τιμή του x μικρότερη από  $x_0$ 

Δηλαδή η τιμή της CDF για κάποιο  $\mathbf{x}_0$  είναι:  $CDF(\mathbf{x}_0) = \int_0^{x_0} P_{\mathbf{x}}(\mathbf{x}) d\mathbf{x}$ 





Στη μέθοδο του μετασχηματισμού, αυτό που θέλουμε να κάνουμε είναι να πάρουμε την αντίστροφη CDF, δηλαδή για μια τιμή της CDF(x) να βρούμε την τιμή που αντιστοιχεί στον x-άξονα

### Τυχαίες κατανομές – Η μέθοδος του μετασχηματισμού

Επομένως θα πρέπει να βρούμε πρώτα την CDF της PDF που μας δίνεται:  $CDF(x) = \int_0^x P(x') dx'$  και κατόπιν να αντιστρέψουμε την συνάρτηση αυτή για να πάρουμε την  $CDF^{-1}(x)$ 

Στην περίπτωση της εκθετικής PDF είχαμε:  $P(x) = e^{-x}$ 

H CDF αυτής θα είναι: 
$$CDF(x) = \int_0^x e^{-x'} dx' = -[e^{-x'}]_0^x = 1 - e^{-x}$$

Στο στάδιο αυτό, θέλουμε να πάμε από μια τιμή y της CDF:  $y = CDF(x) = 1 - e^{-x}$ 

και να λύσουμε την εξίσωση αυτή ως προς x:  $e^{-x} = 1 - y \Rightarrow -x = \ln(1 - y) \Rightarrow x = -\ln(1 - y)$ 

Επομένως έχουμε την αντίστροφη CDF:  $CDF^{-1}(x) = -\ln(1-y)$ 

Αν θέλουμε να πάρουμε τις τιμές *x* που αντιστοιχούν σε κάποιο *y*, χρειάζεται να πάρουμε τυχαίες τιμές του *y* στο διάστημα [0,1) χρησιμοποιώντας την ομοιόμορφη κατανομή

Θυμηθείτε ότι η CDF παίρνει τιμές μεταξύ 0 και 1.

#### Παράδειγμα

Έστω ότι μας δίνεται η pdf της μορφής:  $PDF = \frac{dT}{dcos\theta} = N(1 - \frac{1}{3}Pcos\theta)$ 

Θέλουμε να δημιουργήσουμε τυχαίους αριθμούς που κατανέμονται σύμφωνα με την PDF

Αρχικά βρίσκουμε τον συντελεστή N:  $\int_{-1}^{1} PDF = \int_{-1}^{1} N\left(1 - \frac{1}{3}Pcos\theta\right)dcos\theta = 1$ 

Θα έχουμε: 
$$N\left[cos\theta\Big|_{-1}^{1}-\frac{2P}{3}cos^{2}\theta\Big|_{-1}^{1}\right]=1\Rightarrow 2N=1\Rightarrow N=\frac{1}{2}$$

Θέτοντας  $x' = cos\theta'$ βρίσκουμε την CDF και με y να παίρνει τιμές στο διάστημα [0,1):

$$\int_{1}^{x} \frac{1}{2} \left( 1 - \frac{1}{3} P x' \right) dx' = F(x) = y \Rightarrow y = \frac{1}{2} x' \Big|_{-1}^{x} - \frac{1}{12} P x'^{2} \Big|_{-1}^{x} \Rightarrow 2y = x + 1 - \frac{P}{6} x^{2} + \frac{P}{6}$$

Από τη δευτεροβάθμια εξίσωση θα έχουμε:  $x(y) = \frac{3}{P} \left[ 1 \mp \sqrt{1 + \frac{2}{3}P\left(\frac{P}{6} + 1 - 2y\right)} \right]$ 

Από τις λύσεις μόνο η αρνητική λύση δίνει σωστά αποτελέσματα αφού θα πρέπει η μεταβλητή  $x = cos\theta$  να παίρνει τιμές μεταξύ -1 και 1 και η θετική λύση δίνει ως αποτέλεσμα κάτι που είναι μεγαλύτερο από +/- 1.

#### Παράδειγμα – Κώδικας (<u>muon\_decay.py</u>)

```
import numpy as np# Number of values we want to generate
Ntries = 10000000
\# Generate random float numbers between [0,1] uniformly distributed
r = np.random.uniform(0.0,1.0, size=Ntries)
# We fix a value for P
P = 1.0
# Positive solution of the inverse CDF
def inv cdf pos(r, P):
   return [3/P * (1 + np.sqrt(1 + 2/3 * P * (P/6 + 1 - 2*x))) for x in r]
# Negative solution of the inverse CDF
def inv cdf neg(r, P):
   return [3/P * (1 - np.sqrt(1 + 2/3 * P * (P/6 + 1 - 2*x))) for x in r]
import matplotlib.pyplot as plt# We call the function and generate the histogram
data pdf = inv cdf neg(r, P) \# Look out, the number of bins cannot be very large,
                                # otherwise the histogram does not fit the function.
plt.hist(data pdf, bins = 100, density = True, histtype = "step",color = "black ")
def pdf(costh, Pm):
    return [0.5 * (1.0 - 1.0/3.0 * Pm * x) for x in costh]
x = [-1.0 + i*0.002 \text{ for } i = range(1000)]
plt.plot(x axis, pdf(x axis, P) , color = "orange", linewidth = "1")
plt.xlabel(r'$cos \ \theta$')
plt.ylabel('f')
plt.xlim(-1., 1.)
plt.ylim(0.3, 0.7)
plt.show()
```

#### Τυχαίες κατανομές - Η μέθοδος του μετασχηματισμού

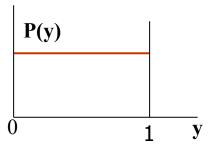
Η CDF θα είναι τότε:

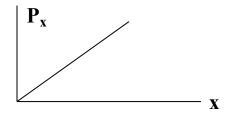
$$CDF(x) = \int P_x(x)dx = \int xdx \Rightarrow CDF(x) = \frac{1}{2}x^2$$

Αντιστρέφουμε την συνάρτηση λύνοντας ως προς x:

$$CDF(x) = y = \frac{1}{2}x^2 \Rightarrow x = \sqrt{2y}$$

Όπου τα y είναι τυχαίοι αριθμοί στο διάστημα [0,1)





#### Τυχαίες κατανομές - Η μέθοδος του μετασχηματισμού

Παραδείγματα τέτοιων συναρτήσεων μετασχηματισμού είναι τα ακόλουθα:

Επιθυμητή κατανομή P <sub>x</sub> (x)	Συνάρτηση μετασχηματισμού f(y)
k	y/k
x	$\sqrt{2y}$
$x^n$	$[(n+1)y]^{1/(n+1)}$
1/x	$e^{y}$
$e^x$	$-\ln(y)$
$\cos(x)$	arcsin(y)
$\sqrt{x}$	$\left[\frac{3}{2}y\right]^{2/3}$

#### Τυχαίες κατανομές - Η μέθοδος της απόρριψης

Η μέθοδος του μετασχηματισμού είναι χρήσιμη όταν η συνάρτηση f(x) μπορεί να υπολογιστεί

Ωστόσο υπάρχουν περιπτώσεις που η επιθυμητή συνάρτηση μπορεί να μην είναι γνωστή σε αναλυτική μορφή.

Για παράδειγμα, θεωρήστε ότι θέλουμε μια Gaussian κατανομή:  $P_{\nu}(y) = e^{-y^2}$ 

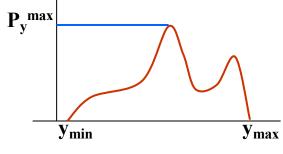
Για την περίπτωση αυτή δεν βρίσκουμε την συνάρτηση y=f(x) γιατί:

$$\frac{dx}{dy} = P_y(y) = e^{-y^2} \Rightarrow x = \int e^{-y^2} dy$$
 Το ολοκλήρωμα αυτό δεν υπολογίζεται αναλυτικά

Για τέτοιου είδους προβλήματα χρησιμοποιούμε τη μέθοδο της απόρριψης η οποία μπορεί να δημιουργήσει την επιθυμητή κατανομή για οποιαδήποτε συνάρτηση.

Με τη μέθοδο αυτή, η ακολουθία των τυχαίων αριθμών  $\{y_1, y_2, \cdots, y_n\}$  δημιουργείται με μια ομοιόμορφη κατανομή στο διάστημα  $[y_{min}, y_{max}]$  που ενδιαφερόμαστε.

Υποθέστε ότι ο σκοπός μας είναι να δημιουργήσουμε μια ακολουθία αριθμών καταγεμημένων σύμφωνα με τη συνάρτηση  $P_y(y)$ 



Προχωρούμε με την ακολουθία των αριθμών  $\{y_1, y_2, \cdots, y_n\}$  και δεχόμαστε τιμές που είναι πολλαπλάσια της  $P_{\mathbf{v}}(\mathbf{y})$ 

#### Τυχαίες κατανομές – Η μέθοδος της απόρριψης

- Ο αλγόριθμος που ακολουθούμε είναι ο ακόλουθος:
  - Θέτουμε m = 0 (μετρητής)
  - Προσδιορίζουμε την μέγιστη τιμή της επιθυμητής κατανομής P<sub>y</sub>(y) και το διάστημα [y<sub>min</sub>,y<sub>max</sub>] της επιθυμητής κατανομής
  - Δημιουργούμε τυχαίο ζευγάρι ytest, Py\_test από μια ομοιόμορφη κατανομή

$$y_{test} = y_{min} + (y_{max} - y_{min}) \times random()$$
  
$$P_{y\_test} = P_{y\_max} \times random()$$

 $\square$  Ελέγχουμε αν η τιμή της κατανομής  $P(y) > Py_test$ 

Αν ναι: Αυξάνουμε τον μετρητή m = m+1

Κρατάμε τη τιμή y εφόσον δίνει επιτρεπτή τιμή: θέτουμε z(m) =y

Αν όχι: Απορρίπτουμε την τιμή γ

Επαναλαμβάνουμε την διαδικασία N φορές:

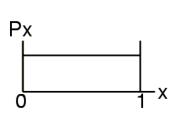
Οι αριθμοί z(m) που απομένουν στην ακολουθία κατανέμονται επομένως σύμφωνα με την συνάρτηση P<sub>y</sub>(y)

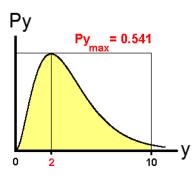
#### Τυχαίες κατανομές – Η μέθοδος της απόρριψης

Παράδειγμα: Έστω ότι θέλουμε την κατανομή  $P_y(y) = e^{-y}y^2$  στο διάστημα y=[0,10] Η μέγιστη τιμή της συνάρτησης  $P_y$  βρίσκεται ζητώντας  $\frac{dP_y}{dy} = 0$ 

Η συνάρτηση έχει μέγιστο στο σημείο y=2 το οποίο αντιστοιχεί σε  $P_{\text{max}}$ =0.541

Επομένως οι τιμές του Py\_test θα δημιουργηθούν στο διάστημα [0,0.541]





## Κατανομές

### Αναμενόμενη τιμή

#### Ορισμός

Η πυκνότητα πιθανότητας, PD, εκφράζει τα πάντα τα οποία χρειάζεται να γνωρίζουμε σχετικά με την σχετιζόμενη τυχαία μεταβλητή

Αλλά η PD μπορεί να χαρακτηριστεί απλά από 2 ιδιότητές της: τη μέση τιμή και τη διασπορά της

Οι δυο αυτές χαρακτηριστικές της PD είναι ειδικές περιπτώσεις της γενικότερης έννοιας της αναμενόμενης τιμής

Έστω g(x) μια συνάρτηση της τυχαίας μεταβλητής x.

Η αναμενόμενη τιμή της g(x) δίνεται

$$\langle g(x) \rangle = \begin{cases} \sum_{i} p(x_{i})g(x_{i}) & \text{av η X είναι διακριτή} \\ \int f(x)g(x)dx & \text{av η X είναι συνεχής} \end{cases}$$

Η αναμενόμενη τιμή της g(x) συμπίπτει με το μέσο όρο μεγάλου αριθμού παρατηρήσεων της g(x)

#### Κανόνες

Μερικοί απλοί αλλά σημαντικοί κανόνες

$$\langle g_1(x) + g_2(x) \rangle = \langle g_1(x) \rangle + \langle g_2(x) \rangle$$

Αν α είναι σταθερά ανεξάρτητη του X τότε:  $\langle a \rangle = a$  και  $\langle ag(x) \rangle = a \langle g(x) \rangle$ 

#### Αναμενόμενη τιμή

#### Μέση τιμή

Η μέση τιμή μιας τυχαίας μεταβλητής Χ είναι εξ'ορισμού η αναμενόμενη τιμή της

$$\langle x \rangle = \begin{cases} \sum_{i} p(x_{i}) x_{i} & \text{av } \eta \text{ X } \text{είναι } \delta \text{ιακριτή} \\ \int dx f(x) x & \text{av } \eta \text{ X } \text{είναι } \sigma \text{υνεχής} \end{cases}$$

Η μέση τιμή συμπίπτει με το μέσο όρο για μεγάλες τιμές παρατηρήσεων της χ

#### Παραδείγματα

1. Μέση τιμή μια διακριτής μεταβλητής Έστω X το αποτέλεσμα της ρίψης ενός ζαριού. Η X παίρνει τιμές x<sub>i</sub>=1,2,3...,6 με πιθανότητα p(x<sub>i</sub>)=1/6. Η μέση τιμή (ή αναμενόμενη τιμή) της x είναι:

$$\langle x \rangle = \sum_{i=1}^{6} p(x_i) x_i = p \sum_{i=1}^{6} x_i = \frac{1+2+3+4+5+6}{6} = \frac{7}{2}$$

2. Μέση τιμή μιας συνεχούς μεταβλητής Έστω Χ μια συνεχής μεταβλητή που επιλέγεται τυχαία στο διάστημα [1,6] Η Χ έχει τότε PDF:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{5} & 1 \le x \le 6 \\ 0 & \alpha \lambda \lambda o v \end{cases}$$
 Ettorévws η μέση τιμή θα είναι:  $\langle x \rangle = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) x \, dx = \frac{1}{5} \frac{x^2}{2} \Big|_{1}^{6} = \frac{7}{2}$ 

### Διασπορά και τυπική απόκλιση

Η διασπορά V[x] μιας τυχαίας μεταβλητής Χ είναι η αναμενόμενη τιμή του τετραγώνου της απόκλισής της από τη μέση τιμή:

$$V[x] = \begin{cases} \sum_{i} p(x_i) (\Delta x_i)^2 & \text{όπου } \Delta x_i = x_i - < x > & \text{και } x \text{ διακριτή} \\ \int f(x) dx (\Delta x)^2 & \text{όπου } \Delta x = x - < x > & \text{και } x \text{ συνεχής} \end{cases}$$

Μπορούμε να γράψουμε ακόμα:  $V[x] = \langle x^2 \rangle - \langle x \rangle^2$ 

Η τυπική απόκλιση μια τυχαίας μεταβλητής X είναι η τετραγωνική ρίζα της διασποράς της  $\sigma(x) = \sqrt{V[x]}$ 

### Η Διονυμική κατανομή

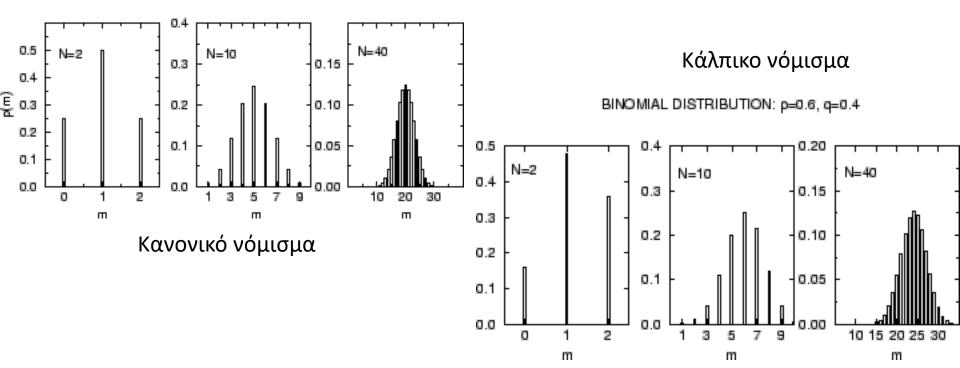
Έστω ότι ρίχνουμε ένα κέρμα Ν φορές. Ποια η πιθανότητα να πάρουμε m φορές τη μια όψη του?

Η πιθανότητα αυτή δίνεται από τη διονυμική κατανομή η οποία λέει ότι:

Αν μια προσπάθεια η οποία δίνει επιτυχία με πιθανότητα p, τεθεί σε δοκιμή N φορές, η πιθανότητα p(m) να βρούμε ακριβώς m επιτυχίες δίνεται από τη σχέση:

$$p(m) = {}^{N}C_{m}p^{m}(1-p)^{(N-m)}$$
  $\mu\varepsilon^{N}C_{m} = \frac{N!}{m!(N-m)!}$ 

BINOMIAL DISTRIBUTION: p=q=0.5



### Ιδιότητες της διονυμικής κατανομής

$$μέση τιμή:$$
  $\langle m \rangle \equiv \sum_{m=0}^{N} mp(m) = Np$ 

διασπορά: 
$$V[m] \equiv \langle \Delta m^2 \rangle \equiv \sum_{m=0}^{N} (m - \langle m \rangle)^2 p(m) = Npq$$

τυπική απόκλιση: 
$$\sigma = \sqrt{V[m]} = \sqrt{Npq}$$

Η διονυμική κατανομή προσδιορίζεται από δυο παραμέτρους Ν και ρ.

Η μέση τιμή αυξάνει γραμμικά με τον αριθμό των προσπαθειών ενώ η τυπική απόκλιση μόνο συναρτήσει της τετραγωνικής ρίζας Ν

### Παράδειγμα – τυχαίος περίπατος

Ένας μεθυσμένος κινείται από στύλο σε στύλο καθώς προσπαθεί να γυρίσει στο σπίτι του. Σε κάθε κολόνα σταματά για λίγο και συνεχίζει. Κάθε φορά που σταματά μπορεί να κινηθεί εξίσου προς ή μακριά από το σπίτι του. Αν οι κολόνες απέχουν απόσταση α ποια είναι η μέση τιμή και η απόκλιση της μετατόπισής του d από το σημείο εκκίνησής του μετά από N βήματα;

Έστω  $n_R$  ο αριθμός των βημάτων προς το σπίτι του και  $n_L$  ο αριθμός των βημάτων στη λάθος κατεύθυνση:  $n_L$ =N- $n_R$ 

Η μετατόπισή του d από το σημείο εκκίνησης είναι:  $d = (n_R - n_L)a = (2n_R - N)a$ Θεωρούμε σα προσπάθεια ένα βήμα, ενώ σαν επιτυχία ένα βήμα προς το σπίτι του Επομένως  $n_R$  είναι κατανεμημένη διονυμικά με πιθανότητα p=1/2

Η μέση τιμή και διασπορά της 
$$n_R$$
 είναι:  $\langle n_R \rangle = Np = \frac{N}{2}$  και  $V[n_R] = \langle [\Delta n_R]^2 \rangle = Npq = \frac{N}{4}$ 

Η μέση τιμή της μετατόπισης είναι: 
$$\langle d \rangle = \langle a[2n_{\scriptscriptstyle R} - N] \rangle = a(2\langle n_{\scriptscriptstyle R} \rangle - N) = a(N-N) = 0$$

Η διασπορά της μετατόπισης είναι: 
$$\langle \Delta d^2 \rangle = \langle \left( d - \langle d \rangle \right)^2 \rangle = \langle \left[ a \left( 2n_R - N - \langle 2n_R - N \rangle \right) \right]^2 \rangle$$

$$\left\langle \Delta d^{2} \right\rangle = \left\langle \left[ a \left( 2n_{R} - N - 2 \left\langle n_{R} \right\rangle + N \right) \right]^{2} \right\rangle = \left\langle \left[ 2a \left( n_{R} - \left\langle n_{R} \right\rangle \right) \right]^{2} \right\rangle = \left\langle \left[ 2a \Delta n_{R} \right]^{2} \right\rangle = 4a^{2} \left\langle \Delta n_{R}^{2} \right\rangle$$

Αλλά 
$$V[n_R] = \langle [\Delta n_R]^2 \rangle$$
 οπότε  $\langle \Delta d^2 \rangle = 4a^2V[n_R] \Rightarrow V[d] \Rightarrow V[$ 

#### Κατανομή Poisson

Η κατανομή Poisson είναι ειδική περίπτωση της διονυμικής κατανομής όταν:

Η πιθανότητα, p, μιας προσπάθειας να δώσει επιτυχία είναι μικρή (πηγαίνει στο 0)

Ο αριθμός των προσπαθειών είναι μεγάλος (πηγαίνει στο άπειρο)

Ο μέσος αριθμός επιτυχιών, Νρ, είναι συγκεκριμένος αριθμός (δεν πηγαίνει στο 0 ή στο άπειρο)

Για την διονυμική κατανομή μπορούμε να γράψουμε:

 $p \to 0$ ,  $N \to \infty$  ενώ Np δεν είναι 0 ή άπειρο

$$p(m) = e^{-\langle m \rangle} \frac{\langle m \rangle^m}{m!}$$
 Poisson κατανομή

Ιδιότητες της κατανομής Poisson:

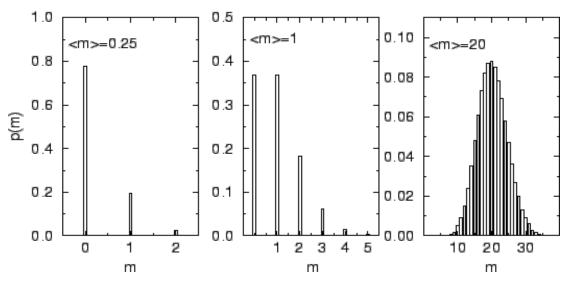
Στο Poisson όριο της διονυμικής κατανομής, η τυπική απόκλιση δίνεται από

$$\sigma[m] = \sqrt{Npq} = \sqrt{Np(1-p)} \simeq \sqrt{Np} = \sqrt{\langle m \rangle}$$

Επομένως η Poisson κατανομή προδιορίζεται από την <m>

### Παραδείγματα

#### POISSON DISTRIBUTION



Κατά τη διάρκεια μιας βροχής μετεωριτών, παρατηρούμε ότι μετεωρίτες πέφτουν με ρυθμό 12.2/h. Υπολογίστε τη πιθανότητα να παρατηρήσετε λιγότερο από 2 σε 0.5h

$$p(m) = e^{-\langle m \rangle} \frac{\langle m \rangle^m}{m!}$$
 όπου  = 6.1/(0.5h)

Η πιθανότητα να ανιχνεύσουμε < 2 είναι:

$$p(m < 2) = p(m = 0) + p(m = 1) = e^{-\langle m \rangle} (1 + \langle m \rangle) = 0.016$$