

Prime vs Random Sets

Sebastien Plaasch

Maxime Rubio

Lucas Villiere

11 mai 2020

Résumé

Resume de notre projet..

Table des matières

Introduction	4
1 Creation d'ensembles aléatoires suivant la distribution de $\pi(x)$	5
1.1 Approche analytique	5
1.1.1 Méthode de création d'un ensemble aléatoire Q	5
1.1.2 Définition de la fonction σ	5
1.1.3 Écart entre $\pi(x)$ et $\sigma(x)$	5
1.1.4 Le Théorème des Nombres Premiers	5
1.2 Approche probabiliste	8
1.2.1 Ensembles aléatoires	9
1.2.2 Ensembles probabilistes impairs	10
2 Ensembles aleatoires et conjectures	11
2.1 Première conjecture	11
2.1.1 Introduction	11
2.1.2 Analyse	12
2.1.3 Conclusion de l'analyse	14

Introduction

Ici on fait l'introduction

1 Creation d'ensembles aléatoires suivant la distribution de $\pi(x)$

1.1 Approche analytique

Cette approche pour créer des ensembles aléatoires (désignés par Q) qui partagent la même distribution que celle des nombres premiers, est basée sur un théorème (théorème 1) issu de

Théorème 1. *L'hypothèse de Reimann est équivalente à l'assertion*

$$\forall n \geq 11, |p_n - ali(n)| < \frac{1}{\pi} \sqrt{n} \log^{5/2}(n)$$

où p_n représente le n -ième nombre premier.

1.1.1 Méthode de création d'un ensemble aléatoire Q

Les onze premiers éléments d'un ensemble Q sont choisis arbitrairement. Pour $n > 11$, voici la méthode de sélection de l'élément $q_n \in Q$:

- on pose $a = \max \left\{ q_{n-1}, \lceil ali(n) - \frac{1}{\pi} \sqrt{n} \log^{5/2}(n) \rceil \right\}$ (où $\lceil x \rceil$ désigne la partie entière supérieure de x) ;
- on pose $b = \lfloor ali(n) + \frac{1}{\pi} \sqrt{n} \log^{5/2}(n) \rfloor$ (où $\lfloor x \rfloor$ désigne la partie entière inférieure de x) ;
- q_n est choisi aléatoirement entre a et b .

En procédant de la sorte, le théorème 1 sera toujours vrai pour tout ensemble aléatoire Q .

1.1.2 Définition de la fonction σ

On peut désormais définir $\sigma : [0, \infty[\rightarrow \mathbb{R}, x \mapsto \# \{n \in Q : n < x\}$. Nous parlerons systématiquement de la fonction σ alors que cette fonction n'est bien entendu pas unique, elle dépend à chaque fois de l'ensemble aléatoire Q sur lequel on travaille. Cependant, nous avons pu remarquer que les différentes fonctions σ sont souvent très proches les unes des autres. À titre d'exemple, pour un grand nombre d'ensembles aléatoires Q , nous avons calculé $\sigma(1000)$. Pour 45% des ensembles, $\sigma(1000) = 148$ et parmi 42% d'entre eux, $\sigma(1000) = 147$.

Afin de visualiser $\sigma(x)$ en la comparant à $\pi(x)$ et $\frac{x}{\log(x)}$, voici leur graphe respectif :

La figure 1 devrait apparaître ici.

1.1.3 Écart entre $\pi(x)$ et $\sigma(x)$

La fonction σ semble suivre la même allure que $\pi(x)$. Cependant, lors de nos expérimentations, nous avons dessinés des graphes (que vous trouverez en annexe) pour des valeurs de x inférieures à celles de la figure 1. Pour des petites valeurs de x , la courbe de σ était presque confondue avec celle de $\frac{x}{\log(x)}$. Lorsque les valeurs de x sont de plus en plus grandes, $\sigma(x)$ tend vers $\pi(x)$. Pour analyser l'écart entre $\pi(x)$ et $\sigma(x)$, nous avons tracé le graphe de la fonction $\frac{\pi(x)}{\sigma(x)}$:

La figure 2 devrait apparaître ici. On peut en conclure que $\pi(x) \sim \sigma(x)$.

1.1.4 Le Théorème des Nombres Premiers

L'objectif de cette section est de prouver la fidélité de nos ensembles aléatoires Q à la répartition des nombres premiers. Pour ce faire, nous allons vérifier si le Théorème des Nombres Premiers, cité ci-après, est vrai quand on remplace $\pi(x)$ par $\sigma(x)$.

Théorème 2 (Théorème des Nombres Premiers). *Quand x tend vers l'infini :*

$$\pi(x) \sim \frac{x}{\log(x)}$$

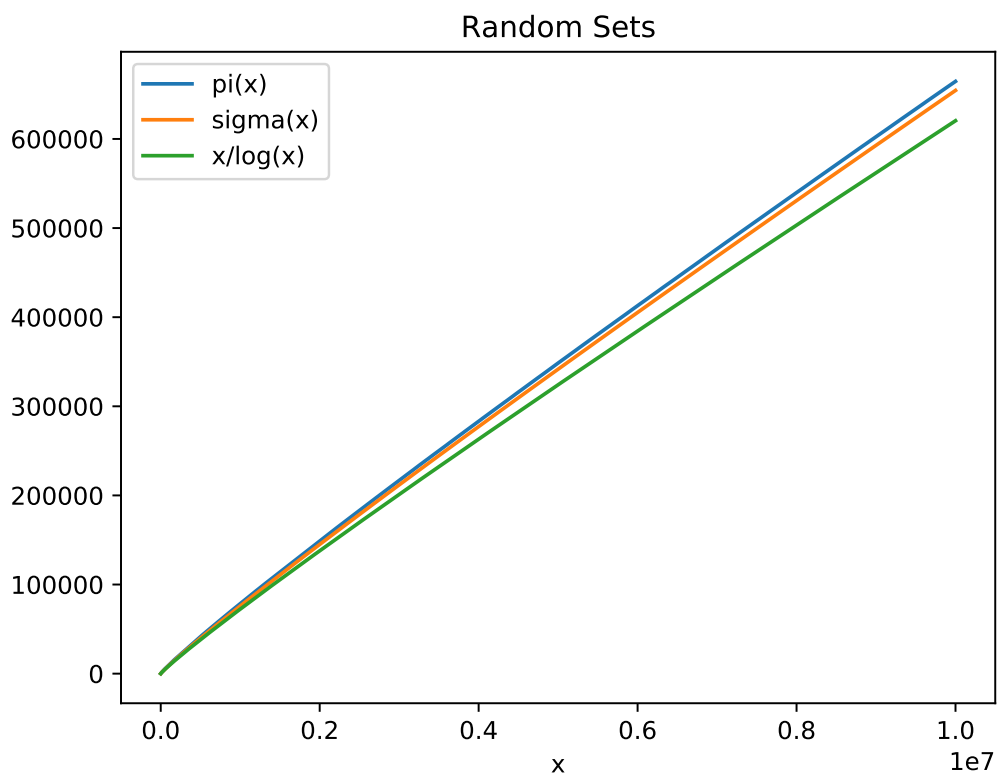


FIGURE 1 – Graphes de $\sigma(x)$, $\pi(x)$ et $\frac{x}{\log(x)}$

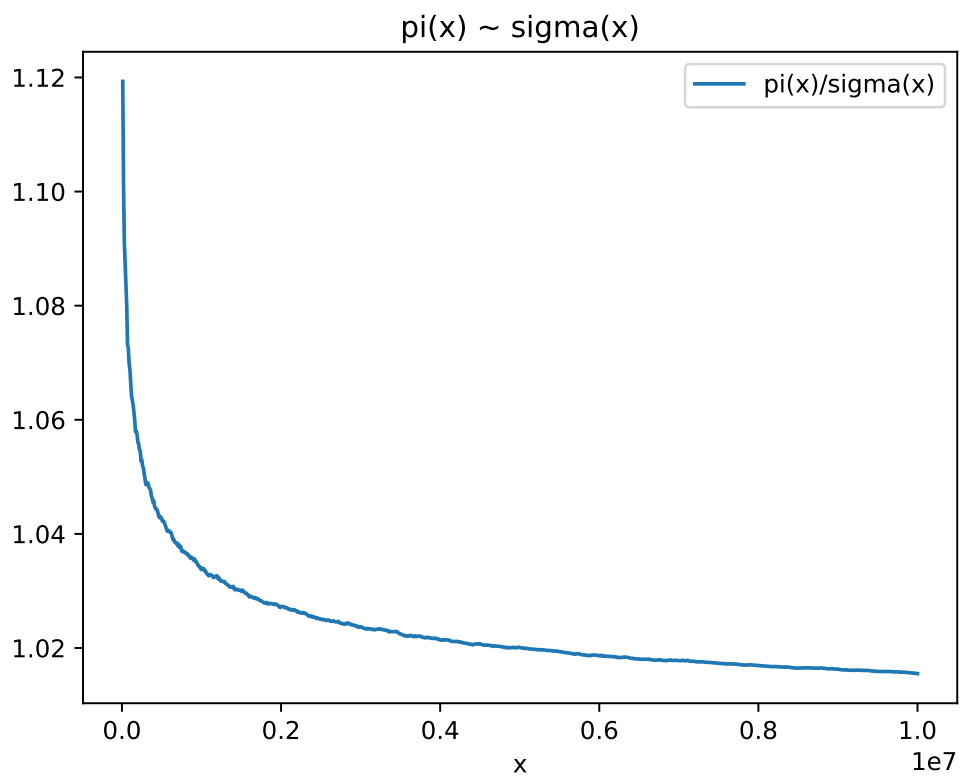


FIGURE 2 – Graphe de $\frac{\pi(x)}{\sigma(x)}$

Pour démontrer le Théorème des Nombres Premiers, il a été démontré que, quand x tend vers l'infini, $Li(x) \sim \frac{x}{\log(x)}$. Nous pouvons montrer, graphiquement, que lorsque x tend vers l'infini, $\sigma(x) \sim Li(x)$ (voir figure 3), ce qui implique que $\sigma(x) \sim \frac{x}{\log(x)}$.

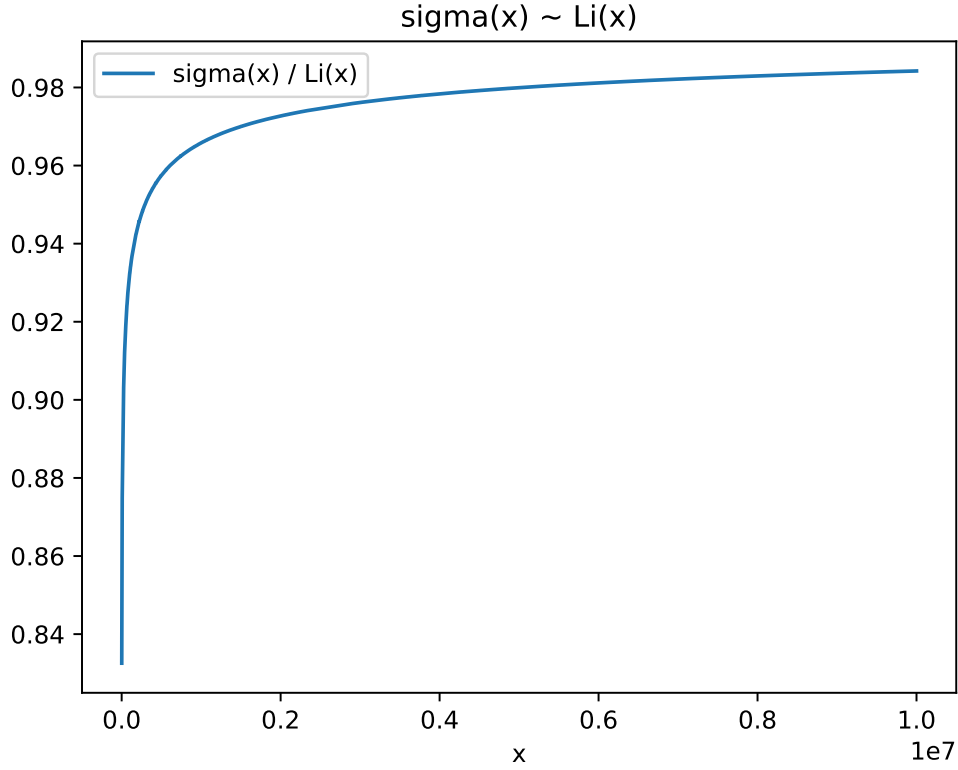


FIGURE 3 – Graphe de $\frac{\sigma(x)}{Li(x)}$

1.2 Approche probabiliste

Soient $E_n := \{k \in \mathbb{N}^* \mid k \leq n\}$ l'ensemble des entiers inférieurs ou égaux à n , $P_n := \{k \in E_n \mid k \text{ est premier}\}$ l'ensemble des nombres premiers inférieurs ou égaux à n , et la fonction $\pi(n) := \#P_n$, le nombre de premiers inférieurs ou égaux à n .

On a vu que la fonction $Li(x) = \int_2^x \frac{dt}{\log t}$ donne une bonne approximation de $\pi(n)$.

Cette fonction peut être approximée par la somme de Riemann de pas constant = 1 :

$$S\left(\frac{1}{\log x}\right) = \sum_{k=0}^n \frac{1}{\log(2+k)} = \frac{1}{\log 2} + \sum_{k=3}^n \frac{1}{\log k} \quad (1)$$

La fonction $\frac{1}{\log x}$ est une fonction continue, décroissante et positive sur l'intervalle $[2, \infty[$. L'erreur entre $Li(n)$ et la fonction en escalier ci-dessus est donc bornée.

$$\left| S\left(\frac{1}{\log x}\right) - Li(n) \right| \leq \left| \sum_{k=2}^n \frac{1}{\log(k+1)} - \frac{1}{\log k} \right| = \frac{1}{\log(2)} - \frac{1}{\log(n+1)} < \frac{1}{\log 2} < 2$$

1.2.1 Ensembles aléatoires

Nous allons alors générer k ensembles aléatoires $R_{k_n} \subset E_n$ de sorte que :

$$\forall i \in E_n, P(i \in R_{k_n}) = \begin{cases} 0 & \text{si } i = 1 \\ 1 & \text{si } i = 2 \\ \frac{1}{\log n} & \text{si } i \geq 3 \end{cases}$$

Il est à noter deux cas particuliers :

- Le nombre 1 est exclu. En effet, $\frac{1}{\log 1}$ n'est pas défini. Par définition, 1 n'est pas un nombre premier.
- Le nombre 2 est inclu par défaut. En effet, $P(2 \in R_{k_n}) = \frac{1}{\log 2} > 1$. De plus, le nombre 2 est par définition, un nombre premier.

Nous allons aussi introduire la fonction $\sigma_k(n) := \#R_{k_n}$. Cette fonction mesure la taille de l'ensemble aléatoire.

$\sigma_k(n)$ est donc une valeur aléatoire strictement inférieure à n dont l'espérance est donnée par la formule suivante :

$$E[\sigma_k(n)] = 0 + 1 + \frac{1}{\log 3} + \dots + \frac{1}{\log n} = 1 + \sum_{k=3}^n \frac{1}{\log k} \quad (2)$$

On observe alors que l'erreur entre l'espérance de $\sigma_k(n)$ et la somme de Riemann (1) est constante, égale à $\frac{1}{\log 2} - 1 < 1$.

Les ensembles aléatoires générés de cette manière suivront donc une distribution similaire à $\text{Li}(x)$, et donc à $\pi(x)$ (voir figures 6 et 5).

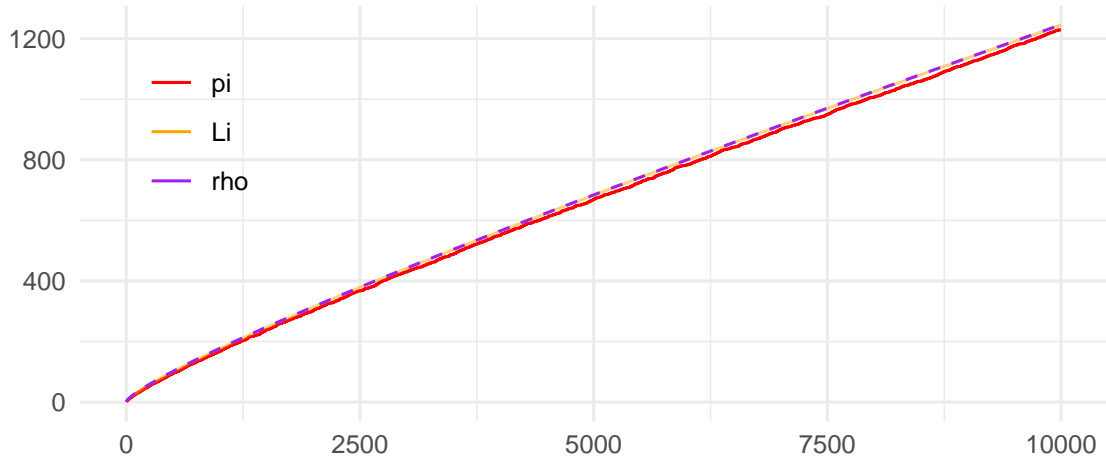


FIGURE 4 – Graphes des fonctions π , Li and σ . On observe que Li et σ sont superposées.

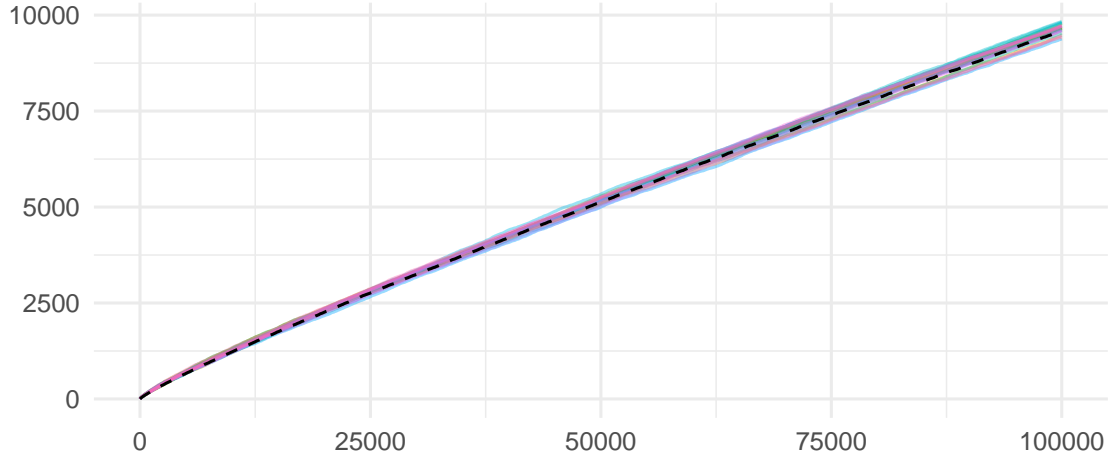


FIGURE 5 – graphes des fonctions σ_k pour $k \leq 25$ (25 premiers ensembles) et π (en pointillé)

1.2.2 Ensembles probabilistes impairs

Bien que ces ensembles aléatoires suivent la distribution de $\pi(x)$, il manque une propriété importante des nombres premiers : à l'exception de 2, tous les nombres premiers sont impairs.

Nous allons alors modifier l'algorithme mentionné précédemment afin de générer des ensembles ayant cette propriété. Soit $O_n := E_n \cap 2\mathbb{N} + 1$ l'ensemble des entiers impairs inférieurs ou égaux à n . Soit alors l'ensemble aléatoire $U_{k_n} \subset \{O_n \cup \{2\}\}$ tel que $\forall i \in \{O_n \cup \{2\}\}$, la probabilité que i soit dans l'ensemble U_{k_n} soit :

$$P(i \in U_{k_n}) = \begin{cases} 0 & \text{si } i = 1 \\ 1 & \text{si } 2 \leq i < 9 \\ \frac{2}{\log n} & \text{si } i \geq 9 \end{cases}$$

Le fait que $P(i \in U_{k_n}) = 1$ pour les entiers impairs inférieurs à 9 découle du fait que $2/\log(n) > 1$ pour ces entiers.

On observe alors que ces suites débutent avec les mêmes éléments : $(2, 3, 5, 7, \dots)$, mais contiennent des éléments aléatoires à partir du 5^e terme. Pour tout $n \geq 5$, la fonction σ est une valeur aléatoire d'espérance :

$$E[\sigma(n)] = 4 + \sum_{i=5}^{\lfloor n/2 \rfloor} \frac{2}{\log(2i-1)}$$

En réécrivant l'équation 1 de la page 8 en une somme de Riemann de pas constant = 2, on obtient que :

$$S\left(\frac{1}{\log(x)}\right) = \sum_{k=0}^n \frac{2}{\log 2 + k}$$

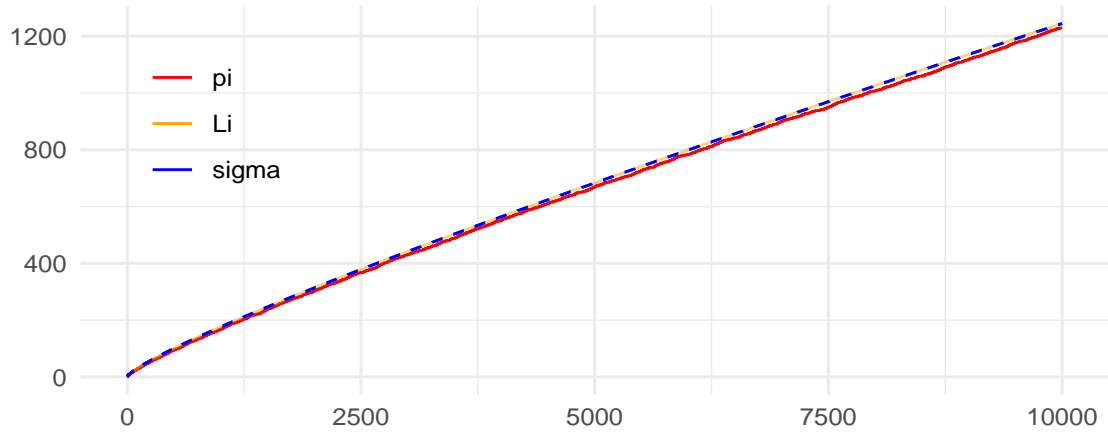


FIGURE 6 – Graphes des fonctions π et σ .

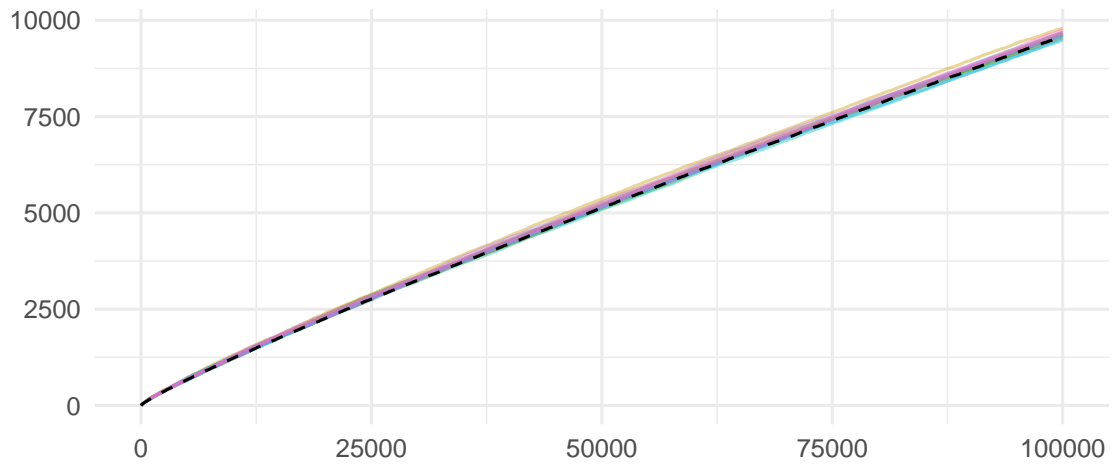


FIGURE 7 – graphes des fonctions σ_k pour $k \leq 25$ (25 premiers ensembles impairs) et π

2 Ensembles aleatoires et conjectures

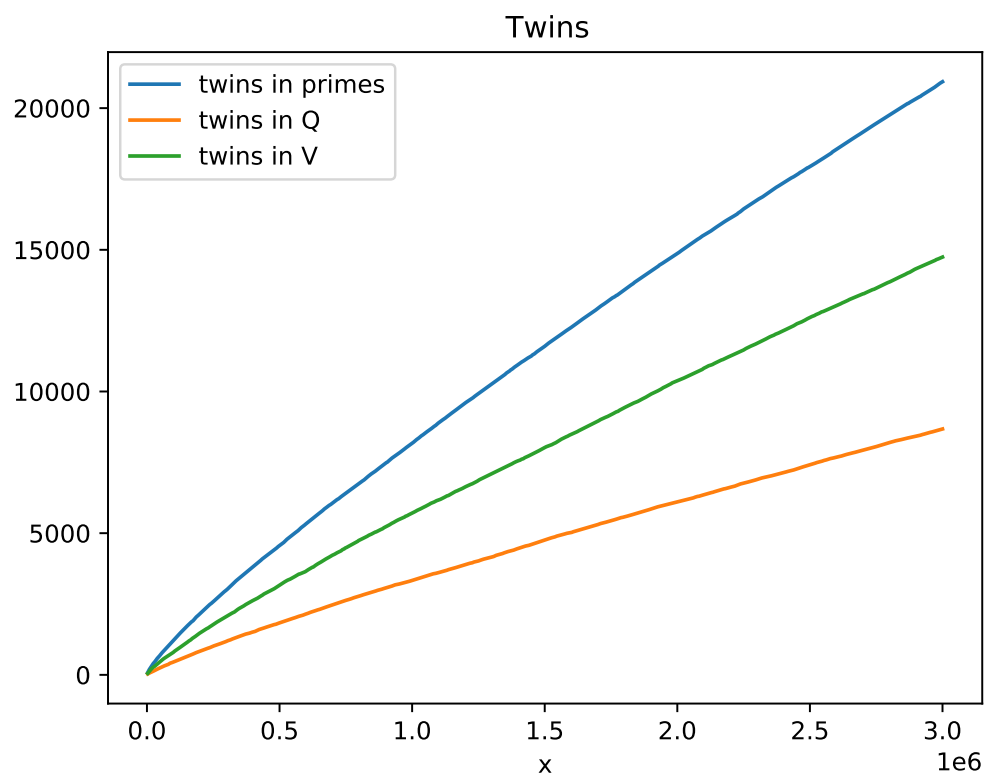


FIGURE 8 – Nombre de jumeaux dans chaque ensemble

2.1 Première conjecture

2.1.1 Introduction

La conjecture que nous allons tester ici est la suivante : Pour tout $n = 6, 7, \dots$, il existe un nombre premier p tel que $6n - p$ et $6n + p$ sont tous les deux premiers.¹

Nous allons d'abord vérifier que cette conjecture tient pour les nombres premiers, puis vérifier si celle-ci tient aussi pour les ensembles aléatoires suivant leur distribution. La procédure pour analyser cette conjecture est donc la suivante : pour chaque $n \in \mathbb{N}, 6 \leq n \leq 10000$, nous vérifierons si l'assertion tient. Nous collecterons alors tout n tel que $\neg P(n)$ dans un tableau de données afin d'analyser, pour chaque ensemble ou chaque groupe d'ensemble, le nombre et la distribution des erreurs.

2.1.2 Analyse

Soit $P(n)$ l'assertion "Il existe $p \in R_{k_n}, p \geq 6$ tel que $6n - p \in R_k$ et $6n + p \in R_k$ ".

En utilisant un algorithme², nous avons pu observer que l'assertion est vraie pour tout $n \leq 10^5$. Le graphique 8 ci-dessous représente en abscisses le nombre total d'erreur (c'est à dire le nombre d'entiers n tel que $\neg P(n)$ pour un certain ensemble) et en ordonnées le plus grand entier pour laquelle l'assertion est fautive. Chaque point représente un ensemble tel que défini précédemment.

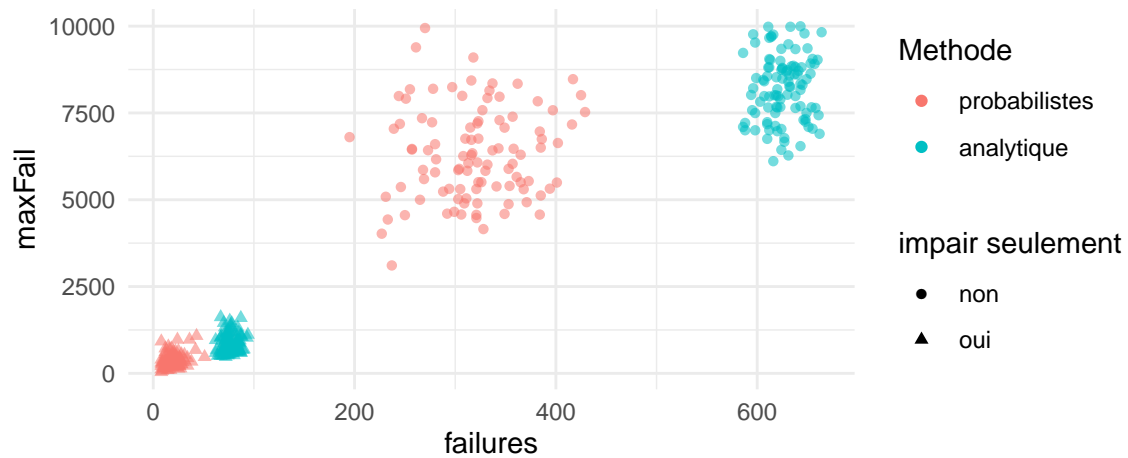
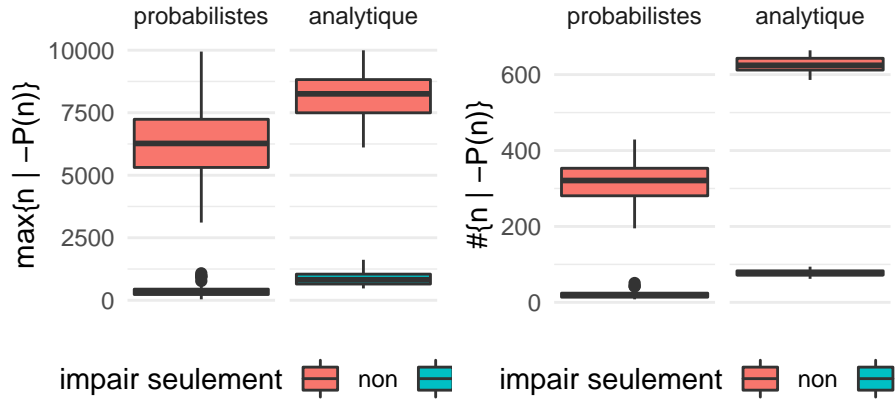


FIGURE 9 –

Nous debuterons par remarquer que les ensembles non restraints aux nombres impairs génèrent un nombre assez conséquent d'erreurs : plus de 200 erreurs pour la quasi-totalité de ces ensembles. De plus, ces erreurs persistent assez tardivement : pour la majorité de ces ensembles, il existe (au moins) un entier $n > 5000$ pour lequel l'assertion est fautive. Cependant, les ensembles composés de nombres impairs ont un nombre relativement faible d'erreurs (moins de 50 pour les ensembles générés par l'algorithme probabilistique, moins de 100 pour les ensembles générés par les algorithmes analytiques, voir figure [x]). De plus, le plus grand entier pour lequel l'assertion n'est pas vérifiée est relativement faible : cela signifie que pour tout entier $n > 2500$, l'assertion est vérifiée. Les diagrammes à boîtes 9 et 10 ci-dessus offrent un aperçu de la distribution des erreurs

1. Conjecture 2.3 de ...

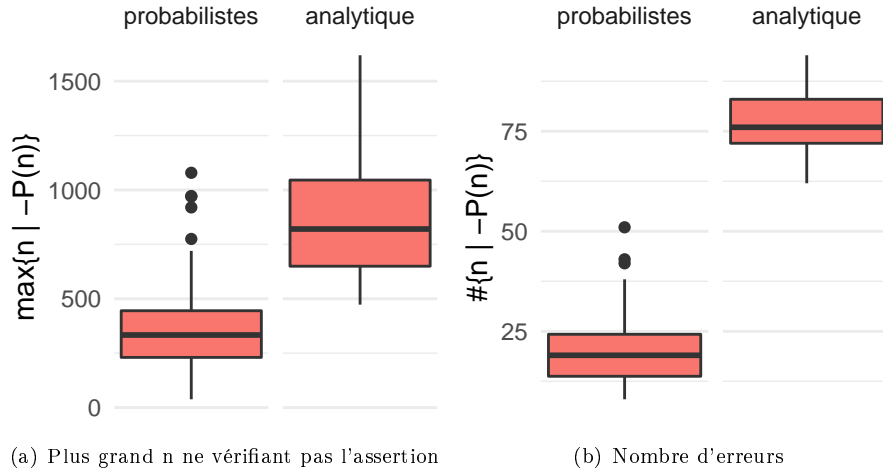
2. voir /py_code/...



(a) Plus grand n ne vérifiant pas l'assertion

(b) Nombre d'erreurs

FIGURE 10 – Diagrammes en boîte



(a) Plus grand n ne vérifiant pas l'assertion

(b) Nombre d'erreurs

FIGURE 11 – Diagrammes en boîte - ensembles impairs.

- Il existe parmi ces ensembles 3 ensembles vérifiant l'assertion pour tout $n, 100 \leq n \leq 10000$:
- l'ensemble probabiliste impair 032 dont le plus grand entier ne vérifiant pas l'assertion est 38
 - l'ensemble probabiliste impair 091 dont le plus grand entier ne vérifiant pas l'assertion est 74
 - l'ensemble probabiliste impair 033 dont le plus grand entier ne vérifiant pas l'assertion est 97

2.1.3 Conclusion de l'analyse

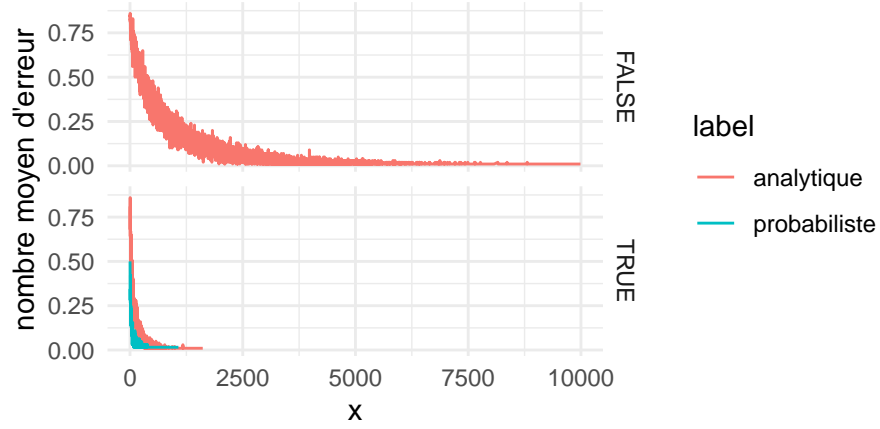


FIGURE 12 – Diagramme représentant le nombre moyen d'erreur (entier ne vérifiant pas P) sur l'intervall $(n, n + 5]$

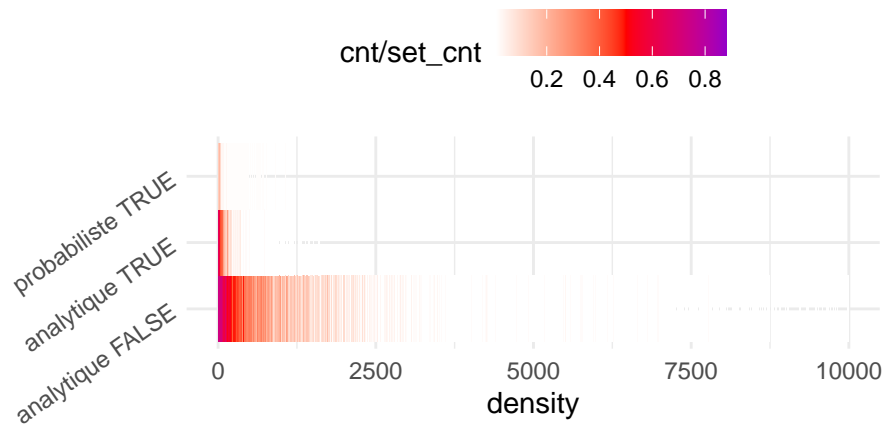


FIGURE 13 – Diagramme représentant le nombre moyen d'erreur (entier ne vérifiant pas la conjecture) sur l'intervall $(n, n + 5]$

Conclusion