Wygeneruj 1000 elementowe próbki zmiennej losowej  $\mathcal{N}(0,1)$  używając zmiennych  $\mathcal{U}(0,1)$  oraz

- (a) regułę tuzina ('rule of the dozen'),
- (b) metodę odwrócenia dystrybuanty ('inverse transform'),
- (c) metode Boxa-Mullera.

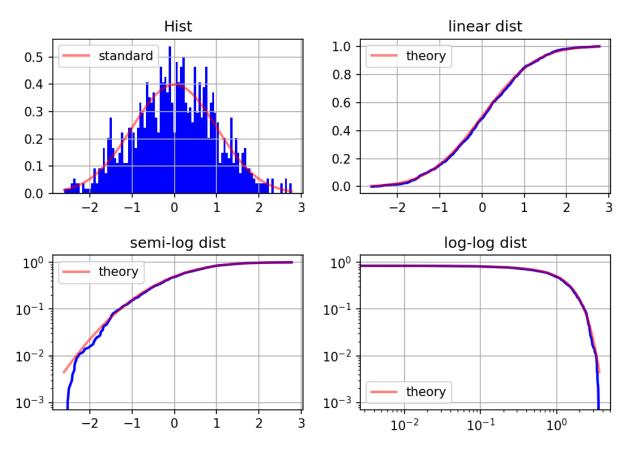
Następnie narysuj (wskazówki w pliku Ogony.pdf):

- i) histogramy,
- ii) empiryczne dystrybuanty w skali liniowej, semi-logarytmicznej, podwójnie-logarytmicznej, oraz porównaj z rozkładem N(0,1).

### Rozwiązanie:

#### a) reguła tuzina

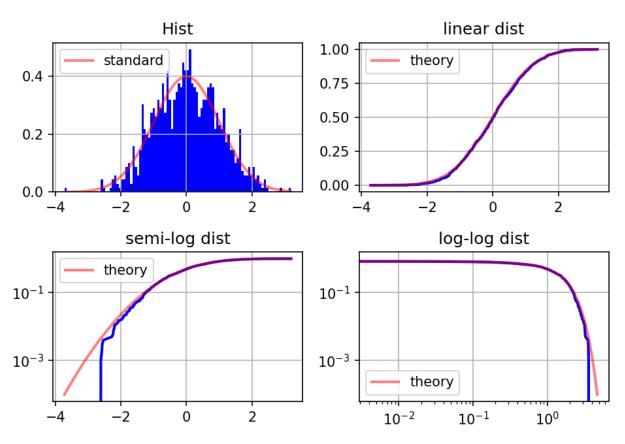
Wyznaczenie polegało na obliczeniu sumy 12 losowych liczb z przedziału (0:1) i odjęciu od niej średniej rozkładu jednostajnego (w tym wypadku równe 6) powstało 1000 próbek rozkładu normalnego. Poniżej wykres histogramu oraz empiryczne dystrybuanty w skali liniowej, semilogarytmicznej i podwójnie logarytmicznej:



#### b) metoda odwracania dystrybuanty

1000 próbek stworzone za pomocą odwracania dystrybuanty 1000 próbek rozkładu jednostajnego (0,1) posortowane, użyta została funkcja w pythonie ndtri (value); Wynikowe wykresy:

#### **Inverse Transform**



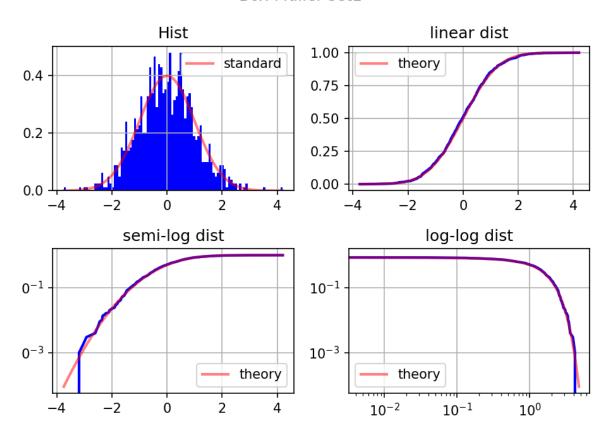
#### c) metoda Boxa-Mullera

za pomocą metody Boxa- Mullera utworzone zostały dwa skorelowane ze sobą zbiory próbek z rozkładem normalnym:

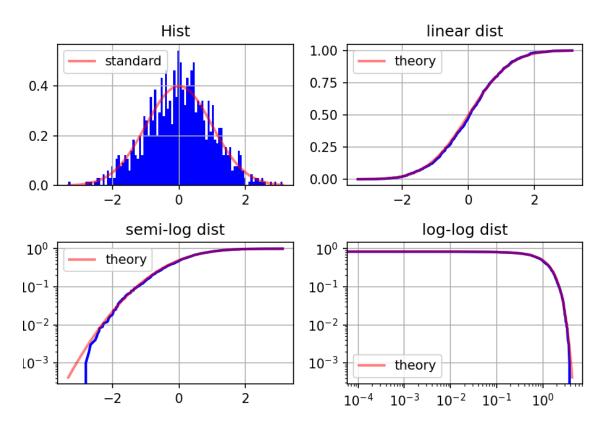
$$egin{aligned} Z_1 &= \sqrt{-2\mathrm{log}( extit{$U_1$})}\mathrm{cos}(2\pi extit{$U_2$}) \ Z_2 &= \sqrt{-2\mathrm{log}( extit{$U_1$})}\mathrm{sin}(2\pi extit{$U_2$}) \ \mathsf{X} &= [ extit{$Z_1$}, extit{$Z_2$}] \end{aligned}$$

Wykresy dla obu zbiorów wyglądają następująco:

### Box-Muller set1



### Box-Muller set2



Korzystając z 1000 elementowej próbki U(0, 1), wygeneruj 1000 elementowe próbki zmiennych losowych (odwrotną dystrybuantę rozkładu wbudowaną w pakiet Matlab/Python możesz wykorzystać jedynie do generowania rozkładu normalnego):

- (a) log normalnej,
- (b) Pareto,
- (c) wykładniczej. Następnie narysuj:
- i) histogramy,
- ii) empiryczne dystrybuanty w skali liniowej, semi-logarytmicznej, podwójnie-logarytmicznej.

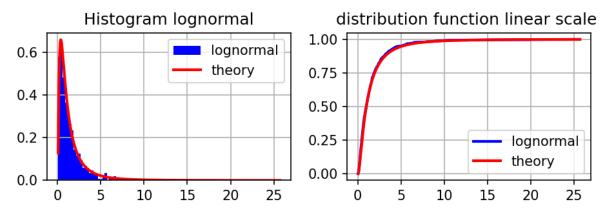
#### Rozwiązanie:

a)log normalnej

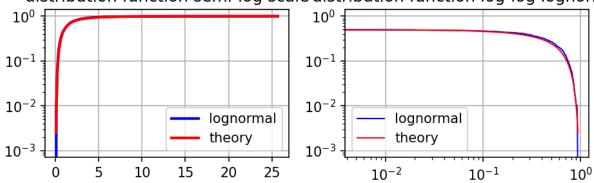
wzór użyty został 
$$\, {\mathsf Y} = {\mathrm e}^{{\mathsf X}}$$
,  $\, {\mathsf X} \sim {\mathbb N}(\mu, \sigma^2)$ 

użyłem funkcji ndtri(x) do wyznaczenia X z U(0,1), która odtwarza x według krzywej Gaussa. wykresy wyglądają następująco:

### lognormal



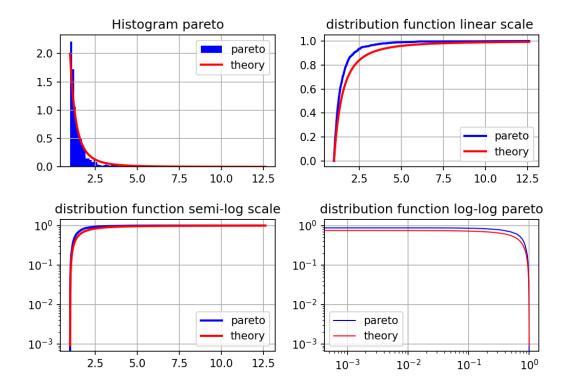
distribution function semi-log scale distribution function log-log lognorr



b) pareto

wzór na wyliczenie zmiennych losowych metodą pareto:

$$Y = \lambda U^{\frac{-1}{\alpha}} \sim Pareto(\lambda, \alpha)$$
, gdzie λ = 1 a α= 3 czyli parametry dla rozkładu normalnego

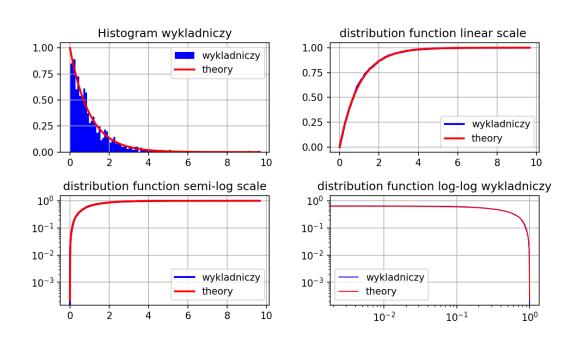


c)wykładniczy Skorzystano ze wzoru:

• 
$$\mathsf{Y} = -\frac{1}{\beta}\log(U) \sim \mathsf{Exp}(\beta)$$

z Beta = 1

Wynikowe wykresy wyglądają następująco:



Korzystając z 1000 zmiennych U(0, 1) i metody MC oblicz przybliżoną wartość całki z funkcji  $f(x) = x^2 + x$  na przedziale [1, 3]. Wyznacz 95% przedziały ufności (CI) otrzymanej aproksymacji całki. Jaki jest dokładny wynik całkowania?

### Rozwiązanie:

# Definite integral

$$\int_{1}^{3} (x^{2} + x) dx = \frac{38}{3} \approx 12.667$$

Korzystając z programu Wolphram alpha obliczona została całka dla przedziału [1,3]. Program polega na stworzeniu 1000 zmiennych losowych zakresu x [1,3] i 1000 zmiennych losowych z zakresu y [0,12 (ymax)] i policzenie 1000 pól prostokątów, jeśli wysokość prostokąta była większa niż losowy y, to prostokąt wrzucany był do tablicy tych prostokątów mieszczących się pod funkcją.

Następnie ich stosunek pomnożony przez maksymalny prostokąt dawał nam wynik przybliżonej całki.

# 13.007298322496137

# 11.825711060178069 13.903552712719975

Rys. Zrzut ekranu obrazujący przykładowy wynik przybliżona całka i przedziały ufności.

Przedziały ufności dla estymatora obliczone zostały za pomocą danego wzoru

$$CI = \left[ \hat{Y} - 1.96 \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{1000}}, \hat{Y} + 1.96 \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{1000}} \right]$$

$$\hat{Y} = mean(Y)$$

$$\hat{\sigma} = std(Y)$$

mean() == średnia

std() == odchylenie standardowe

Y = zbiór wartości funkcji X^2 + X

Podsumowywując, metoda Monte Carlo odpowiednio przybliża całkę, wynik znajduję się w połowie zakresu ufności.

Wygeneruj 3 niezależne trajektorie arytmetycznego ruchu Browna (ABM):  $dX = \mu dt + \sigma dB$ . Weź dt = 1, X(0) = 10,  $\mu = 0.04$ ,  $\sigma = 0.4$ . Narysuj je na jednym wykresie razem z (deterministycznym) trendem, tj.  $dX = \mu dt$ .

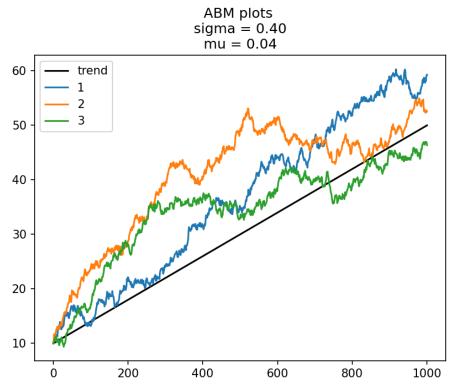
#### Rozwiązanie:

```
data = [value0]

for i in range(1000):

start = data[i] + dt*mu + sigma*np.random.normal(0,dt)
```

Za pomocą obliczenia kolejnych punktów trajektorii do różnicy dodając wcześniejszą wartość otrzymujemy podany wykres z trzema próbami:



#### Wniosek:

Arytmetyczny ruch Browna tworzy trajektorię prowadzoną wzdłuż trendu, każde wykonanie jest inne, zazwyczaj wartości na początku mają za dużą różnicę, ale potem utrzymują tempo wzrostu trendu

#### Zadanie 5

Wygeneruj 3 niezależne trajektorie geometrycznego ruchu Browna (GBM):  $dX = \mu X dt + \sigma X dB$ .

Weź dt = 1, X(0) = 10,  $\mu$  = 0.01,  $\sigma$  = 0.04. Narysuj je na jednym wykresie razem z (deterministycznym) trendem, tj. dX =  $\mu$ Xdt.

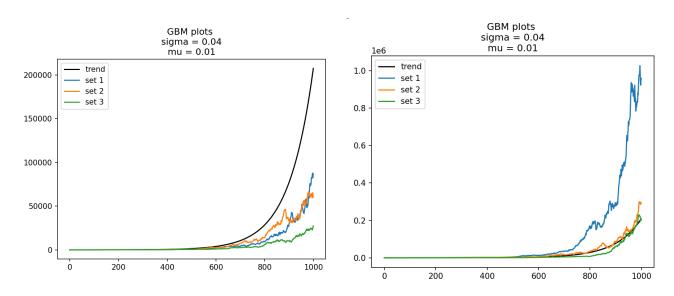
Daniel Drapała nr indeksu: 244939

### Rozwiązanie:

Podobnie jak w poprzednim zadaniu

```
data.append(data[i] + dt*mu*data[i] + sigma*np.random.normal(0, dt)*data[i])
```

Do różnicy według GBM dodawana jest poprzednia wartość, co generuję nam trajektorie według GBM:



Powyżej dołączone zostały 2 wywołania programu przedstawiające 3 trajektorie według GBM, można zauważyć, że im większa wartość różnicy, tym większa różnica co do trendu. Każde wywołanie funkcji rysuje inny wykres, zdarzają się też takie bardzo zbliżone do trendu. (prawy wykres)

### Zadanie 6

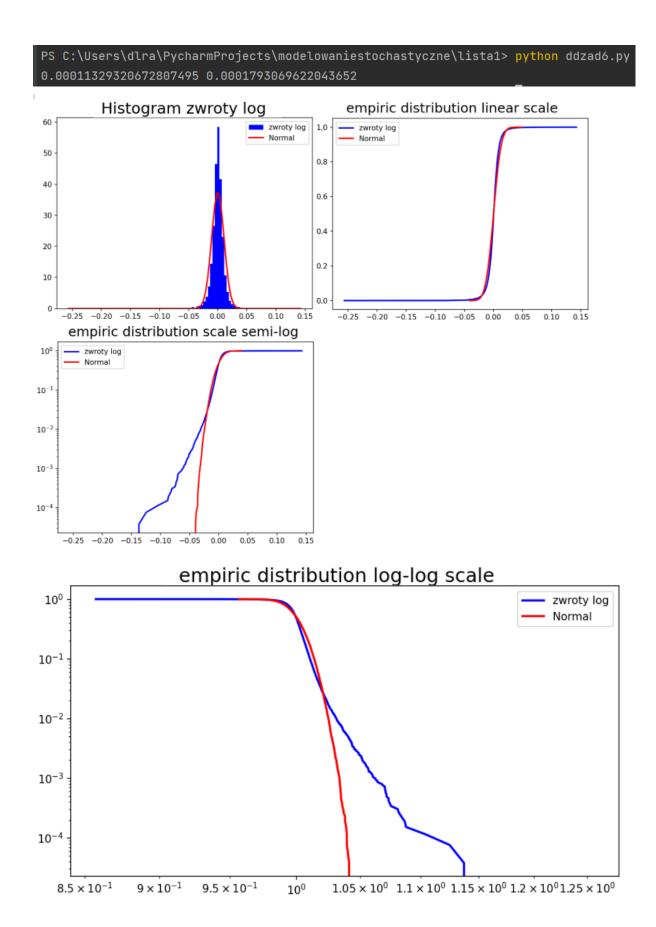
Dla wartości indeksu DJIA policz zwroty logarytmiczne zt = ln(xt+1/xt). Następnie dla zwrotów narysuj:

- i) histogram,
- ii) empiryczną dystrybuantę w skali liniowej, semi-logarytmicznej, podwójnie-logarytmicznej, oraz porównaj z rozkładem normalnym o średniej i wariancji wyestymowanych z danych.

#### Rozwiązanie:

Program początkowo liczy zwroty logarytmiczne, oblicza ich średnią i wariancję z wyestymowanych danych i rysuje histogram i empiryczną dystrybuantę porównując do rozkładu normalnego o średniej i wariancji obliczonej na początku.

```
av = np.average(z1)
var = np.var(z1)
print(var, av)
plots(z1, av, var, 'zwroty log')
```

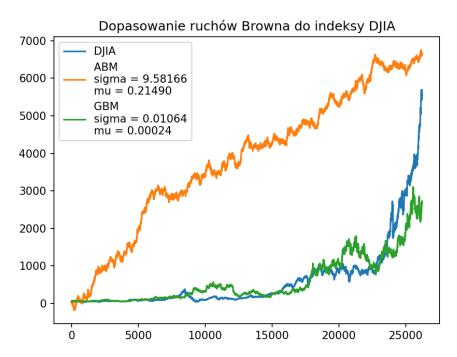


Wniosek. Widoczne odchylenia i zaburzenia dopiero podczas logarytmicznych skal

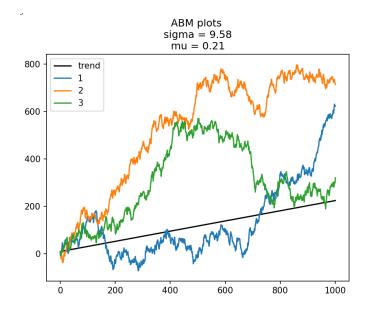
Dopasuj ABM do różnic szeregu, tj. zt = xt + 1 - xt, i GBM do zwrotów (przyrostów logarytmicznych) indeksu DJIA. Powtórz zad. 4 i 5 dla tak wyestymowanych  $\mu$  i  $\sigma$ . Przyjmij dt = 1. Zilustruj przykładowe realizacje dopasowanych ruchów Browna i porównaj je z historią indeksu DJIA (podobnie jak na slajdach dla indeksu S&P500).

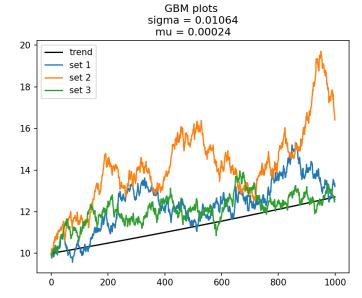
Dopasowanie ABM I GBM do odpowiednio różnic szeregu i przyrostów logarytmicznych otrzymaliśmy następujące wykresy porównane z wykresem historii indeksu DJIA

	GBM	ABM:
sigma =	0.01064	9.58166
mu =	0.00024	0.21490



Następnie wyznaczone wartości sigma i mu wprowadzone zostały do algorytmu z zadania 4 i 5. Oto wywołanie:



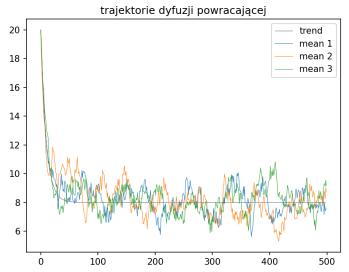


Wygeneruj 3 niezależne trajektorie dyfuzji powracającej do średniej:  $dX = \alpha(\beta - X)dt + \sigma dB$ . Weź dt = 1, X(0) = 20,  $\alpha = 0.1$ ,  $\beta = 8$ ,  $\sigma = 0.4$ . Jaki jest poziom powracania do średniej? Narysuj je na jednym wykresie razem z (deterministycznym) trendem, tj.  $dX = \alpha(\beta - X)dt$ .

### Rozwiązanie:

```
data = [20]
for i in range(1_size):
    data.append(data[i-1] +(alfa*(beta - data[i-1]) + sigma*np.random.normal(0, dt)))
return np.array(data)
```

Zastosowany wzór pozwolił stworzyć zbiór danych dla trajektorii dyfuzji powracającej do średniej, wykres wraz z trendem:



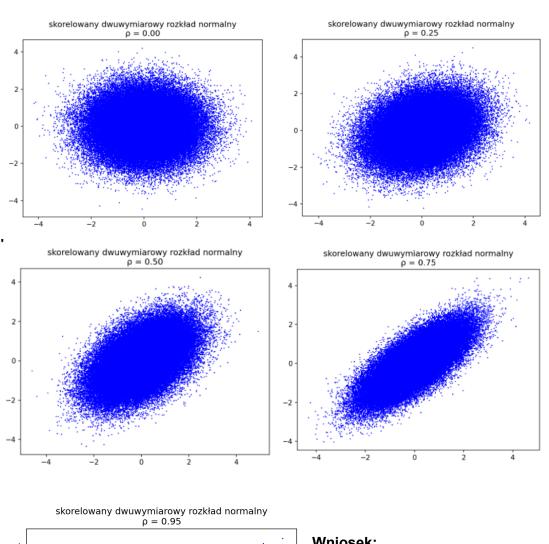
Wniosek:

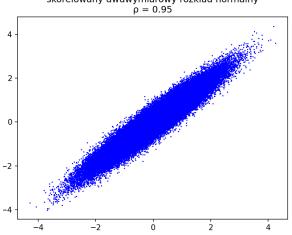
Widoczna jest oscylacja powracająca do trendu na poziomie wartości 8 na 3 podejściach.

Wygeneruj 10<sup>5</sup> elementowe skorelowane próbki o dwuwymiarowym rozkładzie normalnym z macierzą kowariancji  $\varsigma = [1, \rho; \rho, 1]$  dla  $\rho = 0, 0.25, 0.5, 0.75, 0.95$ . Narysuj scatterplot, np. w Matlbie plot(x,y,'.'). Jaki wpływ na otrzymany kształt ma  $\rho$ ?

# Rozwiązanie:

Wykresy powstałe podczas tworzenia 100000 próbek skorelowanych o dwuwymiarowym rozkładzie normalnym z macierzą kowariancji [1,p;p;1] dla zmiennego p = [0, 0.25, 0.5, 0.75, 0.95] prezentują się następująco:





#### Wniosek:

Patrząc na wykresy im większe p tym więcej punktów znajduje się na prostej x (przybliżonych wartościach (x,y))

Wygeneruj 2 zależne trajektorie ABM:  $dX = \mu dt + \sigma dB$ , z macierzą kowariancji przyrostów dB postaci  $\varsigma = [1, \rho; \rho, 1]$ . Weź dt = 1, X(0) = 10,  $\mu = 0.04$ ,  $\sigma = 0.4$ ,  $\rho = \{0, 0.25, 0.5, 0.75, 0.95\}$ . Narysuj je na jednym wykresie.

# Rozwiązanie

Przedstawiona została grupa wykresów, która przedstawia zależne trajektorie w zależności od współczynnika p

Widać, że im większy współczynnik p tym bardziej niestabilne i zróżnicowane są trajektorie (patrz dla p= 0.95)

