

Un **point extrême**, plus connu sous le nom d'**outlier** ou d'**anomalie**, est une observation distante des autres observations de la distribution. Ces points peuvent être de deux natures, soit ils sont le résultat de la variabilité propre au phénomène étudié, soit ils sont dus à une erreur de saisie. Dans le premier cas je parle de **points atypiques** puisqu'ils ont du sens pour le phénomène observé. Dans le second cas, je parlerais de **points aberrants** en cela qu'ils n'ont pas de sens vis-à-vis du phénomène observé.

Nous le savons, certains paramètres statistiques (la moyenne) sont **sensibles aux valeurs extrêmes**. Ainsi, ne pas détecter, qualifier et traiter ces points peut conduire à modifier à tort les paramètres statistiques de la distribution. Dans la mesure où ces paramètres - la moyenne et l'écart-type, par exemple - sont utilisés dans de nombreuses analyses inférentielles, **nos résultats seront biaisés** puisque l'estimation faite s'éloignera significativement de la vraie valeur du paramètre à estimer. Également, ces valeurs extrêmes peuvent contraindre les modèles à s'ajuster à elles, **créant un phénomène de surapprentissage** (surajustement).

Dans ce qui suit nous allons voir **comment détecter, qualifier et traiter ces points extrêmes**. En effet, savoir qualifier la nature de l'anomalie est important afin d'adapter notre **stratégie de traitement**. Entre autres, nous verrons qu'un point atypique peut être important pour les analyses statistiques et donc qu'il peut être utile de le conserver dans vos analyses - dans l'industrie, cela peut révéler une défaillance du processus de production ; en finance et en assurance, aider à la détection de fraudes. Nous développerons donc différentes stratégies de traitement des anomalies. À la fin de l'exposé vous trouverez un arbre de décision pour la détection et le traitement des outliers en fonction de leur nature. Finalement, nous présenterons une étude de cas en nous appuyant sur les données Airbnb disponible sur le site [Kaggle.Com](https://www.kaggle.com).

Détection d'outliers.

La détection d'outlier est très importante avant la mise en place d'une analyse inférentielle (statistique, économétrie) ou d'un algorithme d'apprentissage automatique. En effet, la présence de points lointains peut biaiser le résultat des analyses ou impacter la performance d'un modèle (d'apprentissage automatique). Pour cette raison, leur détection ne doit pas être minorée et elle doit être réalisée dans les premières phases du projet - cf. Analyse des données exploratoire, **analyse univariée**. La **qualification** d'un point en tant que **point extrême** -relativement aux autres points d'une variable- peut avoir **deux explications**. Soit, le point est **aberrant**, soit le point est **atypique**. Avant de revenir sur la nature de ces points il nous faut les détecter. Pour cela plusieurs techniques existent - graphiques, numériques et inférentielles.

Pour illustrer l'exposé je vais utiliser les données Airbnb disponible sur Kaggle. Cet ensemble de données sera également utilisé lors de l'étude de cas.

Détection de points lointains - analyse univariée.

La **détection d'outliers** se fait dès le début du projet d'analyse de données. Autrement dit, au moment de l'**analyse descriptive univariée**. Lors de cette analyse vous allez vous intéresser à la forme de la distribution de vos variables quantitatives. Notamment, vous allez consulter les valeurs de certains paramètres statistiques clés tels que les paramètres de tendance centrale (*étendue*, *Q1*, *Q2*, *Q3*, *Q4*, *moyenne*) et ceux de dispersion (*variance*, *écart-type*). Cette première analyse de la distribution vous donnera un premier aperçu de l'état de votre distribution, par exemple, si elle est asymétrique ($\text{moyenne} \neq \text{mediane}$)^[1]. De plus, on utilisera aussi un histogramme et/ou un diagramme en boîte (a.k.a. boîte à moustaches ou boxplot) pour vérifier visuellement la distribution de nos données.

C'est très bien tout ça, mais quel rapport avec nos outliers ? C'est simple, ces paramètres de distribution et ces deux graphiques vont nous aider à détecter les outliers.

Méthodes graphiques.

Par exemple, si vous éditez un histogramme vous pouvez avoir un premier aperçu de la distribution des données et de la présence d'outliers. En outre, des barres peuvent être distantes du reste de la distribution ou vous pouvez simplement constater la présence de valeurs qui étirent les queues de l'histogramme. Observez plutôt l'histogramme suivant.

```
import plotly.express as px

fig = px.histogram(df, x='log_price', nbins=40, title='Histogram of Log(Price)',)
fig.update_layout(xaxis_title='Log Price', yaxis_title='Count')
fig.update_traces(texttemplate='%{y}', textposition='auto')
fig.show()
```

![Histogramme]({{ site.baseurl }}/assets/img/outliers_detection/histogram_logprice.png)

On remarque nettement la présence d'outliers dans la queue inférieure de la distribution. Il existe deux points qui se distinguent particulièrement des autres. Qui plus est, les queues de la distribution semblent étirées par quelques observations. Nous allons pouvoir vérifier ce point grâce à un diagramme en boîte.

Méthodes par critère/score.

Le diagramme en boîte ou boîte à moustaches, communément appelé boxplot, est une solution graphique qui permet de visualiser la distribution d'une variable quantitative et d'isoler les outliers. En effet, lorsque vous éditez un diagramme en boîte vous observez parfois **des points qui sont à l'extérieur des moustaches**. Ces points sont des outliers. *Qu'est ce qui permet à un boxplot de définir la longueur des moustaches ?* C'est l'écart interquartile. Plus précisément, **le critère de Tukey**. Ainsi, on considérera qu'un point est extrême dès lors qu'il se situe à plus ou moins 1.5 fois l'écart interquartile.

Vérifions l'analyse faite à la lecture de l'histogramme.

```
fig = px.box(df, x='log_price', title='Boxplot of Log(Price)')
fig.update_layout(xaxis_title='Log Price',)
fig.show()
```

![Diagramme]({{ site.baseurl }}/assets/img/outliers_detection/boxplot_logprice.png)

D'après le critère de Tukey, on peut confirmer la présence de nombreux outliers. D'une part, deux points sont extrêmes dans la partie inférieure de la distribution, et, d'autre part, de nombreux points étirent anormalement la distribution des données.

Le critère de Tukey.

Une fois votre boxplot éditer, vous observez un certain nombre d'outliers. Pour les retrouver, il vous suffit de rechercher l'ensemble des points situés à plus ou moins 1.5 fois l'écart interquatile de la distribution. Soit,

$$\text{cutoff} = 1.5 \times (Q3 - Q1)$$

on obtient alors, $\text{lower_bound} = Q1 - \text{cutoff}$ et $\text{upper_bound} = Q3 + \text{cutoff}$. Tous les points situés au-dessus de l'upper_bound ou en-dessous du lower_bound seront considérés comme outliers. Cette méthode présente l'avantage de s'appliquer à des échantillons dont la distribution n'est pas Normale.

Nous allons définir une fonction permettant de cibler les points extrêmes d'après ce critère.

```
def tukey_outliers(data = df, variable = "log_price"):
    outliers = []

    Q1, Q3 = np.quantile(df[variable], 0.25) , np.quantile(df[variable],
0.75)
    IQR = Q3 - Q1
    upper_bound = Q3 + 1.5*IQR
    lower_bound = Q1 - 1.5*IQR

    for i in df[variable]:
        if i < lower_bound:
            outliers.append("lower_outlier")
        elif i > upper_bound:
            outliers.append("upper_outlier")
        else:
            outliers.append("normal")
    return outliers
```

Cette fonction permet de cibler chaque point d'après le critère de Tukey ; elle retourne une liste contenant, pour chaque individu, son classement en tant que "lower_outlier", "normal" ou "upper_outlier".

Voyons le nombre d'outliers situé dans les parties inférieure et supérieure de la distribution.

```
df['tukey_outliers'] = tukey_outliers()
df.tukey_outliers.value_counts()

tukey_outliers
normal          72579
upper_outlier   1372
lower_outlier    160
Name: count, dtype: int64
```

Le **critère de Tukey** établit la présence de **1532 points extrêmes**. Si on souhaite mener des analyses sur ces individus, il sera facile d'accéder à leurs données. Par exemple, ces outliers sont-ils davantage présents dans une ville plutôt qu'une autre ?

```
(df[(df["tukey_outliers"]=="upper_outlier") |  
(df["tukey_outliers"]=="lower_outlier")]  
["city"]  
.value_counts(normalize=True)  
.rename_axis("Cities")  
.rename("Proportion de points extrêmes par ville"))
```

Cities	
LA	0.364230
DC	0.214752
NYC	0.209530
SF	0.150131
Chicago	0.039817
Boston	0.021540

Name: Proportion de points extrêmes par ville, dtype: float64

Les villes de Los Angeles, Washington, New-York et San Fransisco sont davantages concernées par la présence d'outliers.

Si vous souhaitez simplement **récupérer les indexes des outliers** pour ensuite interroger votre base de données :

```
tukey_outliers_index = df[df["tukey_outliers"] != "normal"].index.to_list()  
df.iloc[tukey_outliers_index]
```

Z score

Le fameux **z-score**! Il est partout décidément. En même temps, qu'est ce qu'il est pratique ! Pratique mais fragile... l'usage d'un tel score repose sur l'hypothèse d'une **distribution normale de vos données**. Aussi son usage doit être maîtrisé pour ne pas conduire à des conclusions erronées. Pour rappel le score Z permet de **décrire un individu statistique en fonction de son écart au centre de gravité de la distribution, et ce, en unité d'écart type**. Ainsi, puisque vos données sont normalement distribuées il vous indique où se situe le point sur une distribution normale, de sorte que si un point est égale à 2, un peu plus de 95% des valeurs sont inférieur à lui (en valeur absolu). On va donc pouvoir fixer un **seuil au-delà duquel les valeurs seront jugées comme lointaines** du reste de la distribution car peu probable d'être observées normalement.

Mais quel valeur seuil choisir ? Puisque vos données sont normalement distribuées - au moins approximativement (cf. Théorème central limite ; pour un bref rappel, consultez cet [article](#)) - vous savez que **près de 68% (95%, 99.7%) des valeurs de votre distribution sont situées à plus ou moins un (deux, trois) écart-type de la moyenne**. Il semble donc judicieux de choisir un seuil au moins égal à deux pour juger qu'une valeur est lointaine de la distribution. Ce "lointain" se définit comme l'ensemble des valeurs dont la probabilité d'être observé est faible. En fixant un seuil de 2 écart-type, le "lointain" sera l'ensemble des valeurs ayant une probabilité d'être observé inférieur à 5%. Attention toutefois au placemeent de ce seuil, beaucoup d'article préconise de fixer une valeur de 3.

Formellement le score-Z est égal à,

$Z = \frac{X - \bar{x}}{\sigma}$ où, \bar{x} et σ sont, respectivement, la moyenne et l'écart-type de l'échantillon.

Nous avons utilisé le score Z pour détecter d'éventuelles anomalies dans notre distribution. Il en ressort qu'un certain nombre d'observations ont un score supérieur à 2. Notamment, les deux observations situées dans la queue inférieure gauche de la distribution. Lorsque le seuil est fixé à 3, seules ces deux observations sont suspectées d'anomalie.

Quelques prudences à adopter lors du calcul du score Z :

1. Vérifier la normalité de la distribution ;
2. Le choix du seuil est décisif et impactera forcément le résultat. Il dépend du niveau de sensibilité souhaité ;
3. Le score suppose un "lointain" par rapport à la moyenne. Cela peut être problématique puisque la moyenne est sensible aux outliers : c'est un peu le serpent qui se mord la queue cette histoire.

Vérifions la normalité de la distribution à un risque α de 5%. J'utilise le test de Kolmogorov-Smirnov pour deux raisons : la présence de nombreux outliers, et la taille de l'échantillon. En effet, l'utilisation du test de Shapiro-Wilk n'est pas recommandé pour les échantillons de plus de 5'000 individus. Concernant le premier point, le test de Shapiro-Wilk est très sensible aux outliers. Aussi, combien même la taille de l'échantillon eût été raisonnable, il est préférable d'utiliser un test d'adéquation non-paramétrique tel que celui de Kolmogorov-Smirnov.

```
from statsmodels.stats.diagnostic import kstest_normal as kstest
statistic, pvalue = kstest(df.log_price, dist='norm', pvalmethod='table')
print(statistic, pvalue)

statistic : 0.06274151563260133, pvalue : 0.0009999999999998899
```

D'après le résultat du test, la p-value est inférieure au seuil de significativité de 5%. On peut donc rejeter l'hypothèse nulle au profit de l'hypothèse alternative. Il est peu probable d'obtenir de telles données en supposant qu'elles soient normalement distribuées. Pensez à toujours appuyer ce résultat avec un graphique quantile-quantile (**QQ-plot**).

```
import statsmodels.api as sm
qqplot = sm.qqplot(df["log_price"], fit=True, line="45")
qqplot.show()
```

![[QQplot]]({{ site.baseurl }}/assets/img/outliers_detection/qqplot_logprice.png)

On observe plusieurs défaut de normalité puisque les points s'éloignent de la bisectrice à plusieurs reprises. Qui plus est, deux points semblent particulièrement distants de la bisectrice. On peut donc conclure que l'usage de cette méthode sur nos données n'est pas envisageable.

Pour réaliser ce test et ce graphique avec le package 'stats' de R, voici le code :

```
#shapiro.test(df$log_price)
ks.test(df$log_price, "pnorm", mean(df$log_price), sd(df$log_price))
qqnorm(df$log_price, main = "Normal Q-Q Plot",
        xlab = "Theoretical Quantiles", ylab = "Sample Quantiles",
        plot.it = TRUE,)
```

Robust Z score.

Ce dernier point m'amène à vous proposer une autre mesure du "lointain" d'une distribution : le score Z modifié/robuste.

Personnellement, je suis très prudent quant à l'usage de technique quantitative conditionnelle à la distribution des données - i.e. **tests paramétriques**. En effet, ces techniques sont peu robustes en cela qu'elles sont très sensible aux outliers (les revoilà ceux-là!) et aux défauts de normalités - i.e. asymétrie, par exemple. Pour cette raison, et puisqu'il existe très souvent (pour ne pas dire toujours) **une alternative robuste**, il peut être prudent d'utiliser une **alternative non-paramétrique** en substitution/complément. Par exemple, dans le cadre des tests d'homogénéité de deux moyennes, une alternative au test t de Student existe, le test de Wilcoxon-Mann-Withney. Ce dernier est robuste puisqu'il ne suppose pas de distribution des échantillons et qu'il compare les distributions d'après les rangs de leurs observations.

Vous me voyez venir ? Le **score Z robuste** est simplement une alternative qui prend en compte la médiane plutôt que la moyenne. Mais, me direz-vous : si on prend en compte la médiane, mesurer l'écart à celle-ci qui plus est en unité d'écart type n'a pas de sens ? Bien évidemment ! On va donc définir une mesure de la variabilité de notre échantillon qui soit robuste, à savoir l'**écart absolu à la médiane (MAD** pour Median Absolut Deviation). Il s'agit de la **distance médiane entre les données et la médiane**. Ainsi, on va pouvoir calculer l'écart individuel à la médiane en unité d'écart absolu médian à la médiane... complexe dit comme ça, voyons la formule.

Pour trouver l'**écart absolu à la médiane**, voici les étapes à suivre :

1. Calculer la médiane des données.
2. Soustraire la médiane à la valeur.
3. Prendre la valeur absolue de cette différence.
4. Calculer la médiane de cette différences absolue.

La MAD est donc définie comme la médiane des écarts absolus par rapport à la médiane des données.

Formellement,

$$MAD = \text{med}(|x_i - \text{med}(X)|)$$

avec x_i la valeur d'un individu statistique pour la variable X . Nous avons le matériel nécessaire pour le calcul du score Z modifié.

Voici la formule du score Z modifié :

$$Z = 0.6745 \frac{(x_i - \text{med}(X))}{\text{MAD}}$$

Vous observez le coefficient 0.6745 qui permet d'**approximer un équivalent médiane de l'écart-type**. Je m'explique : en multipliant l'écart à la médiane en unité de MAD par le coefficient $\frac{1}{0.67449} \approx 1.4826$ on s'assure que la MAD sera approximativement équivalente (au moins asymptotiquement) à l'estimateur standard de l'écart-type pour une distribution normale. Ce processus va nous permettre de **fixer un seuil** en nous appuyant sur les **quantiles de la distribution normale centrée-réduite** et d'interpréter le score Z modifié comme le score Z. Par exemple, si un individu pour une variable donnée obtient un score de 2, plus de 95% des individus seront inférieur à lui en valeur absolue.

Avantages du score Z modifié/robuste :

1. Les données peuvent ne pas être normalement distribuées ;
- 2.
3. Les quantiles de la loi Normale centrée-réduite peuvent être utilisée pour fixer une valeur seuil ;
- 4.
5. Le score Z robuste et le score Z sont comparables puisque définis sur la même échelle ;
- 6.
7. Toutefois, les deux scores peuvent établir différent outliers. Cela est du au fait que la médiane est moins sensible aux valeurs extrêmes, donc il se peut que davantage de points se révèlent être des outliers avec le score Z modifié.

Dans l'exemple qui suit nous avons calculé le score Z modifié.

```
def robust_z_score(variable="log_price", df=df):
    med = df[variable].median()
    MAD = (np.abs(df[variable] - med)).median()
    coeff = 1/1.4826

    outliers = []

    for value in df[variable]:
        outliers.append((coeff * (value - med) / MAD))

    return outliers

df["modified_z_score"] = robust_z_score()

for i in range(3,5):
    anomalies = df[(df['modified_z_score'] < -i) | (df['modified_z_score']
    > i)]
    nbr_outliers = anomalies.size
    print(f"Avec un seuil de {i} : {nbr_outliers} outliers.")

Avec un seuil de 3 : 60767 outliers.
Avec un seuil de 4 : 63 outliers.
```

Cette fonction calcule, pour chaque observation d'une variable, le score Z modifié. L'ensemble des scores sont ajoutées à une liste. Cette liste permet d'implémenter la variable "*modified_z_score*" dans la base de

données. Finalement, une boucle nous permet d'évaluer le nombre d'outliers potentiels avec une valeur seuil de 3 ou 4. Avec un seuil de 3, le nombre d'outliers est très important. Cela est dû au fait que la médiane est moins sensible aux valeurs extrêmes. Par contre, avec une **valeur seuil de 4**, on dénombre **63 outliers**. Vous pouvez accéder à leurs indices comme ceci :

```
indices = anomalies.index.to_list()
df.iloc[indices]
```

Juste pour le plaisir, observons la distribution des scores Z modifiés.

```
_ = px.histogram(df, x="robust_z_score", nbins=45, title="Histogram of
modified z score")
_.show()
```

![Histogramme]({{ site.baseurl }}/assets/img/outliers_detection/histogram_robustZ.png)

La distribution des scores est concordante avec la distribution des données : **plus une donnée est éloignée de la médiane, plus son score (en valeur absolue) est important**.

Jusqu'alors nous avons évoqué différentes méthodes de détection d'outliers sans évoquer la réalisation de tests statistiques. La prochaine section présente un test statistique très connu en détection d'anomalies, le **test de Grubbs**.

Méthode inférentielle - le test de Grubbs.

La significativité statistique du score Z d'un point peut être évaluée à l'aide d'un test d'hypothèse. Cependant, il se peut qu'un outlier soit présent à chacune des extrémités de la distribution. Aussi, il convient d'établir la **significativité statistique du score Z le plus élevé** en valeur absolue. Pour ce faire, on peut utiliser le test de Grubbs (1950) ; il est utilisé pour **détecter un unique outlier** à la fois. Notez que **ce test suppose l'échantillon normalement distribué**.

Rappelons qu'un test d'hypothèse demande la mise en place d'un jeu d'hypothèses, d'une statistique de test et d'un risque de première espèce. Le jeu des hypothèses : **Hypothèse nulle - H0** : Il n'y a pas de valeur aberrante dans l'ensemble de données. **Hypothèse alternative - H1** : Il y a exactement une valeur aberrante dans l'ensemble de données (le maximum ou le minimum).

La **statistique de test** : $Z = \frac{\max_{i \in N} (x_i - \bar{x})}{\sigma}$.

Il est clair que cette statistique de test suit une **loi de Student à N-2 degrés de liberté**. Une loi de Student est le rapport d'une variable normalement distribuée et la racine carrée d'une variable distribuée d'après une loi du Khi-2. Une loi du Khi-2 est le rapport entre le carré d'une variable normalement distribuée et son nombre de degrés de liberté k .

Règle de décision :

- Dans le cadre d'un test bilatéral. Si la probabilité d'observer la statistique de test sous l'hypothèse nulle est inférieure au seuil de significativité fixé α , alors on pourra conclure que l'outlier est

statistiquement significatif.

Le test de Grubbs - application.

Avant d'appliquer ce test il faut vérifier la normalité de la distribution de l'échantillon. Nous savons que notre échantillon ne suit pas une loi Normale. Néanmoins, pour les besoins de l'exposé, nous allons développer ce test.

La statistique de test est la suivante : $G = \frac{\max_{i \in N} |X_i - \bar{X}|}{s}$ avec s l'écart-type de l'échantillon et \bar{X} sa moyenne.

Règle de décision :

Si la statistique G se situe au-dessus de la valeur critique G_{critique} pour un risque α donné, on conclura à la présence significative d'un outlier.

La valeur critique de G se calcul comme suit :

$G_{\text{critique}} = \frac{N-1}{\sqrt{N}} \sqrt{\frac{t^2_{\frac{\alpha}{2N}, N-2}}{N-2 + t^2_{\frac{\alpha}{2N}, N-2}}}$ avec $t^2_{\frac{\alpha}{2N}, N-2}$ le valeur critique supérieure de la loi de student à $N-2$ degrés de liberté pour un risque α donné.

```
from collections import namedtuple
from scipy.stats import t

def statistic_test(x, iteration):
    """This functions calculate de G statistic to test with the Grubbs
    test.

    Agrs:
    - A series x.
    - iteration, int : the number of suspected outliers.
    Returns:
    - G, float : the statistic to test.
    - index_G, int : the index of the outlier.
    """

    mean = np.mean(x)
    std = np.std(x, ddof=0)

    abs_deviation = abs(x - mean)
    max_abs_deviation = max(abs_deviation)
    index_G = np.argmax(abs_deviation)

    score_G = max_abs_deviation / std

    print(f"Test number {iteration} has Statistics Value {score_G} which
    corresponds to the {index_G} value.")
    return score_G, index_G

def critical_value(x, alpha=0.05):
```

```

    """ This function computes the critical value for comparison with the
    test's statistic.

    Args:
    - A series x.
    - A significance level alpha, float : by default, 5%.

    Returns:
    - G_critical, float : the critical value.
    """
    size = len(x)
    t_value = t.ppf(q = 1 - (alpha/(size*2)), df=size-2, loc=0, scale=1)
    G_critical = ((size-1) / np.sqrt(size)) * (np.sqrt(t_value**2 / (size-2
+ t_value**2)))

    print(f"The critical value is {G_critical}.")

    #Equivalently :
    #t = stats.t.isf(alpha/(2*n), n - 2) #equivalent to 1 - alpha/size
    #return ((n - 1) / sqrt(n)) * (sqrt(t**2 / (n - 2 + t**2)))

    return G_critical

def decision_rules(x, score_G, index_G, G_critical, iteration, verbose):
    """This function implements the decision rule for the Grubbs' test.
    It returns the decision with regard to the data point : wheter or not
    it can be considered as an outlier.

    Args:
    - A series, x.
    - A test statistic, float: G_score,
    - An index, int: index_G,
    - A critical value, float: G_critical,
    - The number of the test, int: iteration.
    - A boolean : wheter to return the report for each outlier's test,
    default True.

    Returns:
    - decision, str : {"Oulier", "Non-outlier"}
    """

    if score_G > G_critical:
        decision = "Outlier"
        if verbose:
            print(f"Test number {iteration} : individual {x[index_G]} is an
outlier. G > G_critical: {score_G:.4f} > {G_critical:.4f} \n")
        return decision
    else:
        decision = "Non-Outlier"
        if verbose:
            print(f"Test number {iteration} : individual {x[index_G]} is
not an outlier. G < G_critical: {score_G:.4f} < {G_critical:.4f} \n")
        return decision

```

```
def grubbs_test(x, alpha=0.05, nbr_outliers = 1, verbose=True):
    """ This function computes the iterative Grubbs test. First, it
    calculates the test statistic G,
    then the critical value and compares both. Given a number of suspected
    outliers, if an outlier is
    outputed, this point is removed from de sample and the test resume
    until no outliers remain.
    To store results we use a namedtuple. This is very convenient to record
    and append results to
    a dataframe.

    Args:
    - A series x.
    - A significance level, float : alpha, default value = 0.05.
    - A number of outlier, int : the number of suspected outliers to test.
    - Verbose, boolean : whether to return the report for each outlier's
    test, default True.

    Returns:
    - results of the test, pd.DataFrame.
    """
    items = []
    result = namedtuple('result', 'indexes, value, stat_value,
critical_value, decision')

    for iteration in range(1, nbr_outliers+1):
        score_G, index_G = statistic_test(x, iteration)
        G_critical = critical_value(x, alpha)
        decision = decision_rules(x, score_G, index_G, G_critical,
iteration, verbose)

        items.append(result(index_G, x[index_G], score_G, G_critical,
decision))

        x = np.delete(x, index_G)

    return pd.DataFrame(items)
```

Précédemment, le critère de Tukey et le score Z modifié ont permis de mettre en lumière l'existence de, respectivement, 1532 et 63 outliers. La fonction que nous venos de définir permet de réaliser un test de Grubbs itératif, c'est-à-dire un nombre de potentiels outliers. Nous allons donc réaliser ce test sur 1533 individus ; nous fixons le seuil de significativité à 5%.

```
outliers = grubbs_test(x = df["log_price"], alpha=0.05, nbr_outliers =
1533, verbose=False)
outliers.decision.value_counts()

decision
```

```
Non-Outlier    1532
Outlier        1
Name: count, dtype: int64
```

D'après les tests réalisés, seulement **une observation peut être qualifiée d'outliers**, au seuil de significativité de 5%. Notre test renvoi un dataframe pandas contenant l'index, la valeur de l'observation, la statistic de test, la valeur critique et la conclusion du test. Nous pouvons donc consulter l'index de l'outlier et sa valeur.

```
outliers[outliers["decision"] == "Outlier"]
```

	indexes	value	stat_value	critical_value	decision
0	11632	0.0	6.665936	4.968122	Outlier

Notre unique outlier est donc l'individu 11632, sa valeur est 0.0. Effectivement, une valeur de 1\$ pour le prix d'une nuité airbnb semble aberrant.

$\log(x) = 0 \Rightarrow \exp(0) = x = 1$.

Vérifions cela avec le test du module *outliers* de python. Ce module possède une fonction *grubbs* permettant d'implémenter ce test. Le test est effectué sur une série et recherche un unique outlier. Si le test détecte un outlier, il renvoi la série sans l'outlier.

```
from outliers import smirnov_grubbs as grubbs

outliers1 = grubbs.two_sided_test(df['log_price'], alpha=0.05)
outliers2 = grubbs.two_sided_test(outliers1, alpha=0.05)
print(f"Il y a {len(df)-len(outliers2)} point extrême.")

Il y a 1 point extrême.
```

Pour récupérer la valeur ou l'indice de l'observation, il faut employer une fonction de test particulière.

```
outlier_value = grubbs.two_sided_test_outliers(df['log_price'], alpha=0.05)
outlier_index = grubbs.two_sided_test_indices(df['log_price'], alpha=0.05)

outlier_value, outlier_index

Out: ([0.0], [11632])
```

D'après le test que nous avons conduit on peut bien conclure à la présence d'**un outlier** dans notre ensemble de données, **avec un risque de première espèce de 5%**. Il s'agit du point minimum de la distribution.

Traitement des points lointains.

La présence de points lointains peut biaiser nos analyses. Particulièrement, ils étirent la moyenne ou l'écart-type à tort apportant ainsi un biais au calcul des estimateurs d'intérêt. Il faut donc les traiter et ce traitement dépendra de la nature du point. Soit le point est de nature **aberrante** -e.g. erreur de saisie-, soit il est de nature **atypique** -e.g. caractéristiques rare mais néanmoins réelles. Dans le premier cas, le point peut connaître deux traitements : **imputation** ou **suppression**. En effet, si la valeur n'a aucun sens vis-à-vis du phénomène étudié/mesuré alors il faut mener une analyse descriptive (univariée/multivariée) pour savoir si vous êtes en mesure de repérer la cause de cette absurdité et de la remplacer par une valeur adéquate (connaissance métier, connaissance de la base de données). Sinon, vous pourrez imputer la valeur via une méthode statistique ou la supprimer si les données perdues n'ont pas grande importance pour vos analyses.

Si le point est **atypique**, vous aurez alors deux solutions : **l'inclure dans vos analyses** ou le **supprimer**. Alors, c'est votre connaissance métier et surtout les objectifs de votre analyse qui vous permettront de trancher. Si la particularité du phénomène observé n'a pas de sens dans votre analyse, vous pouvez la supprimer. Sinon, vous pouvez mener l'analyse avec et sans puis évaluer l'impact de cette spécificité sur votre analyse - i.e. vérifier qu'elle n'introduit pas trop de bruit dans le modèle ou qu'elle n'entraîne pas de surajustement.

Traitement des points aberrants.

Imputer les données grâce à la connaissance métier.

Dans de nombreux projets scientifiques nous sommes confronté à la présence d'anomalies. Particulièrement, j'ai rencontré différent cas lors de l'analyse des données de l'Enquête Sociale Européenne. J'aimerais revenir sur deux exemples qui permettront d'illustrer la nécessité de recourir à une analyse descriptive approfondie afin de qualifier la nature du point aberrant.

Premièrement, plusieurs individus déclarait employer \$7'777\$ personnes. Toutefois, après vérification ces individus étaient, pour certains, sans emplois ou retraités. Il s'est avéré que la valeur '777' permettait de cibler les individus n'ayant pas répondu à la question. En outre, la connaissance métier - la connaissance de la base de données - et le recours à une analyse descriptive approfondie ont permis d'établir la nature de ces points extrêmes : il s'agissait de points aberrants, dont la valeur n'avait aucun sens. Il a donc suffi de remplacer cette valeur par la valeur cible '777'.

Imputer les données grâce à un paramètre de tendance centrale ou un algorithme supervisé.

Également, une variable décrit le temps passé en minute et par jour à consulter les actualités et les journaux. Cette variable présentait aussi des valeurs anormalement hautes : plusieurs centaines d'individus déclaraient passer au moins 1000 minutes par jour à consulter les actualités et journaux de leur pays ; le maximum de la distribution était à 1428 minutes. Ce chiffre est un non sens complet : 1428 minutes équivaut à 23,8 heures. Soit ils ne sont pas humain, soit il s'agit d'une erreur de saisie. J'opte pour la seconde option. Il n'en demeure pas moins qu'il faut comprendre d'où peut provenir cette erreur de saisie pour pouvoir la traiter. Après quelques recherches, et vu la généralisation du problème, j'en conclus qu'il s'agit d'une erreur de transfère de données entre les questionnaires et la base de données. En effet, dans les questionnaires, la réponse devait être complété sous le format "HH-MM". De plus, vu la quantité d'individus concernés et l'impossibilité de décrire la façon dont ces erreurs de saisies sont intervenues, je décide d'imputer les données. Combien même la base de données comporte plus de 37 000 individus, il est préférable de ne pas perdre l'information que pourrait apporter ces données. Alors, ce pose la question du

hoix de la méthode d'imputation. Peut-on simplement utiliser un paramètre comme la moyenne, ou est-il préférable d'utiliser un algorithme comme les k plus proches voisins ? Nous reviendrons sur cette question dans la section suivante.

Suppression des outliers.

Dans le cas où les valeurs aberrantes ne seraient pas trop nombreuses et que les données fournies par les individus concernés n'apportent pas d'informations particulières, vous pouvez supprimer ces points de votre base de données. Toutefois, la suppression d'individus statistiques de votre base de données peut être délicate, notamment si vous n'avez pas beaucoup de données ou que les données concernées sont porteuses d'informations particulières pouvant être valorisées lors de vos analyses.

Dans le cas où les valeurs aberrantes seraient nombreuses, une méthode d'imputation peut être idéale afin de remplacer ces valeurs.

Take home messages.

Notez que dans le cadre d'une valeur aberrante il est parfois très difficile de comprendre la source de l'erreur pour imputer les données par nous même. Si nous ne parvenons pas à identifier la nature de l'erreur pour la remplacer par une valeur adéquate alors il faudra choisir : supprimer ou imputer la valeur à l'aide d'une méthode statistique -e.g. moyenne, médiane, etc ou d'un algorithme (non-)supervisé.

Le schéma suivant reprend le chemin décisionnel pour le traitement des erreurs de saisie.

![[arbre de décision]]({{ site.baseurl }}/assets/img/decision_tree.png "Arbre de décision pour le traitement des erreurs de saisie.")

This is an example figcaption

Imputation des points aberrants.

Imputation par un paramètre de tendance centrale.

Il est courant d'observer des travaux (même scientifiques) dans lesquels les valeurs manquantes et/ou les valeurs aberrantes sont remplacé par des paramètres de position tel que la moyenne ou la médiane (variable quantitative) et le mode (variable catégorielle). Cette méthode est souvent critiquée. En effet, imputer une données par la moyenne ou la médiane de la série n'est pas forcément une bonne pratique. Tout d'abord parce que la moyenne est impactée par les valeurs extrêmes donc si la valeur aberrante est très élevée - e.g. 1428 minutes - la moyenne de la série ne reflète pas celle du phénomène étudié. Pour cette raison il peut être plus prudent de retirer cette valeur aberrante avant de calculer la moyenne (médiane) de la série pour l'imputer à votre observation. De surcroît, l'imputation par la moyenne a tendance à **gonfler** la médiane et l'**écart-type**. Il en va de même pour l'imputation par la médiane. Vous risquez donc, avec un trop grand nombre de valeurs aberrantes, d'introduire un nouveau biais dans vos analyses et donc d'apporter des conclusions erronées. En outre, les méthodes d'imputation par algorithmes (non-)supervisés sont souvent préférées à l'imputation par un paramètre de tendance centrale. Toutefois, nous allons voir que cela n'est pas toujours le cas.

Pour cette raison, je conseille d'évaluer la qualité de votre méthode d'imputation une fois réalisée. Par exemple, on peut comparer les paramètres tels que la moyenne, la médiane et l'écart-type avant et après l'imputation. En règle générale, je choisis l'imputation qui est la plus protectrice à l'égard de la distribution et particulièrement de l'écart-type. Notamment, je compare toujours plusieurs méthodes d'imputation : médiane, moyenne, k plus proches voisins, entre autres.

Cela vaut aussi pour l'imputation de données manquantes.

Pour illustrer ce point, nous allons comparer, pour chaque méthode d'imputation, la médiane, la moyenne et l'écart-type, avant et après imputation. On considèrera successivement, 50, 122 et 505 valeurs aberrantes et trois méthodes d'imputation des données : **médiane, moyenne et k plus proches voisins**.

Voici les résultats de l'imputation des valeurs aberrantes pour successivement, 50, 122 et 321 observations.

On observe que lorsque le nombre de valeurs aberrantes est faible, l'imputation par la moyenne (ou la médiane) est plus conservatrice (à l'égard de la distribution) que la méthode par le k plus proches voisins. Notamment, la **variation de l'écart-type est plus importante avec la méthode des k plus proches voisins**. Cependant, lorsque le nombre de valeurs aberrantes augmente (505 observations, soit à peine 1.3% de l'effectif total), l'imputation par les knn est bien plus protectrice à l'égard de l'écart-type de la distribution. En effet, alors que l'écart-type varie de 0.0062 unités avec une imputation par la moyenne (ou la médiane), il varie de seulement 0.0042 unités avec une imputation par les k plus proches voisins. Notez tout de même que l'impact sur la moyenne de la distribution est bien plus important avec l'algorithme des k plus proches voisins, quel que soit le nombre d'observations à imputer.

En conclusion, avant d'imputer vos données, vérifiez l'impact que la méthode aura sur votre distribution, sinon vous risquez de fausser les conclusions de vos analyses : en fonction des données et du nombre de valeurs à imputer et de l'analyse que vous souhaitez effectuer, les méthodes peuvent se révéler plus ou moins bonnes.

Pour résumer, trois méthodes sont à votre disposition pour traiter un point aberrant : trouver/comprendre la source de l'erreur, supprimer les points en question, changer leur valeur via une méthode d'imputation statistique.

Voici un graphique interactif pour visualiser l'évolution de la distribution à mesure que le nombre de valeurs imputées augmente et que la méthode d'imputation varie.

Traitement des points atypiques.

En ce qui concerne le traitement des points extrêmes, vous ne devez pas les imputer par une autre valeur puisque celle observée, combien même atypique, est **une mesure réelle et exacte du phénomène étudié**. Aussi, compte tenu de votre connaissance métier, il vous faudra choisir entre retirer ces points de votre analyse ou les intégrer. Demandez-vous si ce point fait partie de la **population ciblée par votre question de recherche**. Par exemple, si vous réalisez une régression pour comprendre l'**impact du sport sur le poids des étudiants**, il se peut que vous observiez des **sportifs professionnels** dont le temps consacré par semaine à la pratique est très élevé. Ces individus seront certainement jugés comme des points extrêmes mais ne doivent pas être remplacés. Supposons, qu'un des étudiants soit un sportif de haut niveau.

- Si il ne fait pas partie de votre population cible - e.g. les étudiants lambda - il peut être supprimé ; il n'a pas d'intérêt pour répondre à la question de recherche spécifiée, il pourrait fausser vos conclusions sur la population cible. Pensez tout de même à le notifier dans votre rapport d'analyse.
- Si il fait partie de votre population cible, vous allez le conserver dans votre analyse, mais avec quelques points de prudence à adopter. Je conseille de **mener une analyse avec et sans l'outlier** pour vous assurer qu'il **n'affecte pas les hypothèses** et/ou **le résultat** du modèle. Il se peut que sa présence entrave les résultats - e.g. ce point crée une association inexistante entre X et Y : le

coefficient de régression ne reflète pas vraiment l'effet de X sur Y ; i.e. ce point agit comme un levier sur votre modèle, il crée un phénomène de sur-ajustement. Enfin, si les hypothèses de votre modèle ne sont pas respectées, essayez une transformation log ou racine carrée pour diminuer l'impact de cette valeur extrême. Quoi qu'il en soit, si vous en arrivez à extraire ce point de votre étude, il faudra le notifier en expliquant pourquoi ce point a été exclu de l'analyse.

Pour aller plus loin dans la caractérisation des points atypiques, consultez [cet article](#).

Take home messages.

Pour détecter et traiter les outliers, posez-vous les questions suivantes :

- Un (des) point est-il détaché du reste de la distribution ? Ou, un (des) point est-il à l'extérieur des moustaches du boxplot ?
- Ce (ces) point a-t-il du sens vis-à-vis du phénomène étudié/mesuré ?
 - Si oui, il s'agit d'un point atypique.
 - Si non, il s'agit d'un point aberrant, d'une erreur de saisie.
- Le point a du sens avec le phénomène étudié : présente-t-il un intérêt pour répondre à ma question de recherche/problématique métier ? Quel impact a-t-il sur mon modèle (point levier / sur-ajustement) ?
- Le point est une erreur de saisie : son absence aura-t-elle un impact sur la réponse apportée à la question de recherche/problématique métier ?
 - Si oui, imputation : il faut évaluer la méthode d'imputation pour conserver celle qui sera la plus protectrice vis-à-vis de la distribution ;
 - Si non, suppression.

La recherche et le traitement d'outliers n'est pas une science exacte, ni un processus linéaire ; n'appliquez pas des méthodes sans évaluer leur impact.

Merci d'avoir lu cette note ! À bientôt !

Références.

Seo, Songwon. A review and comparison of methods for detecting outliers in univariate data sets. Diss. University of Pittsburgh, 2006. Singh, Karanjit, and Shuchita Upadhyaya. "Outlier detection: applications and techniques." International Journal of Computer Science Issues (IJCSI) 9.1 (2012): 307.

Tukey, J.W.: Exploratory Data Analysis. Addison-Wesley, Reading, MA (1977) Grubbs, Frank E. "Procedures for detecting outlying observations in samples." Technometrics 11.1 (1969): 1-21. Tietjen, Gary L., and Roger H. Moore. "Some Grubbs-type statistics for the detection of several outliers." Technometrics 14.3 (1972): 583-597. Rosner, Bernard. "Percentage points for a generalized ESD many-outlier procedure." Technometrics 25.2 (1983): 165-172.

Sitographie.

<https://cedric.cnam.fr/vertigo/Cours/ml/coursDonneesManquantes.html>

<https://lemakistatheux.wordpress.com/category/tests-statistique-indices-de-liaison-et-coefficients-de-correlation/les-tests-pour-la-detection-doutliers/> <https://www.claret.ca/fr/publications/utiliser-des-echelles-logarithmiques-pour-les-graphiques-de-prix-dactions/>

<http://www.parisschoolofeconomics.eu/docs/tenand-marianne/modeles-en-log.pdf>

https://www.jmp.com/fr_fr/statistics-knowledge-portal/exploratory-data-analysis/histogram.html

[^1]: Pour rappel, si le coefficient est inférieur à 0\$, asymétrie à gauche ; si le coefficient est supérieur à 0\$, asymétrie à droite.