

```
import numpy as np
import numpy.random as npr
import scipy.stats as scs
import pandas as pd
import matplotlib.pyplot as plt
import seaborn as sns
```

Cas binaire : représentativité d'un échantillon de sondage

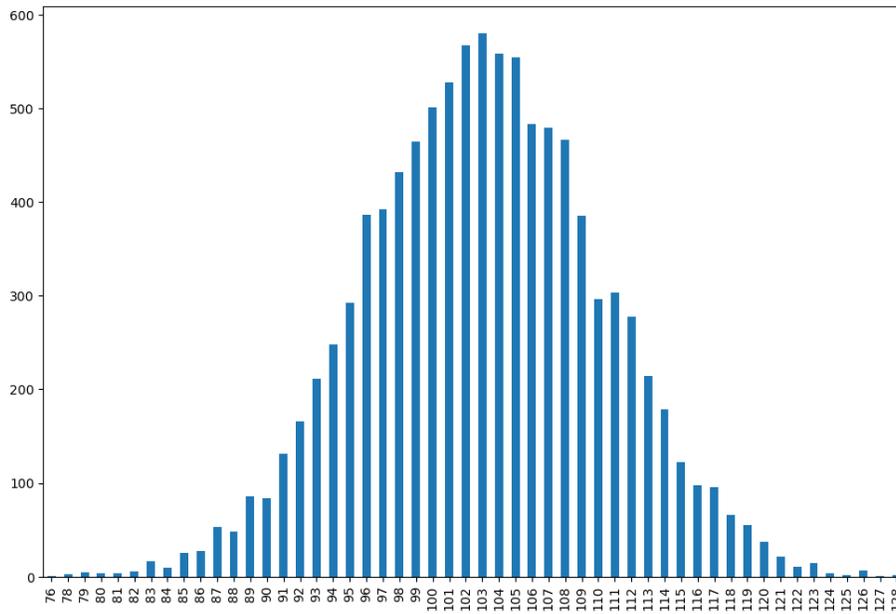
Question : Un échantillon de 200 personnes est constitué pour une étude sur [ce que vous voulez, p.ex., des aménagements locaux dans une ville moyenne en France]. Il contient 95 femmes et 105 hommes. Une association féministe se plaint que la voix des femmes est encore une fois minorée, car elles représentent 51.5% de la population et que l'échantillon aurait donc dû compter 103 femmes. Qu'en pensez-vous ?

```
p = 0.515
n = 200
N = 10000
# Version automatique
NbFemmes = npr.binomial(n, p, N)

# Version piétonne
# NbFemmes = []
# for j in range(N):
#     NbFemmes.append(sum(npr.random(n) <= p))

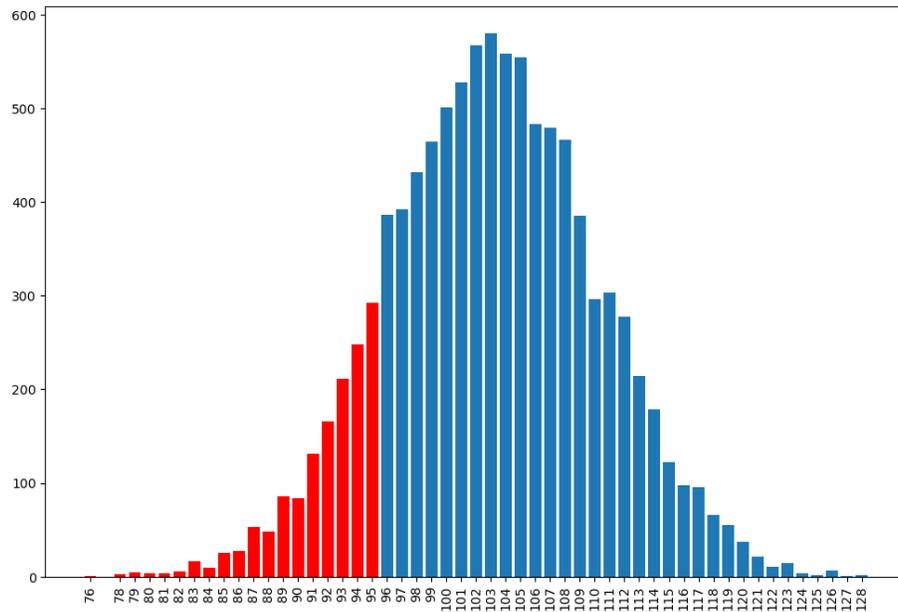
SNbFemmes = pd.Series(NbFemmes)
tab = SNbFemmes.value_counts().sort_index()

plt.figure(figsize=(12,8))
tab.plot(kind='bar')
plt.show()
```



Est-ce que 95 est une valeur atypique ?

```
plt.figure(figsize=(12,8))
mask = (tab.index>95)
plt.bar(tab.index[mask],tab[mask])
plt.bar(tab.index[~mask],tab[~mask],color='r')
plt.xticks(tab.index, rotation=90)
plt.show()
```



Ca n'en a pas l'air : valeur estimée de la probabilité d'avoir 95 femmes ou moins
=

```
(SNbFemmes <= 95).mean()
```

```
0.142
```

```
# Autres estimations
```

```
for k in range(10):
```

```
    print(np.mean(npr.binomial(n, p, N) <= 95))
```

```
0.145
```

```
0.1434
```

```
0.1545
```

```
0.1369
```

```
0.1432
```

```
0.1444
```

```
0.1426
```

```
0.1421
```

```
0.1479
```

```
0.1457
```

Valeur exacte :

```
scs.binom.cdf(95, n, p)
```

```
0.14432156187089648
```

Méthodologie des tests d'hypothèses

Hypothèse de départ H_0 , qu'on met sur le grill --- ici, H_0 : échantillon représentatif, soit $H_0 : p_0 = 51.5\%$

Hypothèse alternative H_1 --- devrait être H_1 : échantillon non-représentatif (sous-représentation ou sur-représentation des femmes), même si pour la simplicité du propos je vais prendre plutôt H_1 : sous-représentation des femmes, soit $H_1 : p_0 < 51.5\%$

Forte dissymétrie entre les hypothèses : on est attaché à H_0 et on ne la rejette que si les données la contredisent **gravement**

A défaut, on la conserve (ce qui ne veut pas dire qu'on l'accepte ou qu'on la valide)

Sur l'exemple considéré, la P-valeur est de 14.4%, qui est supérieure au seuil conventionnel de 5%, il n'y a pas de contradiction grave : on conserve H_0

I.e.: On ne peut pas exclure que cet échantillon soit représentatif, aucun biais significatif n'a été démontré par l'analyse statistique

En revanche, avec seulement 90 femmes :

```
scs.binom.cdf(90, n, p)
0.038478374770585924
```

On aurait rejeté H_0 et conclu à un biais significatif entachant la représentativité de l'échantillon

Avec plusieurs catégories

La situation est la suivante.

- On fait face à un problème avec 10 modalités possibles cette fois-ci
- On veut tester H_0 : probabilités uniformes (soit 10% pour chaque catégorie)
- Contre H_1 : probabilités autres qu'uniformes

Il faut d'abord construire une statistique de test : une valeur observée qui ait un comportement connu et bien déterminé sous H_0 , et un comportement différent sous H_1 .

Etude d'une statistique de test

```
n = 116
# Génération de n variables aléatoires iid selon une loi uniforme sur {0, 1, 2, ..., 9} :
U = pd.Series(npr.random(n)*10).apply(int)
U.value_counts().sort_index()
```

```

0    11
1    11
2     9
3     9
4    14
5     8
6    16
7    13
8    15
9    10
dtype: int64

# Statistique de test : une certaine mesure de l'écart
# Dite Chi^2 de Pearson
T = ((U.value_counts().sort_index() - n/10)**2/(n/10)).sum()
T
5.896551724137931

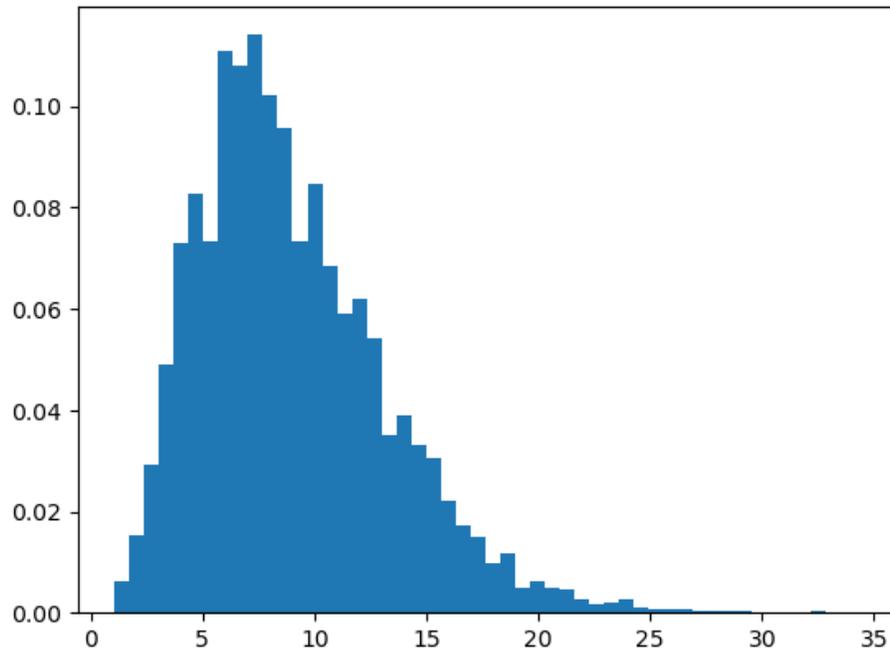
A quoi ressemble la loi de T ?

def varUnif(k):
    U = pd.Series(npr.random(k)*10).apply(int).value_counts().sort_index()
    T = ((U - k/10)**2/(k/10)).sum()
    return T

n = 116
N = 10000
Res = pd.Series(np.zeros(N))
for k in range(N):
    Res[k] = varUnif(n)

plt.hist(Res, density=True, bins=50)
plt.show()

```

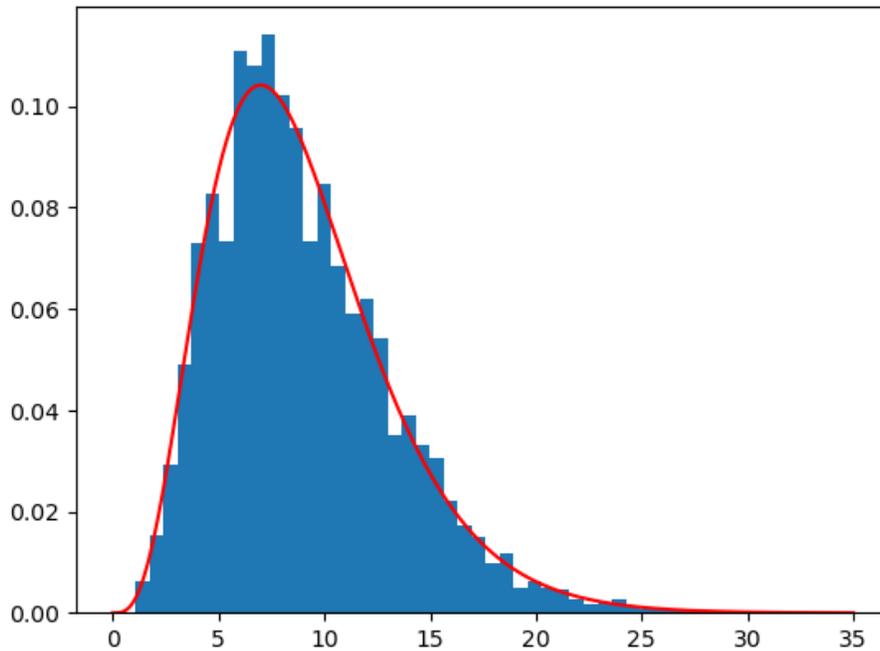


En fait, la loi de T converge, quand n tend vers l'infini, vers une loi du χ^2 à 9 degrés de liberté

```
plt.hist(Res, density=True, bins=50)

ddl = 9
x = np.linspace(0, 35, 1000)
plt.plot(x, scs.chi2.pdf(x,ddl), 'r')

plt.show()
```



Jeu de données d'élections présidentielles 2009 en Iran

```
iran = pd.read_csv('Iran-Elections-2009.csv', sep=';')
iran
```

	Province	Candidate	Score
0	Ardabil	Ahmadinejad	325911
1	Azarbaijan, East	Ahmadinejad	1131111
2	Azarbaijan, West	Ahmadinejad	623946
3	Bushehr	Ahmadinejad	299357
4	Chahar Mahaal and Bakhtiari	Ahmadinejad	359578
..
111	Semnan	Rezaee	4440
112	Sistan and Baluchistan	Rezaee	6616
113	Tehran	Rezaee	147487
114	Yazd	Rezaee	8406
115	Zanjan	Rezaee	7276

[116 rows x 3 columns]

```
iran['Candidate'].value_counts()
```

Ahmadinejad	29
Karroubi	29
Mousavi	29

```

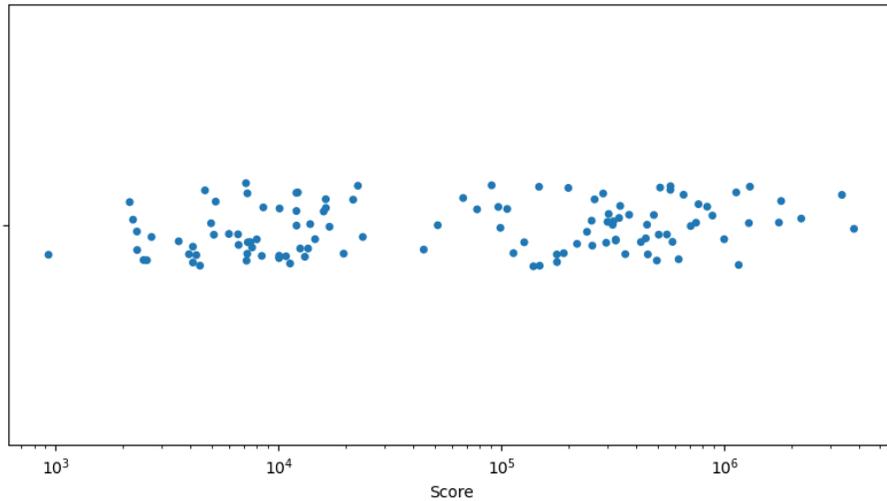
Rezaee          29
Name: Candidate, dtype: int64

iran['Province'].value_counts()

Ardabil          4
Khorasan, Razavi 4
Yazd             4
Tehran           4
Sistan and Baluchistan 4
Semnan          4
Qom             4
Qazvin          4
Mazandaran      4
Markazi         4
Kurdistan       4
Kohgiluyeh and Boyer-Ahmad 4
Khuzestan        4
Khorasan, South 4
Khorasan, North 4
Azarbaijan, East 4
Kermanshah      4
Kerman          4
Isfahan         4
Ilam            4
Hormozgan       4
Hamadan         4
Golestan        4
Gilan           4
Fars            4
Chahar Mahaal and Bakhtiari 4
Bushehr         4
Azarbaijan, West 4
Zanjan          4
Name: Province, dtype: int64

# Distribution des 4 x 29 = 116 scores
plt.figure(figsize=(10,5))
sns.stripplot(data=iran, x='Score', size=5).set_xscale('log')
plt.show()

```



Principe : si résultats authentiquement reportés, alors chiffres des unités uniformément distribués. Testons cela !

```
# Pour extraire le chiffre des unités :
def extrunité(k):
    return k - int(k/10)*10

# Exemples :
extrunité(156878), extrunité(351), extrunité(22)

(8, 1, 2)

iran['Unités'] = iran['Score'].apply(extrunité)
iran
```

	Province	Candidate	Score	Unités
0	Ardabil	Ahmadinejad	325911	1
1	Azarbaijan, East	Ahmadinejad	1131111	1
2	Azarbaijan, West	Ahmadinejad	623946	6
3	Bushehr	Ahmadinejad	299357	7
4	Chahar Mahaal and Bakhtiari	Ahmadinejad	359578	8
..
111	Semnan	Rezaee	4440	0
112	Sistan and Baluchistan	Rezaee	6616	6
113	Tehran	Rezaee	147487	7
114	Yazd	Rezaee	8406	6
115	Zanjan	Rezaee	7276	6

```
[116 rows x 4 columns]

I = iran['Unités'].value_counts().sort_index()
I
```

```

0    9
1   11
2    8
3    9
4   10
5    5
6   14
7   20
8   17
9   13
Name: Unités, dtype: int64

n = 116
T_iran = ((I - n/10)**2/(n/10)).sum()

# Valeur de la statistique de test sur ce jeu de données :
T_iran
15.551724137931032

# Est-ce une valeur typique ?
# Il faut voir que sous H1, T tend à prendre des valeurs plus grandes, de sorte qu'on apprécie
(Res >= T_iran).mean()

0.0784

C'est limite...

```

Jeu de données d'échange de magnets

Histoire : collection de magnets; au début, on n'a pas de doublons puis cela devient de plus en plus difficile d'obtenir au hasard des achats les magnets manquants. On a l'impression que certains reviennent plus souvent que d'autres, non ? Pourtant, ceux-ci sont (normalement) uniformément distribués. Testons cela...

Plateforme d'échange : <https://www.brossard.fr/echange-magnet-brossard/>



```
magnets = pd.read_csv('Magnets-Brossard.csv', sep=';')
magnets
```

	Magnet	Offres
0	Colombie	2141
1	Venezuela	1998
2	Guyane	1909
3	Perou	2093
4	Amazonie	1971
5	Bresil-Nord	1922
6	Bresil-Rio	2018

```

7  Bresil-Brasilia      1928
8  Bresil-SaoPaulo     1956
9      Bolivie          1931
10     Paraguay         1991
11     Chili             2046
12     Argentine        2198
13  IlesGalapagos      2012
14     IlePaques        1824
15  IlesMalouines      1996

```

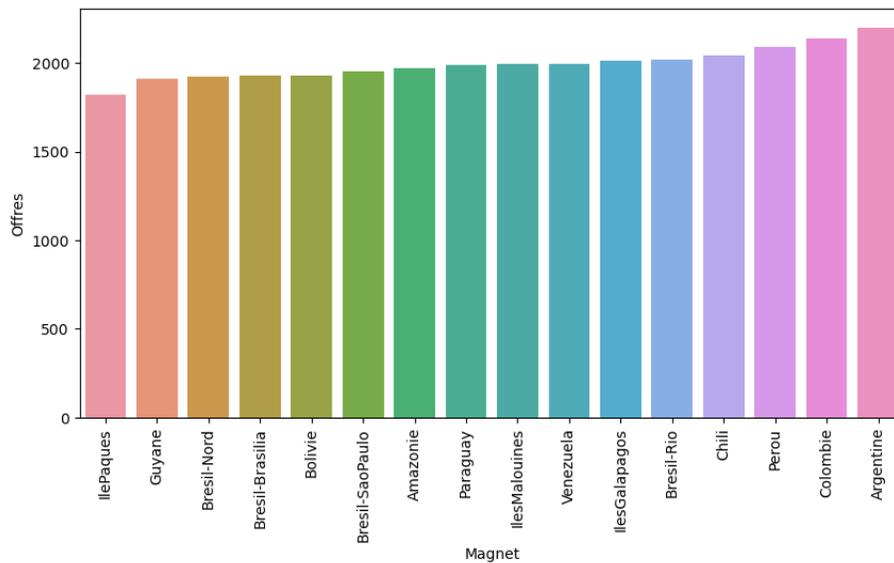
```
magnets['Offres'].min(), magnets['Offres'].max()
```

```
(1824, 2198)
```

```

plt.figure(figsize=(10,5))
sns.barplot(data=magnets.sort_values('Offres'), x='Magnet', y='Offres')
plt.xticks(rotation=90)
plt.show()

```



```
# Total :
```

```
n = magnets['Offres'].sum()
```

```
n
```

```
31934
```

Re-simulons la loi de T avec cette valeur de n :

```
# Attention, il y a 16 modalités désormais
```

```
def varUnifMagnet(n):
```

```
    U = pd.Series(npr.random(n)*16).apply(int).value_counts().sort_index()
```

```

T = ((U - n/16)**2/(n/16)).sum()
return T

```

```

N = 2500
ResL = pd.Series(np.zeros(N))
for k in range(N):
    ResL[k] = varUnifMagnet(n)

```

Ici, la loi de T converge, quand n tend vers l'infini, vers une loi du χ^2 à 15 degrés de liberté

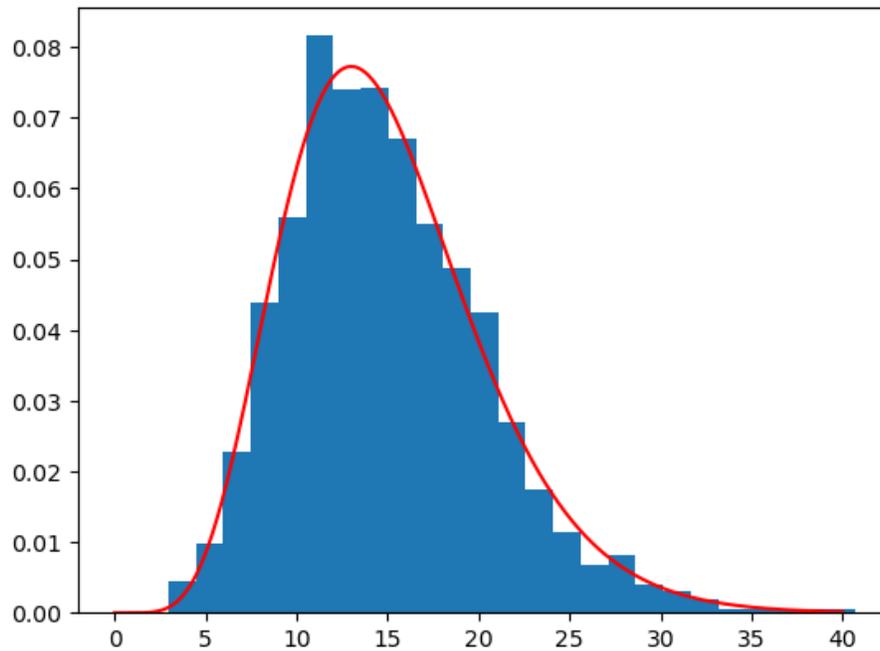
```
plt.hist(ResL, density=True, bins=25)
```

```

ddl = 15
x = np.linspace(0, 40, 1000)
plt.plot(x, scs.chi2.pdf(x,ddl), 'r')

```

```
plt.show()
```



Sur les données, T vaut :

```

T_magnets = ((magnets['Offres'] - n/16)**2/(n/16))
T_magnets

```

0	10.552397
1	0.002262

```

2      3.781432
3      4.726381
4      0.310022
5      2.734398
6      0.245264
7      2.308269
8      0.796651
9      2.108732
10     0.011907
11     1.258854
12    20.469476
13     0.130277
14    14.801035
15     0.000008
Name: Offres, dtype: float64

```

```

T_magnets.sum()
64.23736456441411
max(ResL)
40.70382664245005

```

On rejette donc très fermement l'hypothèse H_0 que les mangets proposés à l'échange sont uniformément distribués (cela n'implique pas nécessairement qu'en production, ils ne le soient pas : il y a peut-être juste des attachements ou répulsions subjectifs des consommateurs à certains magnets). Les déviations les plus marquantes par rapport à l'effectif attendu $n/16 = 1995.875$ sont pour ceux d'indices 0, 12 et 14 :

```

magnets.iloc[[0,12,14],:]

```

	Magnet	Offres
0	Colombie	2141
12	Argentine	2198
14	IlePaques	1824