ALAIN VIVIER

CEA / SACLAY / INSTN

COMPTAGE NUCLEAIRE

ALAIN VIVIER

CEA / SACLAY / INSTN

COMPTAGE NUCLEAIRE DANS UNE APPROCHE BAYESIENNE

ALAIN VIVIER

CEA / SACLAY / INSTN

COMPTAGE NUCLEAIRE DANS UNE APPROCHE BAYESIENNE

ET SEUIL DE DECISION

ALAIN VIVIER

CEA / SACLAY / INSTN

LOI DE POISSON :

LOI DE POISSON :

$$P\left(N = N_0 \middle| \mu\right) = \frac{e^{-\mu} \times \mu^{N_0}}{N_0!}$$

LOI DE POISSON :

$$P\left(N = N_0 \middle| \mu\right) = \frac{e^{-\mu} \times \mu^{N_0}}{N_0!}$$

$$\Leftrightarrow$$

PROBABILITE QU'UNE VALEUR DE COMPTAGE SOIT EGALE A UNE VALEUR DETERMINEE N_0 CONNAISSANT μ :

LOI DE POISSON :

$$P\left(N = N_0 \middle| \mu\right) = \frac{e^{-\mu} \times \mu^{N_0}}{N_0!}$$

$$\Leftrightarrow$$

PROBABILITE QU'UNE VALEUR DE COMPTAGE SOIT EGALE A UNE VALEUR DETERMINEE N_0 CONNAISSANT μ :

- MOYENNE VRAIE: μ

LOI DE POISSON :

$$P\left(N = N_0 \middle| \mu\right) = \frac{e^{-\mu} \times \mu^{N_0}}{N_0!}$$

$$\Leftrightarrow$$

PROBABILITE QU'UNE VALEUR DE COMPTAGE SOIT EGALE A UNE VALEUR DETERMINEE N_0

CONNAISSANT μ :

- MOYENNE VRAIE: μ
- ECART-TYPE VRAIE $\sigma_N = \sqrt{\mu}$

μ PARAMETRE UNIQUE DE LA LOI DE POISSON

μ PARAMETRE UNIQUE DE LA LOI DE POISSON

« CONDENSE » TOUTE L'INFORMATION QUE L'ON PEUT AVOIR SUR LA VARIABLE ALEATOIRE N

μ PARAMETRE UNIQUE DE LA LOI DE POISSON

« CONDENSE » TOUTE L'INFORMATION QUE L'ON PEUT AVOIR SUR LA VARIABLE ALEATOIRE **N**

μ **PARFAITEMENT CONNU** $\Leftrightarrow$ **INCERTITUDE NULLE**

μ PARAMETRE UNIQUE DE LA LOI DE POISSON

« CONDENSE » TOUTE L'INFORMATION QUE L'ON PEUT AVOIR SUR LA VARIABLE ALEATOIRE N

μ PARFAITEMENT CONNU $\Leftrightarrow$ INCERTITUDE NULLE

μ PARAMETRE UNIQUE DE LA LOI DE POISSON

« CONDENSE » TOUTE L'INFORMATION QUE L'ON PEUT AVOIR SUR LA VARIABLE ALEATOIRE N

μ **PARFAITEMENT CONNU** $\Leftrightarrow$ **INCERTITUDE NULLE**

EXEMPLE :

μ PARAMETRE UNIQUE DE LA LOI DE POISSON

« CONDENSE » TOUTE L'INFORMATION QUE L'ON PEUT AVOIR SUR LA VARIABLE ALEATOIRE N

μ PARFAITEMENT CONNU $\Leftrightarrow$ INCERTITUDE NULLE

EXEMPLE :

$\boxed{\mu = 0 \;\Leftrightarrow\; \text{SOURCE NON RADIOACTIVE}}$

μ PARAMETRE UNIQUE DE LA LOI DE POISSON

« CONDENSE » TOUTE L'INFORMATION QUE L'ON PEUT AVOIR SUR LA VARIABLE ALEATOIRE N

μ PARFAITEMENT CONNU $\Leftrightarrow$ INCERTITUDE NULLE

EXEMPLE :

$\mu = 0$ $\Leftrightarrow$ SOURCE NON RADIOACTIVE

$\mu > 0$ $\Leftrightarrow$ SOURCE RADIOACTIVE

REPRESENTATION SIMPLIFIEE D'UNE VARIABLE ALEATOIRE POISSONNIENE

$$\mathbf{N} = \boldsymbol{\mu} + \varepsilon_{\mathbf{stoch.}}$$

REPRESENTATION SIMPLIFIEE D'UNE VARIABLE ALEATOIRE POISSONNIENE

$$N = \mu + \varepsilon_{stoch.}$$

VARIABLE ALEATOIRE

REPRESENTATION SIMPLIFIEE D'UNE VARIABLE ALEATOIRE POISSONNIENE

$$N = \mu + \varepsilon_{stoch.}$$

VARIABLE ALEATOIRE

FLUCTUANT NATURELLEMENT AUTOUR DE SA MOYENNE VRAIE µ

REPRESENTATION SIMPLIFIEE D'UNE VARIABLE ALEATOIRE POISSONNIENE

$$N = \mu + \varepsilon_{stoch.}$$

VARIABLE ALEATOIRE

FLUCTUANT NATURELLEMENT AUTOUR DE SA MOYENNE VRAIE μ

AVEC UN TERME RESIDUEL D'AMPLITUDE $\sqrt{\mu}$ (EFFET STOCHASTIQUE)

LE PROBLEME EST QUE L'ON NE CONNAIT JAMAIS μ !

LE PROBLEME EST QUE L'ON NE CONNAIT JAMAIS μ !

SURTOUT A PARTIR D'UNE MESURE UNIQUE N_1 !!

L'APPROCHE BAYESIENNE DANS LES COMPTAGES NUCLEAIRES

VOIR TABLEUR « 01_INVERSION BAYESIENNE.XLS»

DENSITE DE PROBABILITE DE LA MOYENNE VRAIE μ A PARTIR D'UNE MESURE UNIQUE :

DENSITE DE PROBABILITE DE LA MOYENNE VRAIE μ A PARTIR D'UNE MESURE UNIQUE :

$$\mathbf{f}\left(\mu=\mu_0 \middle| N_1\right)=\frac{\mathbf{e}^{-\mu_0}\times\mu_0^{N_1}}{N_1\mathbf{!}}$$

DENSITE DE PROBABILITE DE LA MOYENNE VRAIE μ A PARTIR D'UNE MESURE UNIQUE :

$$\mathbf{f}\left(\mu = \mu_0 \middle| N_1\right) = \frac{\mathbf{e}^{-\mu_0} \times \mu_0^{N_1}}{N_1\mathbf{!}}$$

LOI γ (OU LOI D'ERLANG) DE PARAMETRE N_1

L'APPROCHE BAYESIENNE DANS LES COMPTAGES NUCLEAIRES

DENSITE DE PROBABILITE DE LA MOYENNE VRAIE μ A PARTIR D'UNE MESURE UNIQUE :

$$f\left(\mu = \mu_0 \middle| N_1\right) = \frac{e^{-\mu_0} \times \mu_0^{N_1}}{N_1!}$$

LOI γ (OU LOI D'ERLANG) DE PARAMETRE N_1

- **MOYENNE: $E(\mu) = N_1 + 1$**

DENSITE DE PROBABILITE DE LA MOYENNE VRAIE μ A PARTIR D'UNE MESURE UNIQUE :

$$f\left(\mu = \mu_0 \middle| N_1\right) = \frac{e^{-\mu_0} \times \mu_0^{N_1}}{N_1!}$$

LOI γ (OU LOI D'ERLANG) DE PARAMETRE N_1

- **MOYENNE: $E(\mu) = N_1 + 1$**
- **VARIANCE : $V(\mu) = \sigma^2 = N_1 + 1$**

L'APPROCHE BAYESIENNE DANS LES COMPTAGES NUCLEAIRES

DENSITE DE PROBABILITE DE LA MOYENNE VRAIE μ A PARTIR D'UNE MESURE UNIQUE :

$$\mathbf{f}\left(\mu=\mu_0 \middle| N_1\right)=\frac{\mathbf{e}^{-\mu_0}\times\mu_0^{N_1}}{N_1\mathbf{!}}$$

LOI γ (OU LOI D'ERLANG) DE PARAMETRE N_1

- **MOYENNE: $E(\mu)=N_1+1$**
- **VARIANCE : $V(\mu)=\sigma^2=N_1+1$**

$\sigma=\sqrt{N_1+1}$ **= INCERTITUDE EPISTEMIQUE SUR LA MOYENNE VRAIE**

REPRESENTATION SIMPLIFIEE D'UNE VARIABLE ALEATOIRE POISSONNIENE + INCERTITUDE EPISTEMIQUE

REPRESENTATION SIMPLIFIEE D'UNE VARIABLE ALEATOIRE POISSONNIENE + INCERTITUDE EPISTEMIQUE

$$\mathbf{N}_2 =$$

REPRESENTATION SIMPLIFIEE D'UNE VARIABLE ALEATOIRE POISSONNIENE + INCERTITUDE EPISTEMIQUE

$N_2 =$

SECOND COMPTAGE
A PRIORI

REPRESENTATION SIMPLIFIEE D'UNE VARIABLE ALEATOIRE POISSONNIENE + INCERTITUDE EPISTEMIQUE

$$\mathbf{N}_2 = \left[\mathbf{N}_1 + 1\right]$$

SECOND COMPTAGE A PRIORI

REPRESENTATION SIMPLIFIEE D'UNE VARIABLE ALEATOIRE POISSONNIENE + INCERTITUDE EPISTEMIQUE

$$N_2 = [N_1 + 1]$$

SECOND COMPTAGE A PRIORI

ESTIMATION MOYENNE

REPRESENTATION SIMPLIFIEE D'UNE VARIABLE ALEATOIRE POISSONNIENE + INCERTITUDE EPISTEMIQUE

$$N_2 = \left[N_1 + 1 \right] + \varepsilon_{\text{episté.}}$$

SECOND COMPTAGE A PRIORI

ESTIMATION MOYENNE

REPRESENTATION SIMPLIFIEE D'UNE VARIABLE ALEATOIRE POISSONNIENE + INCERTITUDE EPISTEMIQUE

$$N_2 = [N_1 + 1] + \varepsilon_{\text{episté.}}$$

SECOND COMPTAGE A PRIORI

ESTIMATION MOYENNE

INCERTITUDE EPISTEMIQUE EGALE A $\sqrt{N_1 + 1}$

REPRESENTATION SIMPLIFIEE D'UNE VARIABLE ALEATOIRE POISSONNIENE + INCERTITUDE EPISTEMIQUE

$$N_2 = [N_1 + 1] + \varepsilon_{\text{episté.}} + \varepsilon_{\text{stoch.}}$$

SECOND COMPTAGE A PRIORI

ESTIMATION MOYENNE

INCERTITUDE EPISTEMIQUE EGALE A $\sqrt{N_1 + 1}$

REPRESENTATION SIMPLIFIEE D'UNE VARIABLE ALEATOIRE POISSONNIENE + INCERTITUDE EPISTEMIQUE

$$N_2 = [N_1 + 1] + \varepsilon_{\text{episté.}} + \varepsilon_{\text{stoch.}}$$

SECOND COMPTAGE A PRIORI

ESTIMATION MOYENNE

INCERTITUDE EPISTEMIQUE EGALE A $\sqrt{N_1 + 1}$

FLUCTUATION D'AMPLITUDE $\sqrt{N_1 + 1}$

REPRESENTATION SIMPLIFIEE D'UNE VARIABLE ALEATOIRE POISSONNIENE + INCERTITUDE EPISTEMIQUE

$$N_2 = [N_1 + 1] + \varepsilon_{\text{episté.}} + \varepsilon_{\text{stoch.}}$$

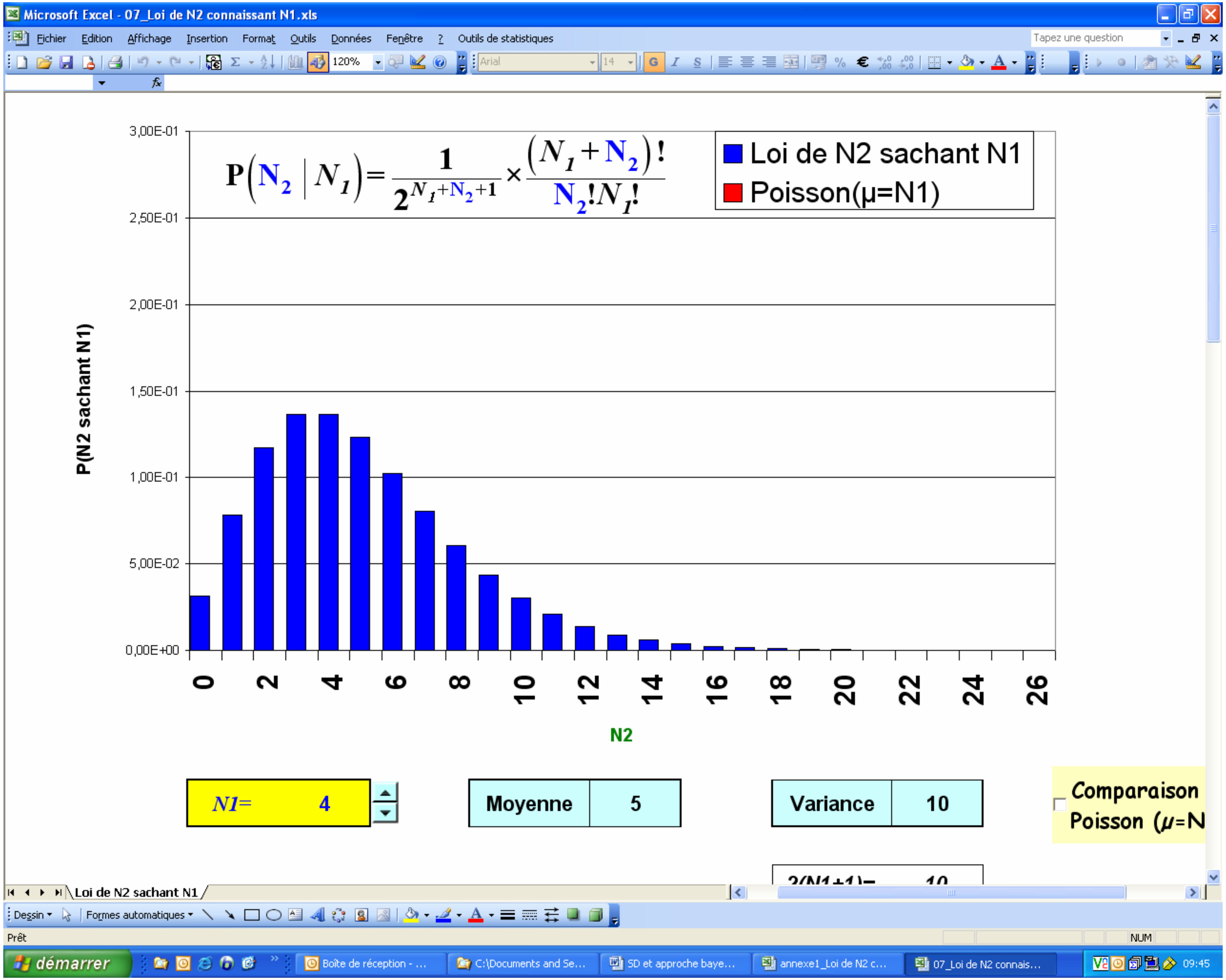
SECOND COMPTAGE A PRIORI

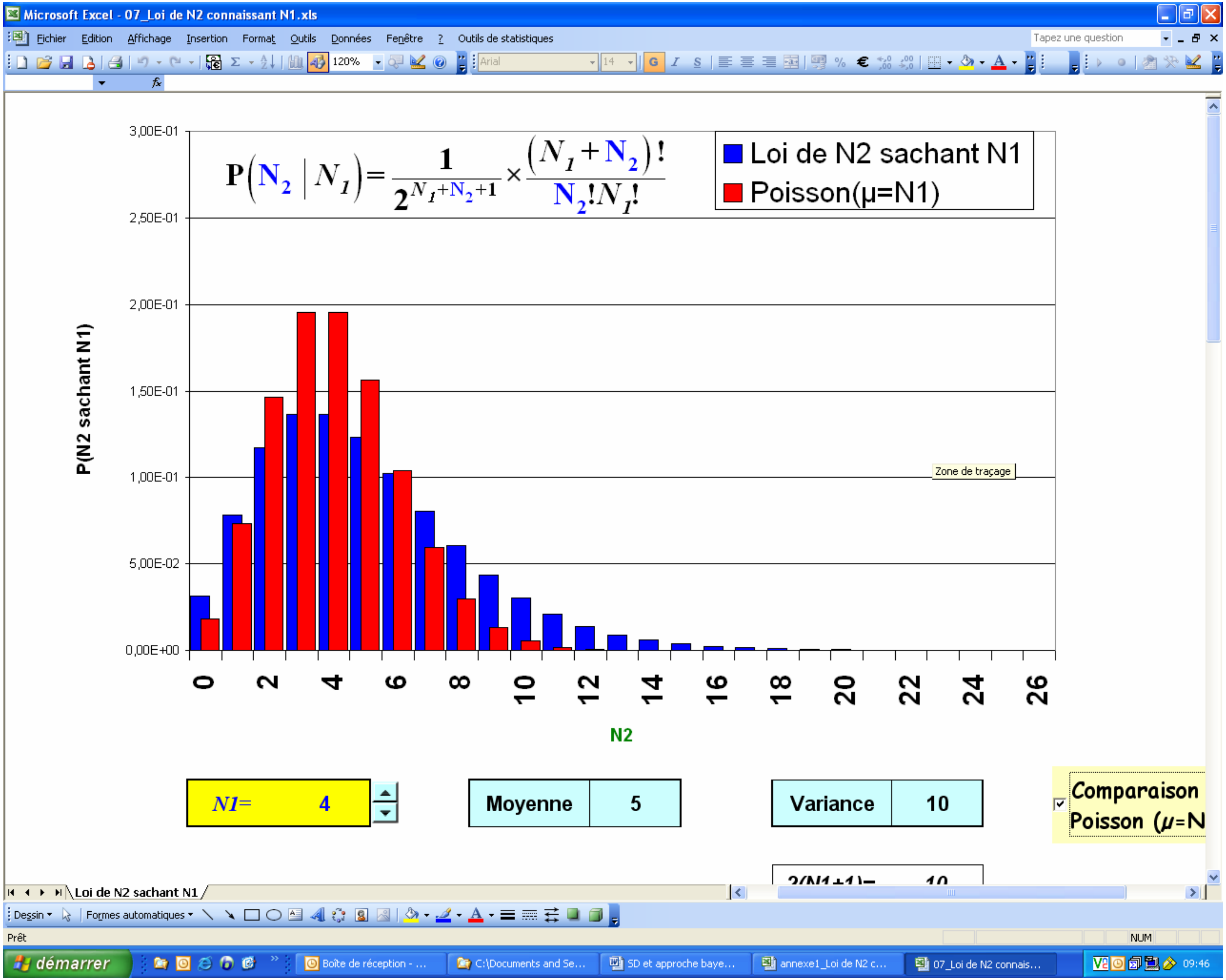
ESTIMATION MOYENNE

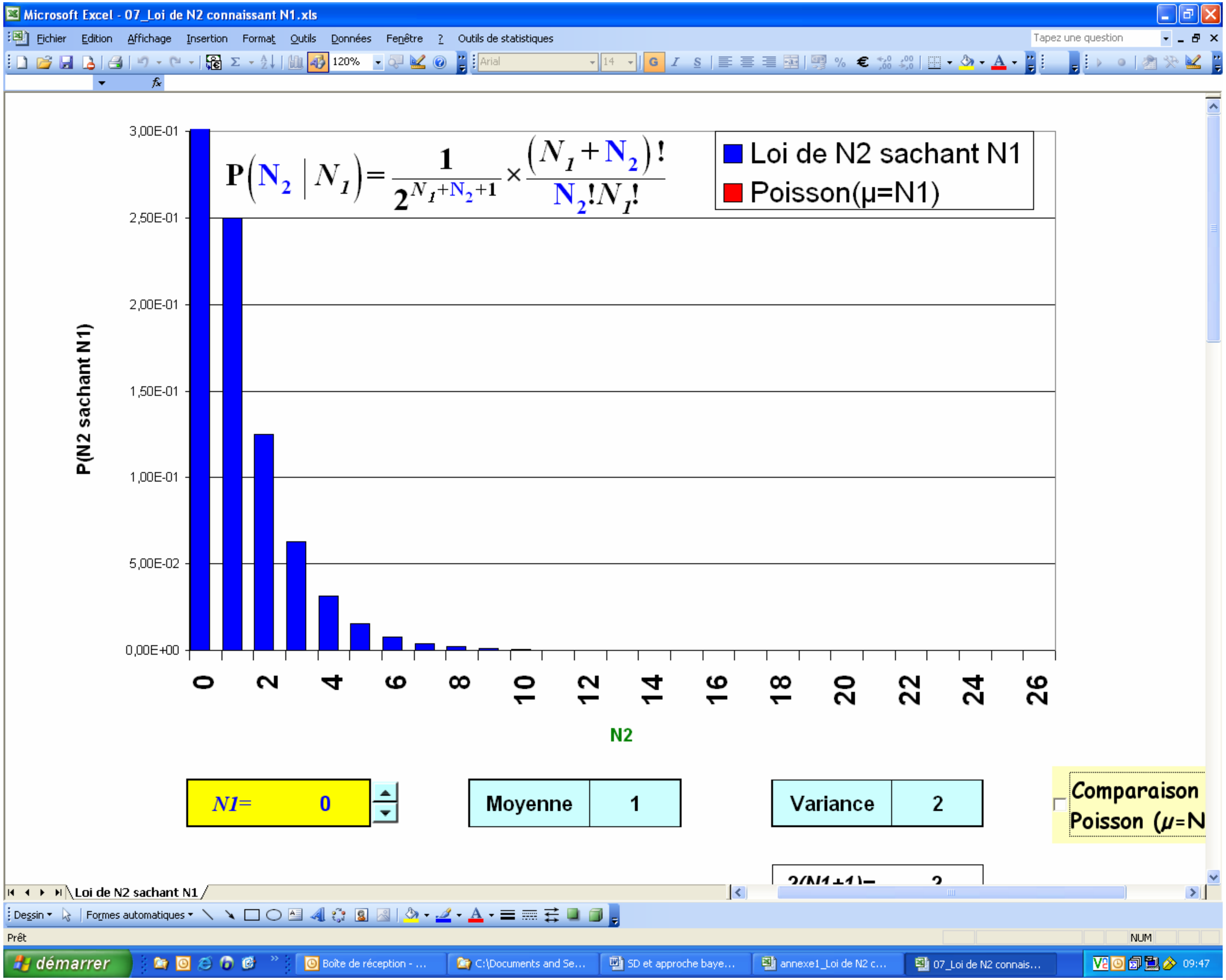
INCERTITUDE EPISTEMIQUE EGALE A $\sqrt{N_1 + 1}$

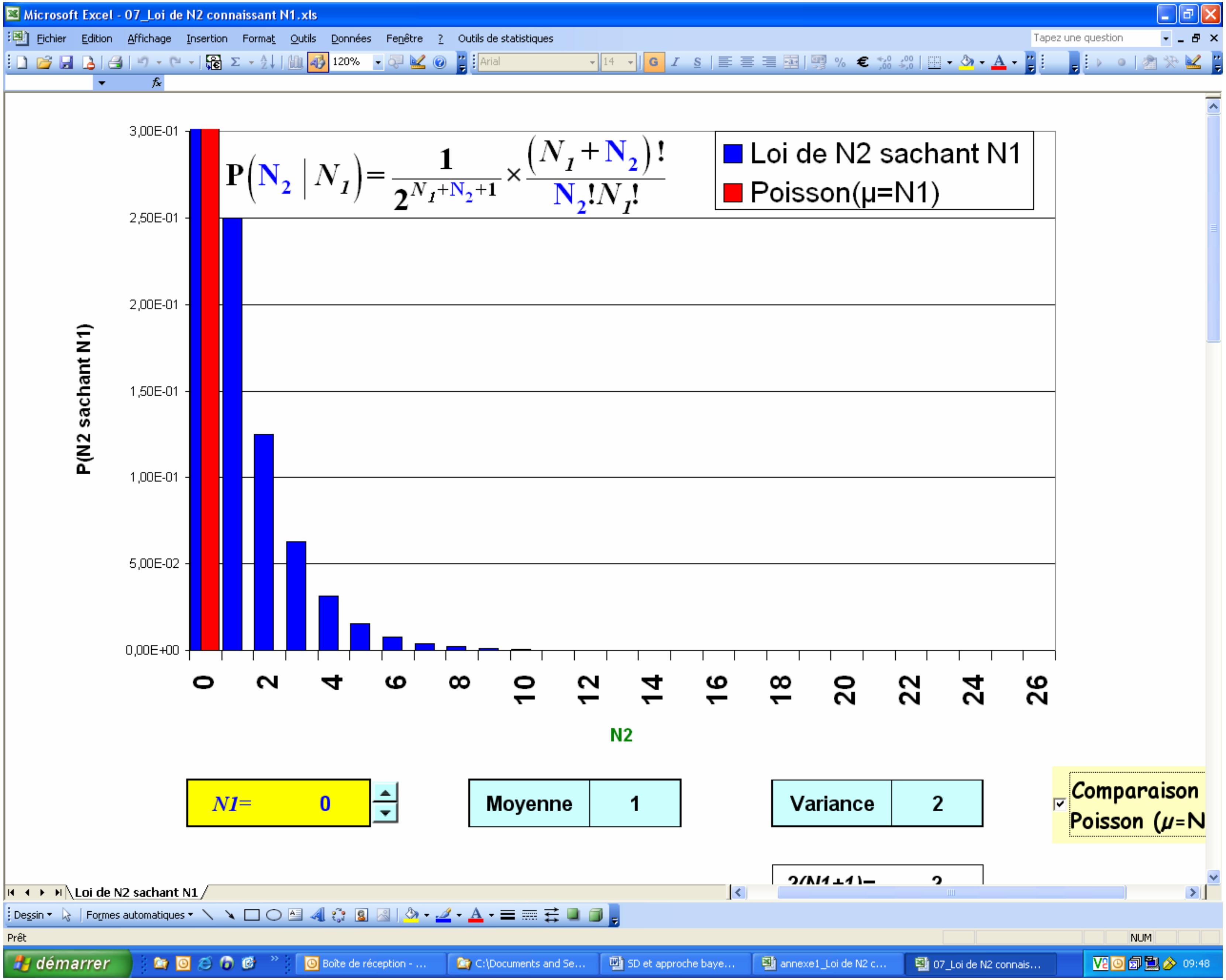
FLUCTUATION D'AMPLITUDE $\sqrt{N_1 + 1}$

REPRESENTATION GRAPHIQUE :


Microsoft Excel - 07_Loi de N2 connaissant N1.xls
Fichier Edition Affichage Insertion Format Outils Données Fenêtre ? Outils de statistiques
Tapez une question
$P(N_2 \mid N_1) = \frac{1}{2^{N_1+N_2+1}} \times \frac{(N_1+N_2)!}{N_2!N_1!}$
Loi de N2 sachant N1
Poisson(μ=N1)
P(N2 sachant N1)
3,00E-01
2,50E-01
2,00E-01
1,50E-01
1,00E-01
5,00E-02
0,00E+00
0 2 4 6 8 10 12 14 16 18 20 22 24 26
N2
N1= 4
Moyenne 5
Variance 10
Comparaison Poisson (μ=N
Loi de N2 sachant N1
Dessin
Formes automatiques
Prêt
NUM
démarrer
09:45


Microsoft Excel - 07_Loi de N2 connaissant N1.xls
Fichier Edition Affichage Insertion Format Outils Données Fenêtre ? Outils de statistiques
$P(N_2 \mid N_1) = \frac{1}{2^{N_1+N_2+1}} \times \frac{(N_1+N_2)!}{N_2!N_1!}$
Loi de N2 sachant N1
Poisson(μ=N1)
P(N2 sachant N1)
N2
Zone de traçage
N1= 4
Moyenne 5
Variance 10
Comparaison Poisson (μ=N
Loi de N2 sachant N1
Dessin Formes automatiques
Prêt
NUM
démarrer
09:46


Microsoft Excel - 07_Loi de N2 connaissant N1.xls
Fichier Edition Affichage Insertion Format Outils Données Fenêtre ? Outils de statistiques
$$P(N_2 \mid N_1) = \frac{1}{2^{N_1+N_2+1}} \times \frac{(N_1+N_2)!}{N_2!N_1!}$$
Loi de N2 sachant N1
Poisson(μ=N1)
P(N2 sachant N1)
N2
N1= 0
Moyenne 1
Variance 2
Comparaison Poisson (μ=N
Loi de N2 sachant N1
Prêt


Microsoft Excel - 07_Loi de N2 connaissant N1.xls
Fichier Edition Affichage Insertion Format Outils Données Fenêtre ? Outils de statistiques
Tapez une question
$$P\left(N_2 \mid N_1\right) = \frac{1}{2^{N_1+N_2+1}} \times \frac{\left(N_1+N_2\right)!}{N_2!N_1!}$$
Loi de N2 sachant N1
Poisson(μ=N1)
P(N2 sachant N1)
3,00E-01
2,50E-01
2,00E-01
1,50E-01
1,00E-01
5,00E-02
0,00E+00
0 2 4 6 8 10 12 14 16 18 20 22 24 26
N2
N1= 0
Moyenne 1
Variance 2
Comparaison Poisson (μ=N
Loi de N2 sachant N1
Dessin Formes automatiques
Prêt
NUM
démarrer
Boîte de réception - ...
C:\Documents and Se...
SD et approche baye...
annexe1_Loi de N2 c...
07_Loi de N2 connais...
09:48

PROBLEMATIQUE SUR L'INCERTITUDE DES COMPTAGES NETS A BAS NIVEAU

PROBLEMATIQUE SUR L'INCERTITUDE DES COMPTAGES NETS A BAS NIVEAU

$$\mathbf{Net}_1 = \mathbf{Brut}_1 - \mathbf{BdF}_1$$

PROBLEMATIQUE SUR L'INCERTITUDE DES COMPTAGES NETS A BAS NIVEAU

$$\mathbf{Net}_1 = \mathbf{Brut}_1 - \mathbf{BdF}_1$$

CONSTRUCTION CLASSIQUE DE L'INCERTITUDE :

PROBLEMATIQUE SUR L'INCERTITUDE DES COMPTAGES NETS A BAS NIVEAU

$$\mathbf{Net_1} = \mathbf{Brut_1} - \mathbf{BdF_1}$$

CONSTRUCTION CLASSIQUE DE L'INCERTITUDE :

$$\begin{cases} u_{\mu_{Brut}} \approx \sqrt{Brut_1} \\ u_{\mu_{BdF}} \approx \sqrt{BdF_1} \end{cases}$$

PROBLEMATIQUE SUR L'INCERTITUDE DES COMPTAGES NETS A BAS NIVEAU

$$\mathbf{Net_1} = \mathbf{Brut_1} - \mathbf{BdF_1}$$

CONSTRUCTION CLASSIQUE DE L'INCERTITUDE :

$$\begin{cases} u_{\mu_{Brut}} \approx \sqrt{Brut_1} \\ u_{\mu_{BdF}} \approx \sqrt{BdF_1} \end{cases} \Rightarrow u_{\mu_{Net}} = \sqrt{u^2_{\mu_{Brut}} + u^2_{\mu_{BdF}}}$$

PROBLEMATIQUE SUR L'INCERTITUDE DES COMPTAGES NETS A BAS NIVEAU

$$\mathbf{Net}_1 = \mathbf{Brut}_1 - \mathbf{BdF}_1$$

CONSTRUCTION CLASSIQUE DE L'INCERTITUDE :

$$\begin{cases} \mathbf{u}_{\mu_{\mathbf{Brut}}} \approx \sqrt{\mathbf{Brut}_1} \\ \mathbf{u}_{\mu_{\mathbf{BdF}}} \approx \sqrt{\mathbf{BdF}_1} \end{cases} \Rightarrow \mathbf{u}_{\mu_{\mathbf{Net}}} = \sqrt{\mathbf{u}^2_{\mu_{\mathbf{Brut}}} + \mathbf{u}^2_{\mu_{\mathbf{BdF}}}} \approx \sqrt{\mathbf{Brut}_1 + \mathbf{BdF}_1}$$

PROBLEMATIQUE SUR L'INCERTITUDE DES COMPTAGES NETS A BAS NIVEAU

$$\mathbf{Net_1} = \mathbf{Brut_1} - \mathbf{BdF_1}$$

CONSTRUCTION CLASSIQUE DE L'INCERTITUDE :

$$\begin{cases} \mathbf{u}_{\mu_{\mathbf{Brut}}} \approx \sqrt{\mathbf{Brut_1}} \\ \mathbf{u}_{\mu_{\mathbf{BdF}}} \approx \sqrt{\mathbf{BdF_1}} \end{cases} \Rightarrow \mathbf{u}_{\mu_{\mathbf{Net}}} = \sqrt{\mathbf{u}^2_{\mu_{\mathbf{Brut}}} + \mathbf{u}^2_{\mu_{\mathbf{BdF}}}} \approx \sqrt{\mathbf{Brut_1} + \mathbf{BdF_1}}$$

EXEMPLE :

$$\begin{cases} \mathbf{Brut_1} = 20 \\ \mathbf{BdF_1} = 15 \end{cases}$$

PROBLEMATIQUE SUR L'INCERTITUDE DES COMPTAGES NETS A BAS NIVEAU

$$\mathbf{Net_1} = \mathbf{Brut_1} - \mathbf{BdF_1}$$

CONSTRUCTION CLASSIQUE DE L'INCERTITUDE :

$$\begin{cases} u_{\mu_{Brut}} \approx \sqrt{\mathbf{Brut_1}} \\ u_{\mu_{BdF}} \approx \sqrt{\mathbf{BdF_1}} \end{cases} \Rightarrow u_{\mu_{Net}} = \sqrt{u^2_{\mu_{Brut}} + u^2_{\mu_{BdF}}} \approx \sqrt{\mathbf{Brut_1} + \mathbf{BdF_1}}$$

EXEMPLE :

$$\begin{cases} \mathbf{Brut_1} = 20 \\ \mathbf{BdF_1} = 15 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} \mathbf{Net_1} = 5 \\ u_{\mu_{Net}} = \sqrt{35} \approx 6 \end{cases}$$

PROBLEMATIQUE SUR L'INCERTITUDE DES COMPTAGES NETS A BAS NIVEAU

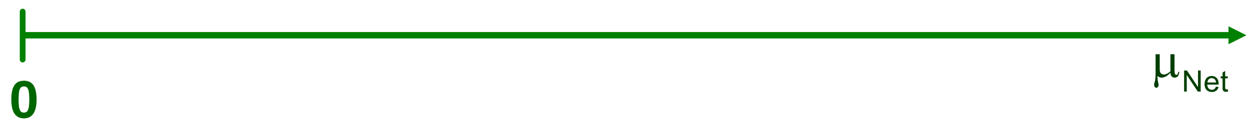
$$\mathrm{Net}_1 = \mathrm{Brut}_1 - \mathrm{BdF}_1$$

CONSTRUCTION CLASSIQUE DE L'INCERTITUDE :

$$\begin{cases} u_{\mu_{Brut}} \approx \sqrt{\mathrm{Brut}_1} \\ u_{\mu_{BdF}} \approx \sqrt{\mathrm{BdF}_1} \end{cases} \Rightarrow u_{\mu_{Net}} = \sqrt{u^2_{\mu_{Brut}} + u^2_{\mu_{BdF}}} \approx \sqrt{\mathrm{Brut}_1 + \mathrm{BdF}_1}$$

EXEMPLE :

$$\begin{cases} \mathrm{Brut}_1 = 20 \\ \mathrm{BdF}_1 = 15 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} \mathrm{Net}_1 = 5 \\ u_{\mu_{Net}} = \sqrt{35} \approx 6 \end{cases}$$



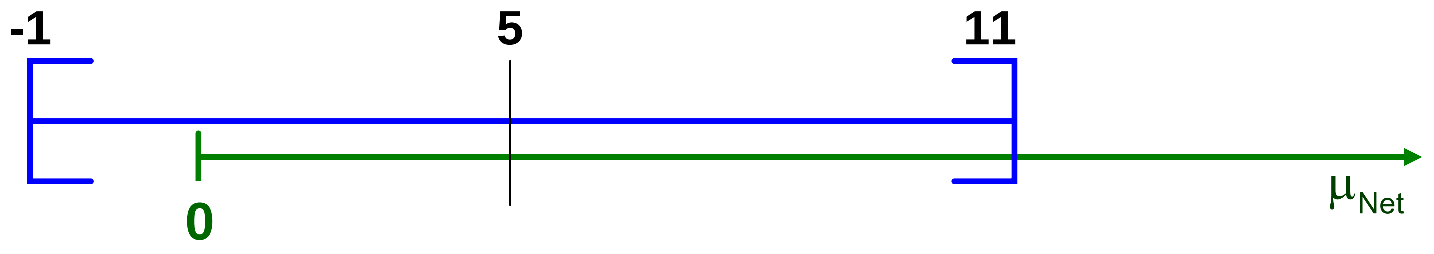
PROBLEMATIQUE SUR L'INCERTITUDE DES COMPTAGES NETS A BAS NIVEAU

$$\mathbf{Net}_1 = \mathbf{Brut}_1 - \mathbf{BdF}_1$$

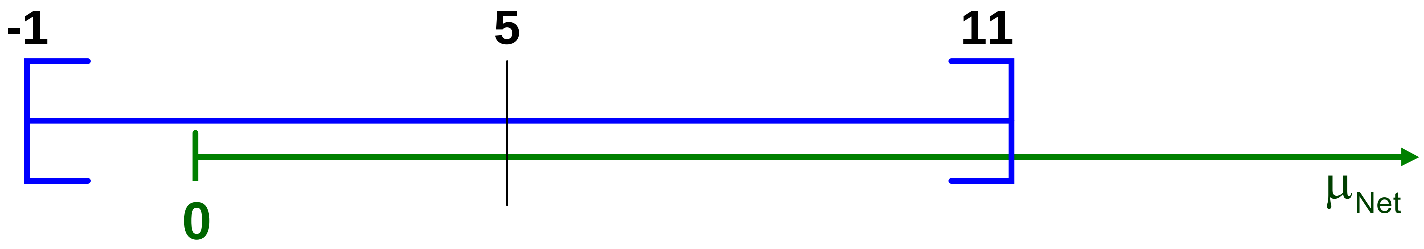
CONSTRUCTION CLASSIQUE DE L'INCERTITUDE :

$$\begin{cases} \mathbf{u}_{\mu_{Brut}} \approx \sqrt{\mathbf{Brut}_1} \\ \mathbf{u}_{\mu_{BdF}} \approx \sqrt{\mathbf{BdF}_1} \end{cases} \Rightarrow \mathbf{u}_{\mu_{Net}} = \sqrt{\mathbf{u}^2_{\mu_{Brut}} + \mathbf{u}^2_{\mu_{BdF}}} \approx \sqrt{\mathbf{Brut}_1 + \mathbf{BdF}_1}$$

EXEMPLE : $\begin{cases} \mathbf{Brut}_1 = 20 \\ \mathbf{BdF}_1 = 15 \end{cases} \Rightarrow \begin{cases} \mathbf{Net}_1 = 5 \\ \mathbf{u}_{\mu_{Net}} = \sqrt{35} \approx 6 \end{cases}$

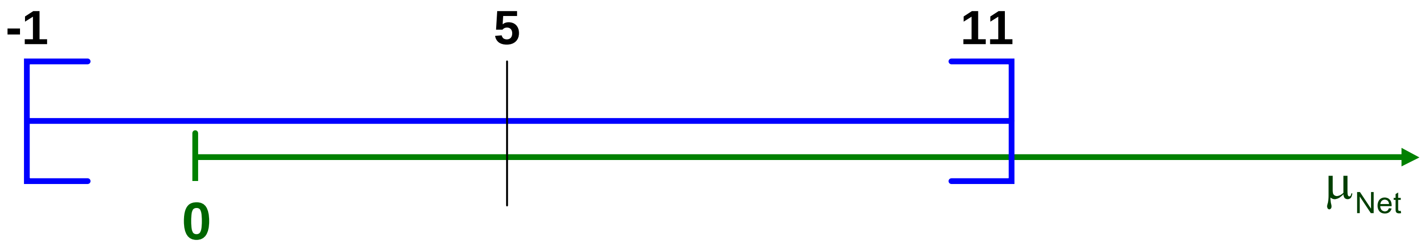


2 ASPECTS DISTINCTS D'UN MÊME PROBLÈME



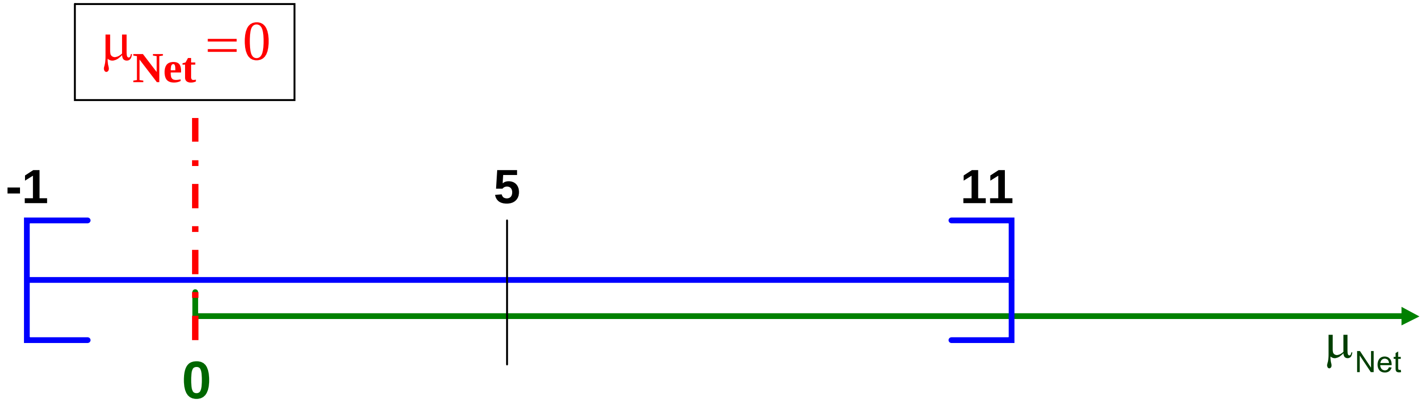
2 ASPECTS DISTINCTS D'UN MÊME PROBLÈME

PB1



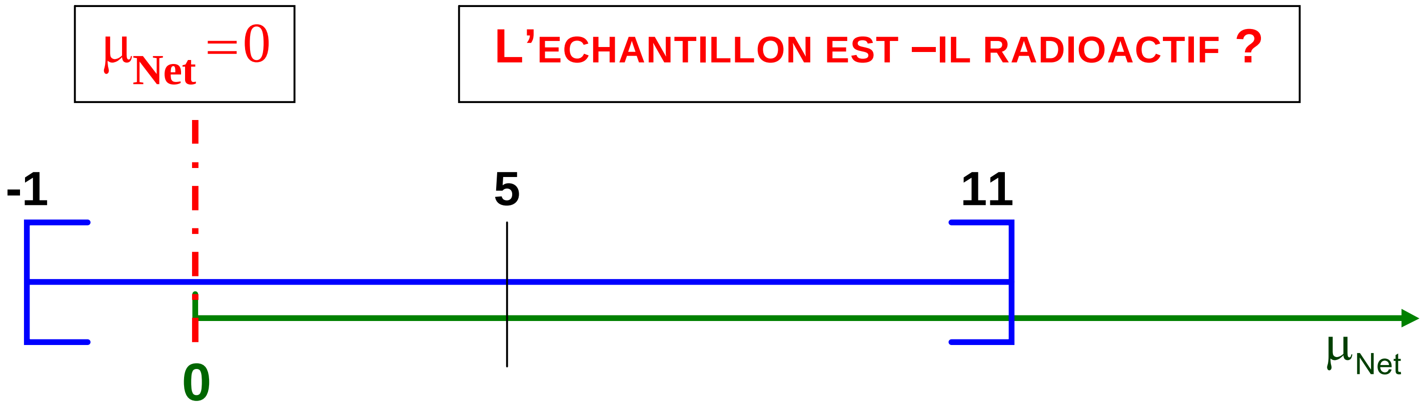
2 ASPECTS DISTINCTS D'UN MÊME PROBLÈME

PB1



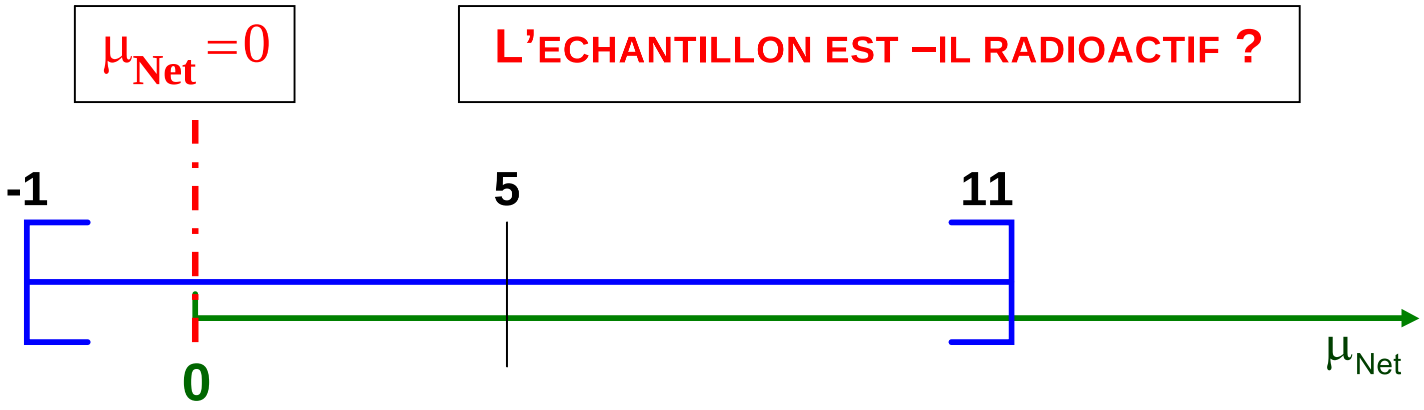
2 ASPECTS DISTINCTS D'UN MÊME PROBLÈME

PB1



2 ASPECTS DISTINCTS D'UN MÊME PROBLÈME

PB1



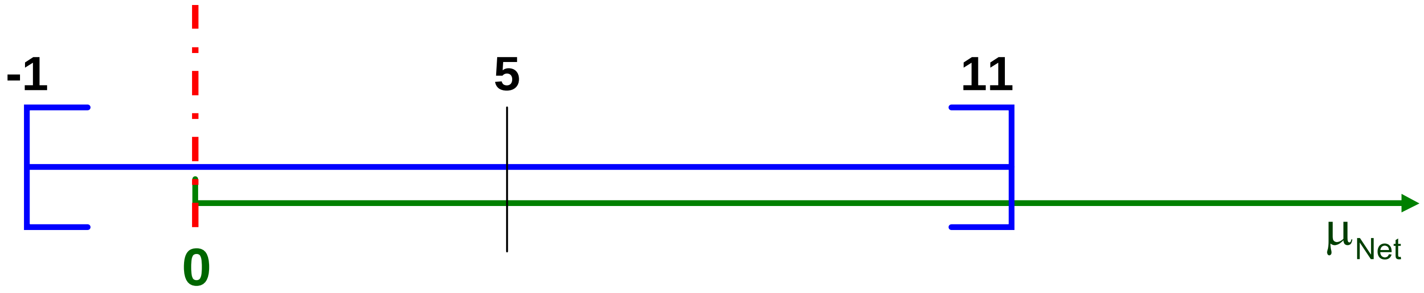
NECESSITE D'UN TEST STATISTIQUE ⇔ AIDE A LA DECISION

2 ASPECTS DISTINCTS D'UN MÊME PROBLÈME

PB1

$\mu_{\mathbf{Net}} = 0$

L'ECHANTILLON EST –IL RADIOACTIF ?

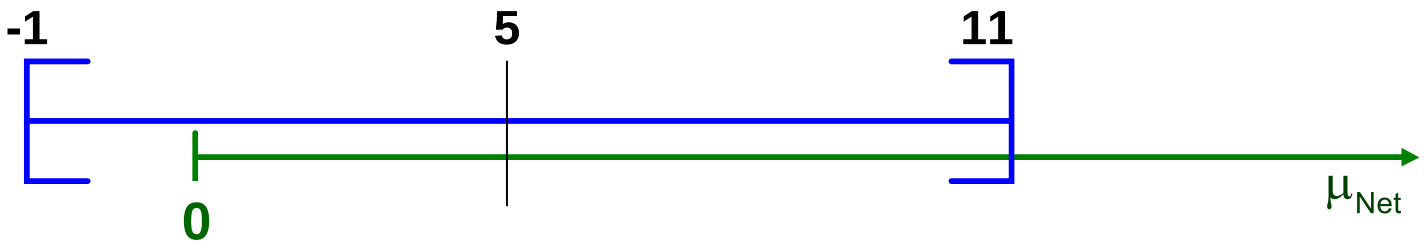


NECESSITE D'UN TEST STATISTIQUE ⇔ AIDE A LA DECISION

REPONSE : CONSTRUCTION DU SEUIL DE DECISION ET LIMITE DE DETECTION

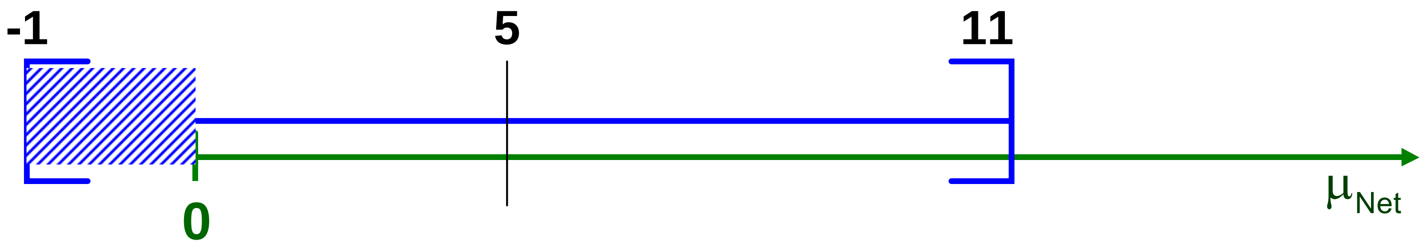
2 ASPECTS DISTINCTS D'UN MÊME PROBLÈME

PB2



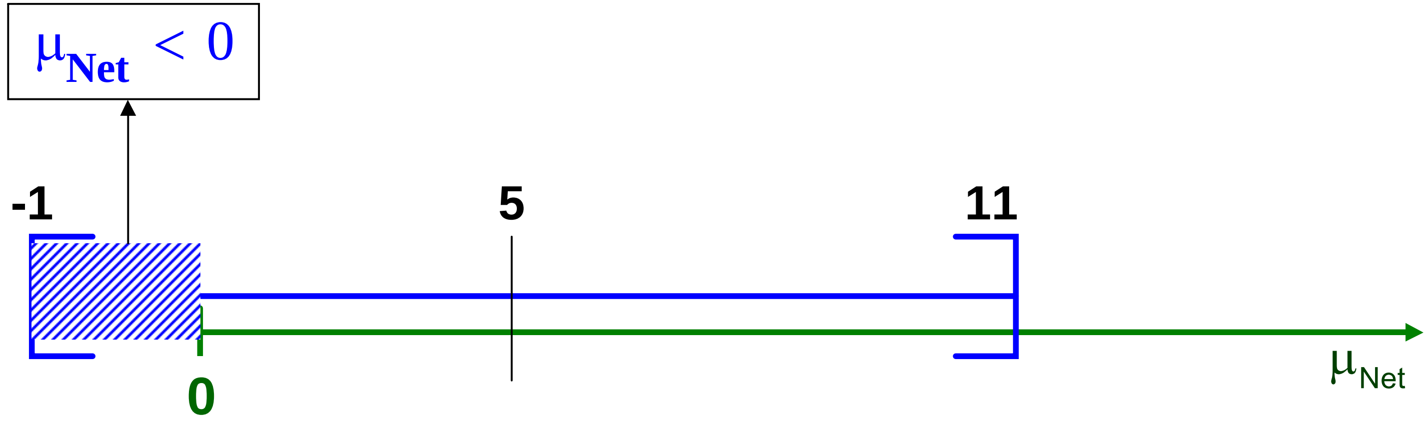
2 ASPECTS DISTINCTS D'UN MÊME PROBLÈME

PB2



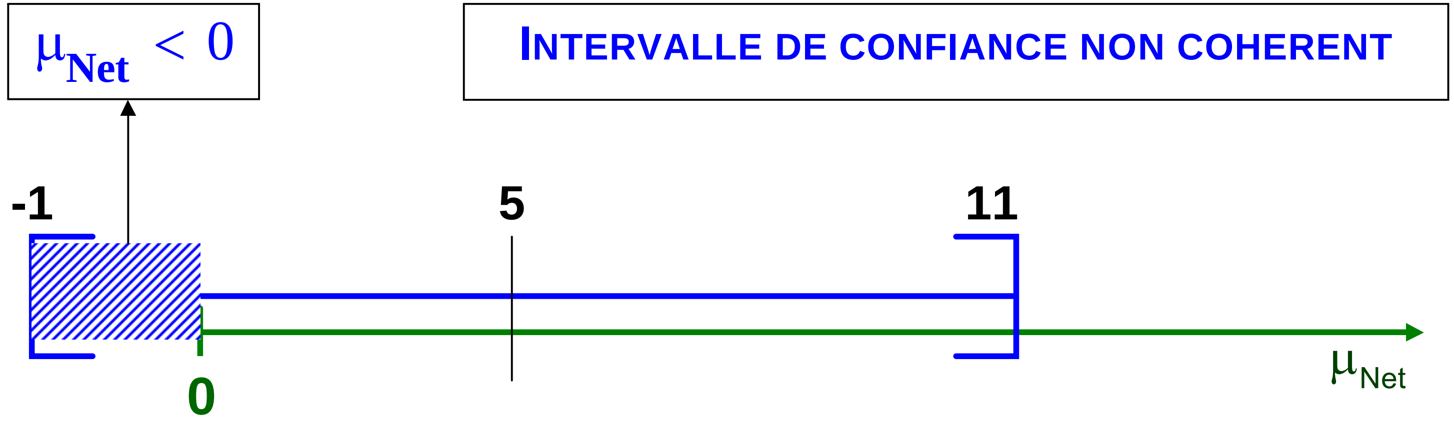
2 ASPECTS DISTINCTS D'UN MÊME PROBLÈME

PB2



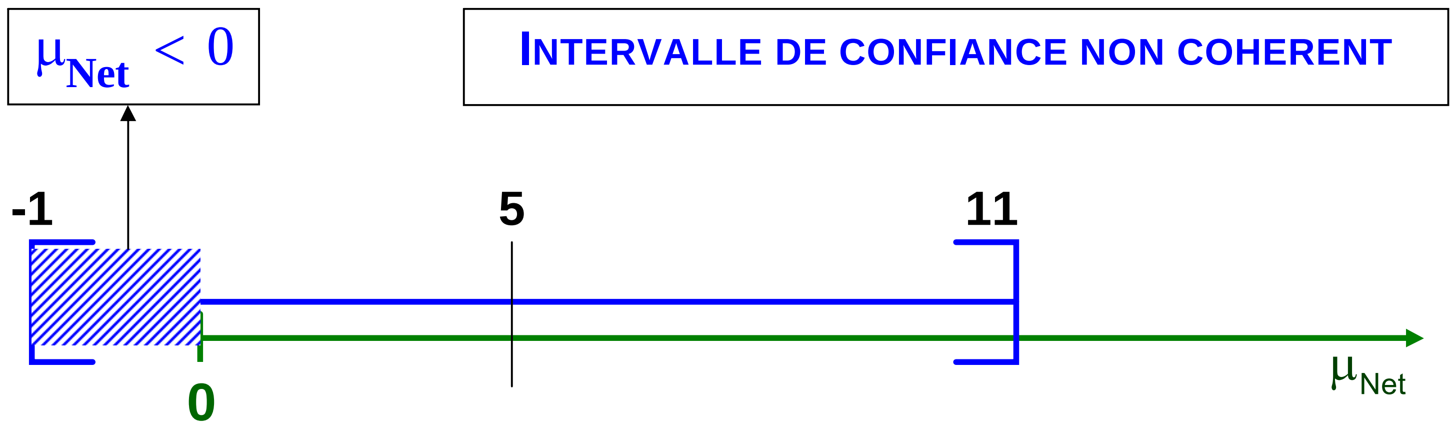
2 ASPECTS DISTINCTS D'UN MÊME PROBLÈME

PB2



2 ASPECTS DISTINCTS D'UN MÊME PROBLÈME

PB2



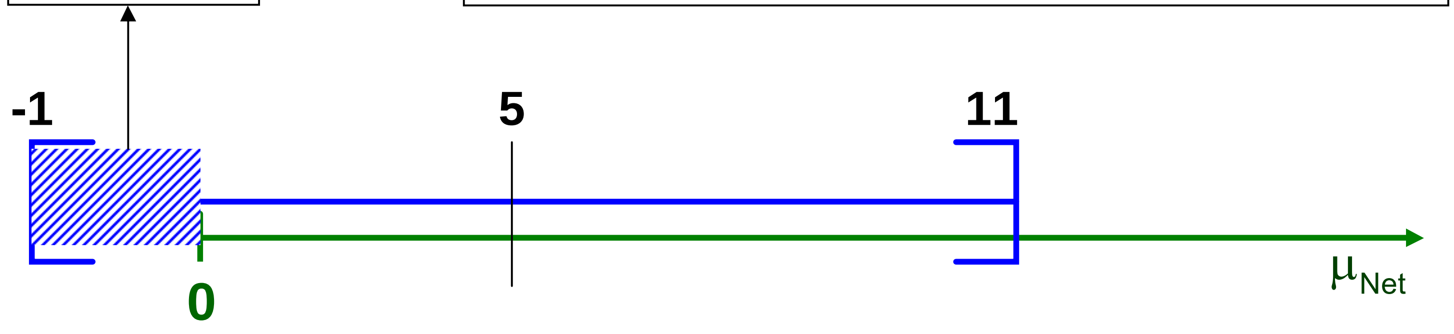
NECESSITE DE CONSTRUIRE UN INTERVALLE DE CONFIANCE (INCERTITUDE) PLUS COHERENT

2 ASPECTS DISTINCTS D'UN MÊME PROBLÈME

PB2

$\mu_{Net} < 0$

INTERVALLE DE CONFIANCE NON COHERENT



NECESSITE DE CONSTRUIRE UN INTERVALLE DE CONFIANCE (INCERTITUDE) PLUS COHERENT

REPONSE : CONSTRUCTION BAYESIENNE DE L'INCERTITUDE

REPONSE PB1 : CONSTRUCTION DU SEUIL DE DECISION

INTÉRÊT DES TESTS D'HYPOTHÈSE

INTÉRÊT DES TESTS D'HYPOTHÈSE

ON CONSIDERE ICI LA VARIABLE Net $= \mu_{\mathbf{Net}} + \varepsilon_{\mathbf{stoch.}}$

INTÉRÊT DES TESTS D'HYPOTHÈSE

ON CONSIDERE ICI LA VARIABLE $\mathbf{Net} = \mu_{\mathbf{Net}} + \varepsilon_{\mathbf{stoch.}}$

L'HYPOTHESE H0 : « ECHANTILLON NON RADIOACTIF »

PERMET D'ECRIRE $\mu_{\mathbf{Net}} = 0$

INTÉRÊT DES TESTS D'HYPOTHÈSE

ON CONSIDERE ICI LA VARIABLE Net $= \mu_{Net} + \varepsilon_{stoch.}$

L'HYPOTHESE H0 : « ECHANTILLON NON RADIOACTIF »

PERMET D'ECRIRE $\mu_{Net} = 0$

SUPPRESSION DE L'INCERTITUDE EPISTEMIQUE SUR LA MOYENNE!!!

INTÉRÊT DES TESTS D'HYPOTHÈSE

ON CONSIDERE ICI LA VARIABLE $\text{Net} = \mu_{\text{Net}} + \varepsilon_{\text{stoch.}}$

L'HYPOTHESE H0 : « ECHANTILLON NON RADIOACTIF »

PERMET D'ECRIRE $\mu_{\text{Net}} = 0$

SUPPRESSION DE L'INCERTITUDE EPISTEMIQUE SUR LA MOYENNE!!!

MAIS PAS SUR LA VARIANCE !

EXPRESSION EXACTE DE LA DISTRIBUTION H0 OBTENU A PARTIR D'UNE MESURE UNIQUE BdF_1 DANS UN FORMALISME BAYESIEN

EXPRESSION EXACTE DE LA DISTRIBUTION H0 OBTENU A PARTIR D'UNE MESURE UNIQUE $\mathbf{BdF_1}$ DANS UN FORMALISME BAYESIEN

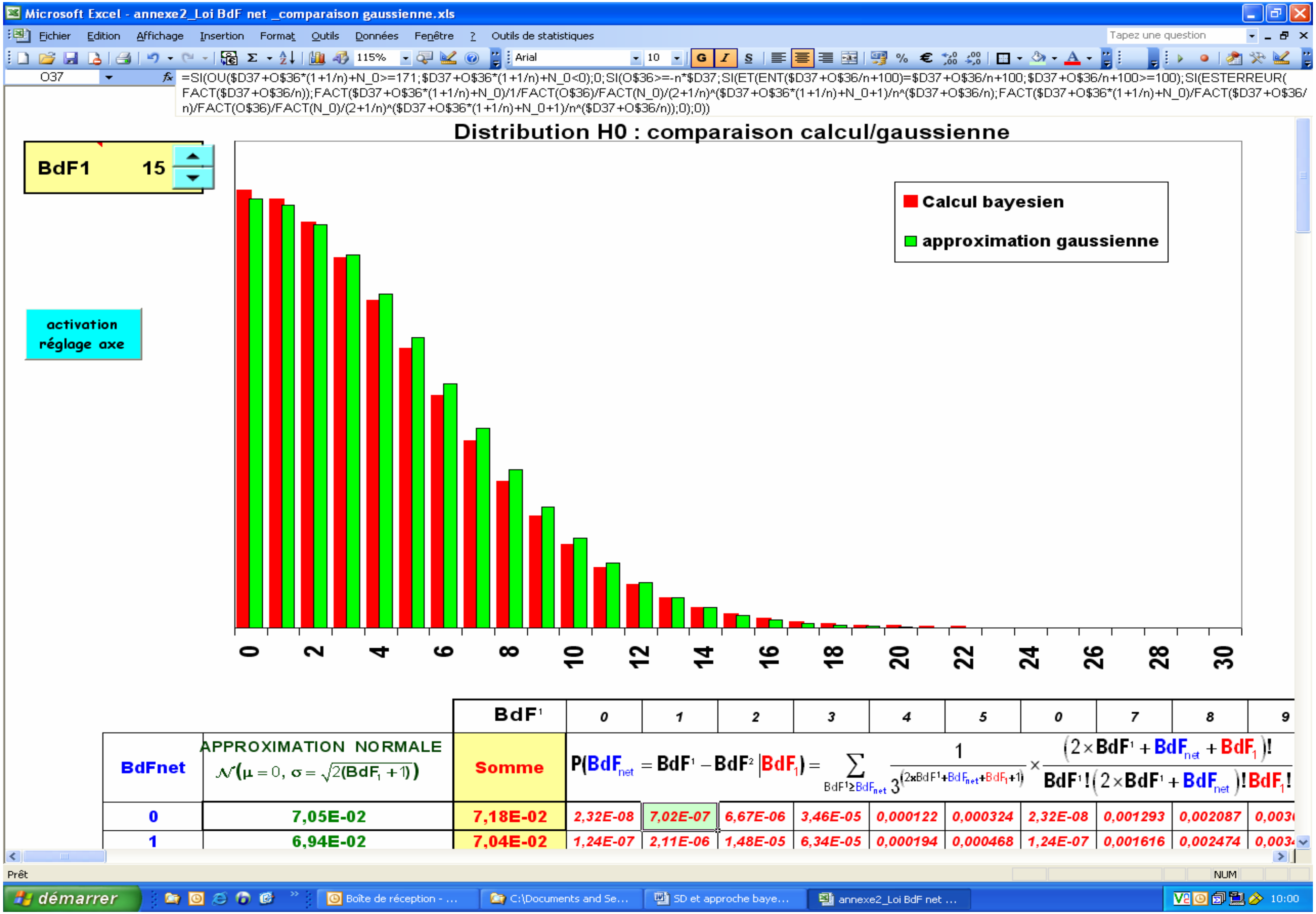
$$\mathbf{P}\left(\mathbf{BdF_{net}} = \mathbf{BdF^1} - \mathbf{BdF^2} \,\middle|\, \mathbf{BdF_1}\right) = \sum_{\mathbf{BdF^1} \geq \mathbf{BdF_{net}}} \frac{1}{3^{\left(2\times\mathbf{BdF^1}+\mathbf{BdF_{net}}+\mathbf{BdF_1}+1\right)}} \times \frac{\left(2\times\mathbf{BdF^1}+\mathbf{BdF_{net}}+\mathbf{BdF_1}\right)!}{\mathbf{BdF^1}!\left(2\times\mathbf{BdF^1}+\mathbf{BdF_{net}}\right)!\,\mathbf{BdF_1}!}$$

EXPRESSION EXACTE DE LA DISTRIBUTION H0 OBTENU A PARTIR D'UNE MESURE UNIQUE $\mathbf{BdF_1}$ DANS UN FORMALISME BAYESIEN

$$\boxed{P\left(BdF_{net} = BdF^1 - BdF^2 \,\middle|\, BdF_1\right) = \sum_{BdF^1 \geq BdF_{net}} \frac{1}{3^{\left(2\times BdF^1 + BdF_{net} + BdF_1 + 1\right)}} \times \frac{\left(2\times BdF^1 + BdF_{net} + BdF_1\right)!}{BdF^1!\left(2\times BdF^1 + BdF_{net}\right)!\,BdF_1!}}$$

APPROXIMATION QUASI-PARFAITE AVEC UNE LOI GAUSSIENNE :

$$\mathcal{N}\left[\mu = 0\,;\, \sigma = \sqrt{2\left(BdF_1 + 1\right)}\right]$$


Microsoft Excel - annexe2_Loi BdF net _comparaison gaussienne.xls
Fichier Edition Affichage Insertion Format Outils Données Fenêtre ? Outils de statistiques
O37
=SI(OU($D37+O$36*(1+1/n)+N_0>=171;$D37+O$36*(1+1/n)+N_0<0);0;SI(O$36>=-n*$D37;SI(ET(ENT($D37+O$36/n+100)=$D37+O$36/n+100;$D37+O$36/n+100>=100);SI(ESTERREUR(FACT($D37+O$36/n));FACT($D37+O$36*(1+1/n)+N_0)/1/FACT(O$36)/FACT(N_0)/(2+1/n)^($D37+O$36*(1+1/n)+N_0+1)/n^($D37+O$36/n);FACT($D37+O$36*(1+1/n)+N_0)/FACT($D37+O$36/n)/FACT(O$36)/FACT(N_0)/(2+1/n)^($D37+O$36*(1+1/n)+N_0+1)/n^($D37+O$36/n));0);0))
Distribution H0 : comparaison calcul/gaussienne
BdF1 15
activation réglage axe
Calcul bayesien
approximation gaussienne
0 2 4 6 8 10 12 14 16 18 20 22 24 26 28 30
BdF¹ 0 1 2 3 4 5 0 7 8 9
BdFnet
APPROXIMATION NORMALE
$\mathcal{N}(\mu = 0, \sigma = \sqrt{2(BdF_1 + 1)})$
Somme
$P(BdF_{net} = BdF^1 - BdF^2 | BdF_1) = \sum_{BdF^1 \geq BdF_{net}} \frac{1}{3^{(2 \times BdF^1 + BdF_{net} + BdF_1 + 1)}} \times \frac{(2 \times BdF^1 + BdF_{net} + BdF_1)!}{BdF^1!(2 \times BdF^1 + BdF_{net})!BdF_1!}$
0 7,05E-02 7,18E-02 2,32E-08 7,02E-07 6,67E-06 3,46E-05 0,000122 0,000324 2,32E-08 0,001293 0,002087
1 6,94E-02 7,04E-02 1,24E-07 2,11E-06 1,48E-05 6,34E-05 0,000194 0,000468 1,24E-07 0,001616 0,002474
Prêt
NUM
démarrer
Boîte de réception - ...
C:\Documents and Se...
SD et approche baye...
annexe2_Loi BdF net ...
10:00

VOIR TABLEUR « 02_CONSTRUCTION SD.XLS »

REPONSE 2 : INCERTITUDE BAYESIENNE

DETERMINATION DE LOI DE PROBABILITE DE LA MOYENNE VRAIE μ_{Net} DU COMPTAGE NET

ECHANTILLON

APPROCHE BAYESIENNE $\Rightarrow$ PERMET D'UTILISER CONJOINTEMENT TOUTE L'INFORMATION CONTENUE DANS LES DEUX COMPTAGES INDEPENDANTS :

APPROCHE BAYESIENNE $\Rightarrow$ PERMET D'UTILISER CONJOINTEMENT TOUTE L'INFORMATION CONTENUE DANS LES DEUX COMPTAGES INDEPENDANTS :

APPROCHE BAYESIENNE $\Rightarrow$ PERMET D'UTILISER CONJOINTEMENT TOUTE L'INFORMATION CONTENUE DANS LES DEUX COMPTAGES INDEPENDANTS :

- **BdF_1 DE BRUIT DE FOND**

- **$Brut_1$ DE L'ECHANTILLON**

APPROCHE BAYESIENNE $\Rightarrow$ PERMET D'UTILISER CONJOINTEMENT TOUTE L'INFORMATION CONTENUE DANS LES DEUX COMPTAGES INDEPENDANTS :

- **BdF_1 DE BRUIT DE FOND** $\Rightarrow$ μ_{BdF} :

$$\boxed{f\left[\mu_{BdF} \middle| BdF_1\right] = \frac{e^{-\mu_{BdF}} \times \mu_{BdF}^{BdF_1}}{BdF_1\,!}}$$

- **$Brut_1$ DE L'ECHANTILLON** $\Rightarrow$ μ_{Brut} :

$$\boxed{g\left[\mu_{Brut} \middle| Brut_1\right] = \frac{e^{-\mu_{Brut}} \times \left[\mu_{Brut}\right]^{Brut_1}}{Brut_1\,!}}$$

COMBINAISON DE TOUTES LES VALEURS POSSIBLES DE μ_{BdF} ET μ_{Brut} RESPECTANT LA RELATION $\mu_{Net} = \mu_{Brut} - \mu_{BdF}$:

COMBINAISON DE TOUTES LES VALEURS POSSIBLES DE μ_{BdF} ET μ_{Brut} RESPECTANT LA RELATION $\mu_{Net} = \mu_{Brut} - \mu_{BdF}$:

$$\Rightarrow$$

PRODUIT DE CONVOLUTION :

COMBINAISON DE TOUTES LES VALEURS POSSIBLES DE μ_{BdF} ET μ_{Brut} RESPECTANT LA RELATION $\mu_{Net} = \mu_{Brut} - \mu_{BdF}$:

$$\Rightarrow$$

PRODUIT DE CONVOLUTION :

$$\mathbf{h}\left[\mu_{Net} \middle| \mathrm{BdF}_1 \ \mathbf{et}\ \mathrm{Brut}_1\right] = \int_{\mu_{BdF} \geq 0} \mathbf{f}\left[\mu_{BdF} \middle| \mathrm{BdF}_1\right] \times \mathbf{g}\left[\mu_{Brut} = \mu_{Net} + \mu_{BdF} \middle| \mathrm{Brut}_1\right] \times \mathbf{d}\mu_{BdF}$$

L'INTEGRALE DE CETTE DENSITE DE PROBABILITE SUR TOUTES LES VALEURS POSSIBLES DE μ_{Net}, A SAVOIR $\mu_{Net} > 0$, N'EST ALORS AUTRE QUE

L'INTEGRALE DE CETTE DENSITE DE PROBABILITE SUR TOUTES LES VALEURS POSSIBLES DE μ_{Net}, A SAVOIR $\mu_{Net} > 0$, N'EST ALORS AUTRE QUE LA PROBABILITE DE CETTE SOURCE D'ETRE RADIOACTIVE.

L'INTEGRALE DE CETTE DENSITE DE PROBABILITE SUR TOUTES LES VALEURS POSSIBLES DE μ_{Net}, A SAVOIR $\mu_{Net} > 0$, N'EST ALORS AUTRE QUE LA PROBABILITE DE CETTE SOURCE D'ETRE RADIOACTIVE.

APPLICATION :

TABLEUR « 03_CALCUL SD ET LD COMPTAGE _ACTIVITE.XLS »

OPTION « INCERTITUDE BAYESIENNE »