

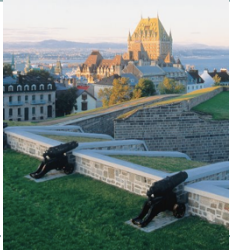
# Pensées sur la théorie statistique

Nancy Reid



**Congrès Annuel 2010 à Québec**

**38e Congrès annuel de la Société statistique du Canada**

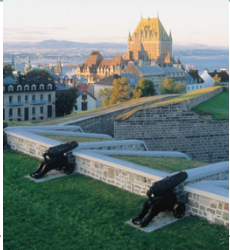


# La statistique en demande



- “La science statistique connaît une croissance sans précédent tant en opportunités que en applications”
- Physique des hautes énergies
- Histoire de l'art
- Forage de réalité
- Bioinformatique
- Enquêtes complexes
- Climat et environnement
- SSC 2010 ...





# Pensée Statistique



- Pleins des ressources

The New York Times  
Monday, May 24, 2010

**STRUCK BY LIGHTNING**  
THE CURIOUS WORLD OF PROBABILITIES  
JEFFREY S. ROSENTHAL

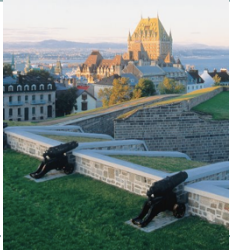
**significance**  
statistics making sense  
The mystery of the lost star  
a statistical detective story  
The downside of publication  
Do the left-handed die young?

**Science**  
SCIENCE HEALTH  
ENVIRONMENT

**Search**  
ty  
ut Us  
tact us

**Tie Lab**  
Putting Ideas in Science to the Test

**MORE DAMNED LIES AND STATISTICS**  
HOW NUMBERS CONFUSE PUBLIC ISSUES  
JOEL BEST  
THE AUTHOR OF DAMNED LIES AND STATISTICS



# Pensée statistique

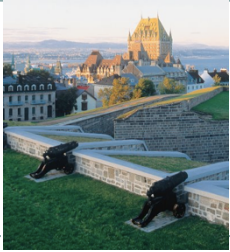
1



- Si une statistique était la réponse, quelle est la

**SENSE ABOUT SCIENCE  
AND STRAIGHT STATISTICS**  
MAKING SENSE OF STATISTICS

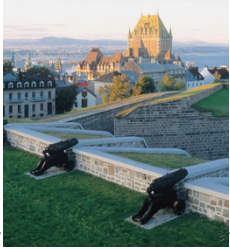
- signification et confiance statistiques
- Pourcentages et risques
- changements relatifs et absolus



# Théorie statistique pour 20xx



- Que devrions-nous enseigner?
- Si une statistique est la réponse, quelle est la question?
  - Planification d'expérience et enquêtes
- Embûches fréquentes
  - Statistiques descriptives: exhaustivité etc.
- Sommes-nous certains?
  - Inférence
- Pourcentages et risques
  - Interprétation



# Modèles et vraisemblance



- La modélisation est difficile et importante
- Il y a beaucoup à tirer de la fonction de vraisemblance
- Pas que des estimateurs ponctuels de  $\hat{\theta}$
- Pas que (pas du tout!) des tests les plus puissants  $\frac{f(y; \theta_1)}{f(y; \theta_0)}$
- Quantités inférentielles (pivots)
- Distributions inférentielles (asymptotiques)
- Un point de départ naturel, même pour des modèles très complexes



## HAVING A MID-LIFE CRISIS? YOU'RE NOT ALONE

*A study involving two million people in 72 countries found men and women were less happy in their 40s but that improved in later life.*

**7,058,142 B2**  
**Jun. 6, 2006**

(12) **United States**  
**Coene et al.**

(54) **GENERATION OF**  
**FOR A PARTIAL R**  
**LIKELIHOOD (PR**

(75) Inventors: **Willem M**  
**Renatus**  
**Eindhoven**

(73) Assignee: **Koninklij**  
**Eindhoven**

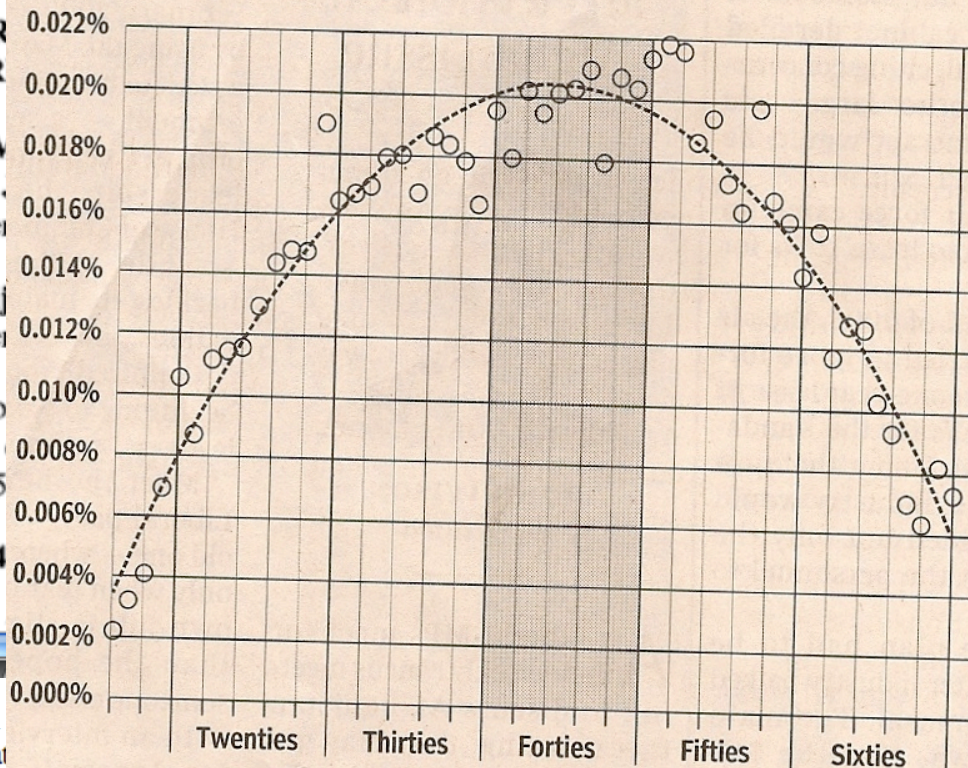
(\*) Notice: Subject to  
patent is  
U.S.C. 15

(21) Appl. No.: 10/403,54

(22) Filed: **Mar 31**

### PROBABILITY OF DEPRESSION BY AGE

PERCENTAGE LIKELIHOOD



SOURCES: IS WELL-BEING U-SHAPED OVER THE LIFE CYCLE?

RICHARD JOHNSON / NATIONAL POST

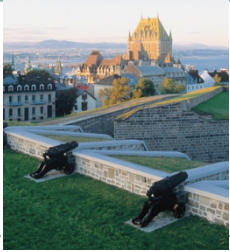
MENTS

- al. .... 714/795
- ..... 371/43
- et al. .... 714/752
- ..... 360/32
- et al. .... 714/703
- al. .... 714/755
- ..... 341/59
- et al. .... 399/116

ael E. Belk

values from an input  
values can be used as  
state machine, which

higher power of detection of correlat  
genotypes and two environments are  
Done

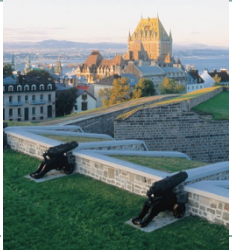


# Aperçu

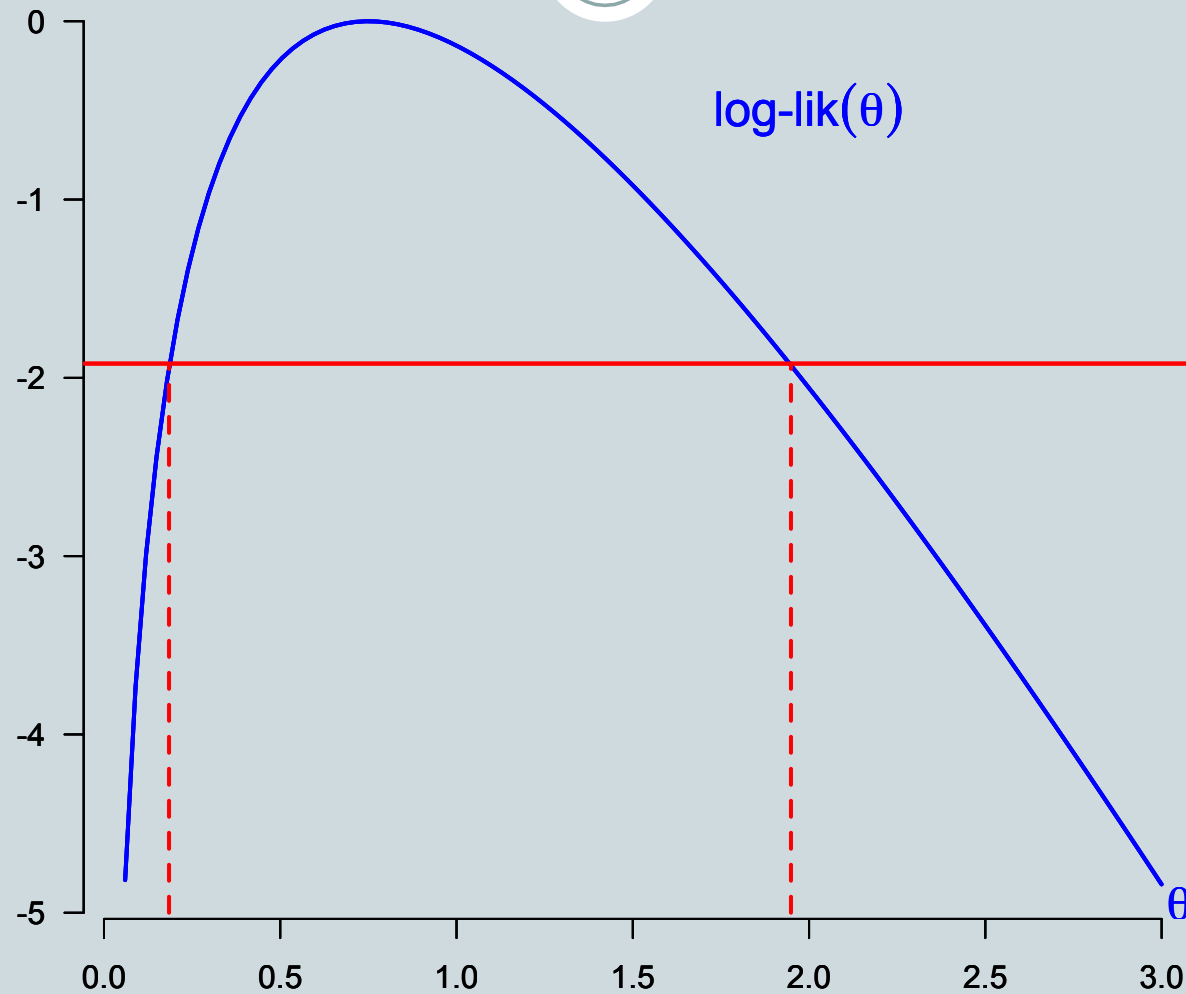


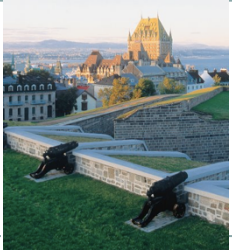
1. Théorie asymptotique d'ordre supérieur/la vraisemblance en tant que pivot
2. Inférence bayésienne et non bayésienne
3. Vraisemblance partielle, quasi et composite
4. Où allons-nous?



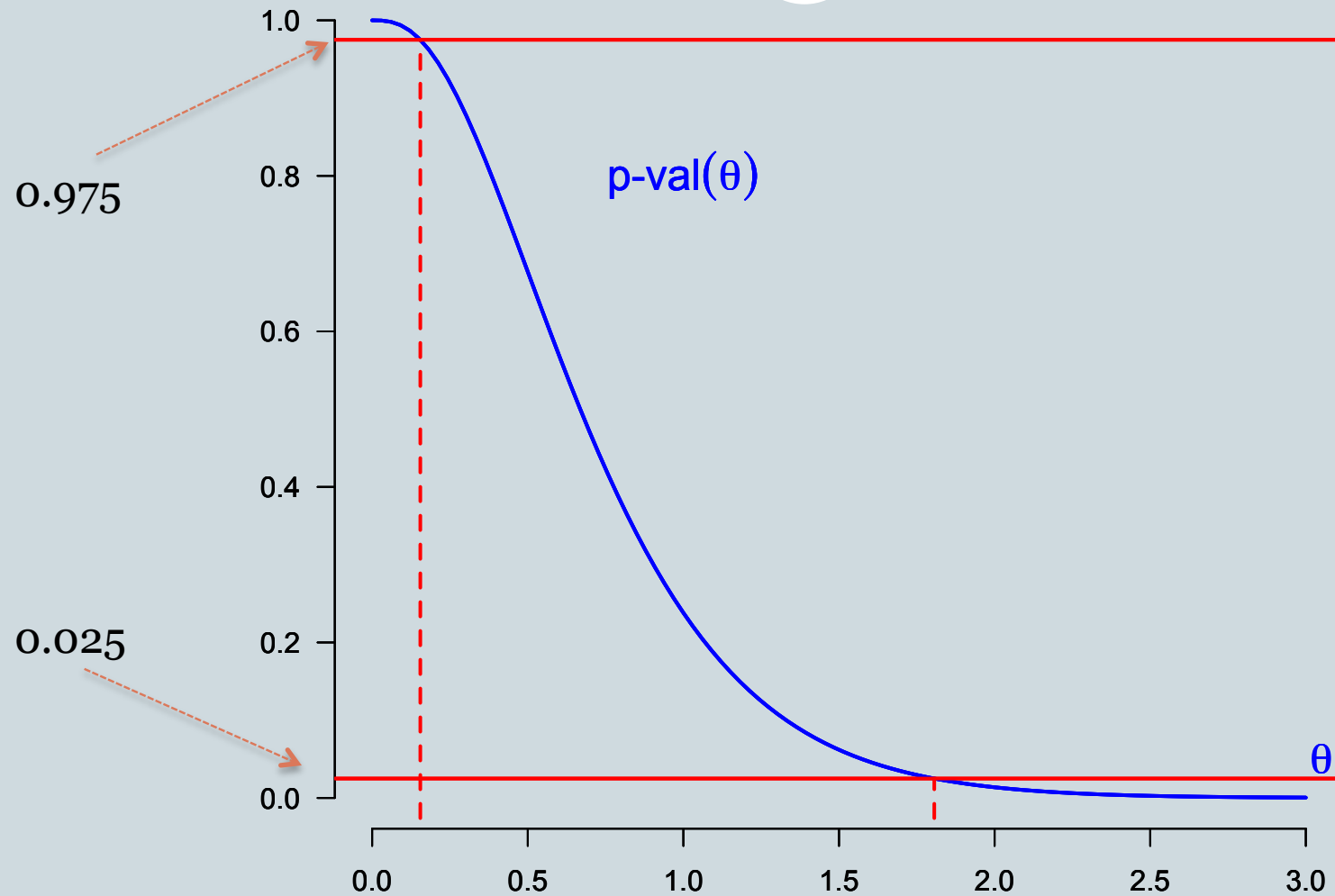


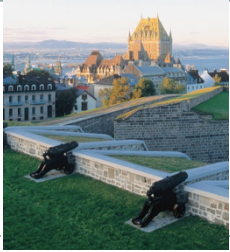
# Fonctions valeur-p à partir de vraisemblance





# Fonctions valeur-p à partir de vraisemblance






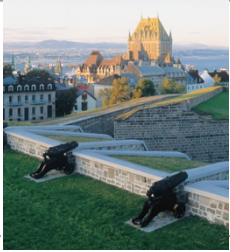
## Peut être presque exacte



- Racine de la vraisemblance  $r(\theta) = \pm\sqrt{2\{\ell(\hat{\theta}) - \ell(\theta)\}}$
- Estimateur du max. de vraisemblance  $q(\theta) = (\hat{\theta} - \theta)j^{1/2}(\hat{\theta})$
- Fonction de score  $s(\theta) = \ell'(\theta)j^{-1/2}(\hat{\theta})$
- Toutes approximativement de loi  $N(0, 1)$

 **Beaucoup mieux:**  $r^*(\theta) = r(\theta) + \frac{1}{r(\theta)} \log \frac{Q(\theta)}{r(\theta)}$

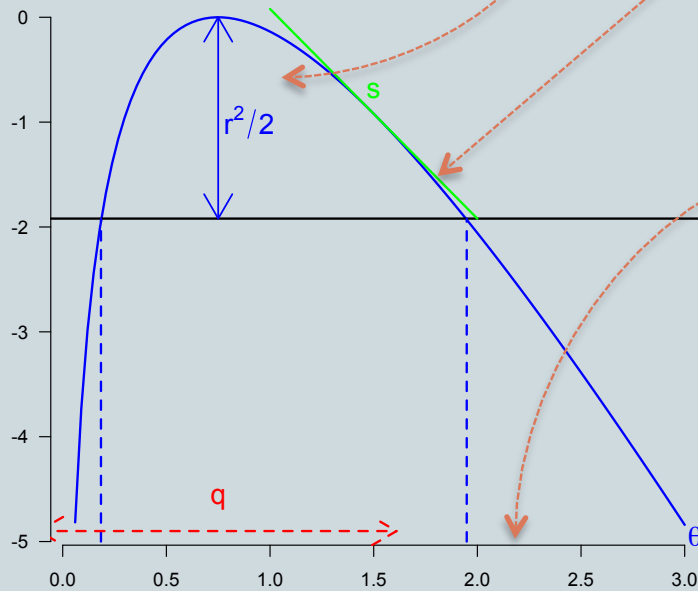
- $Q(\theta)$  peut être  $q(\theta)$  or  $s(\theta)$  or ...



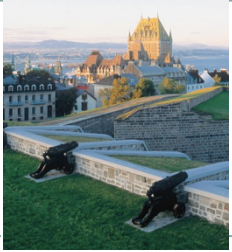
## Peut être presque exacte



- Racine de la vraisemblance  $r(\theta) = \pm\sqrt{2\{\ell(\hat{\theta}) - \ell(\theta)\}}$
- Estimateur du max. de vraisemblance  $q(\theta) = (\hat{\theta} - \theta)j^{1/2}(\hat{\theta})$
- Fonction de score  $s(\theta) = \ell'(\theta)j^{-1/2}(\hat{\theta})$



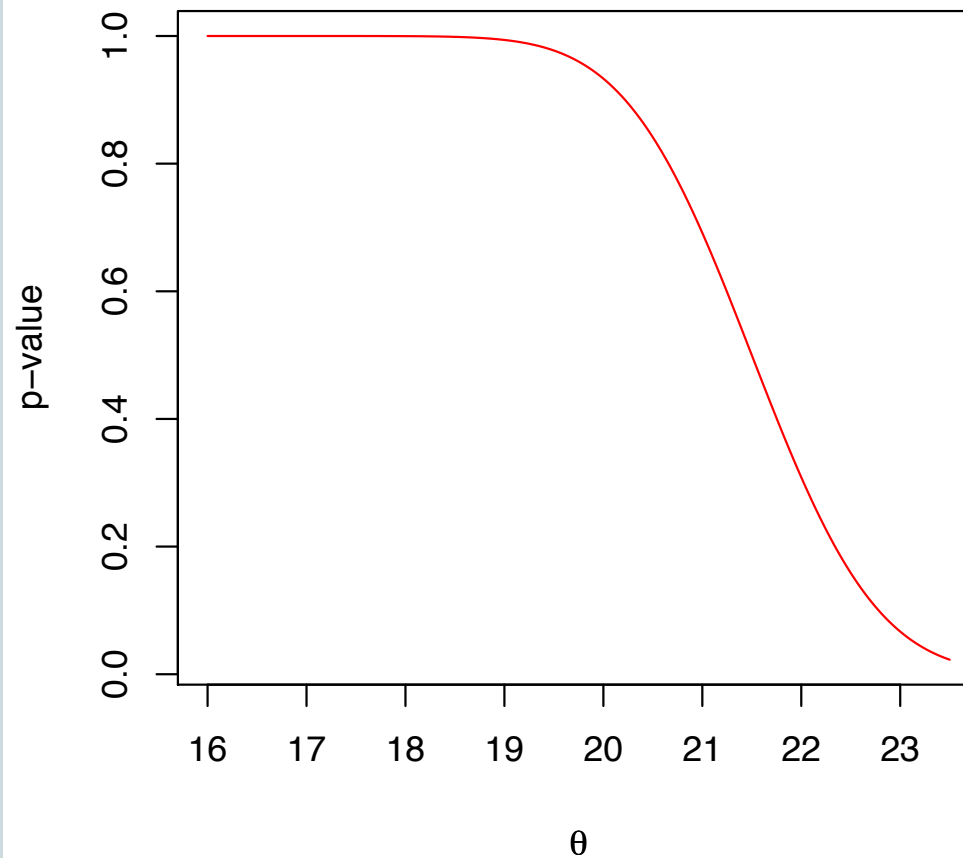
$$j(\theta) = -\ell''(\theta)$$

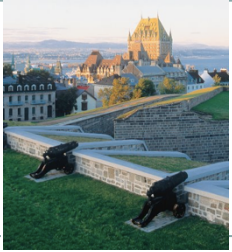


# Peut être presque exacte



**Pvalue functions**

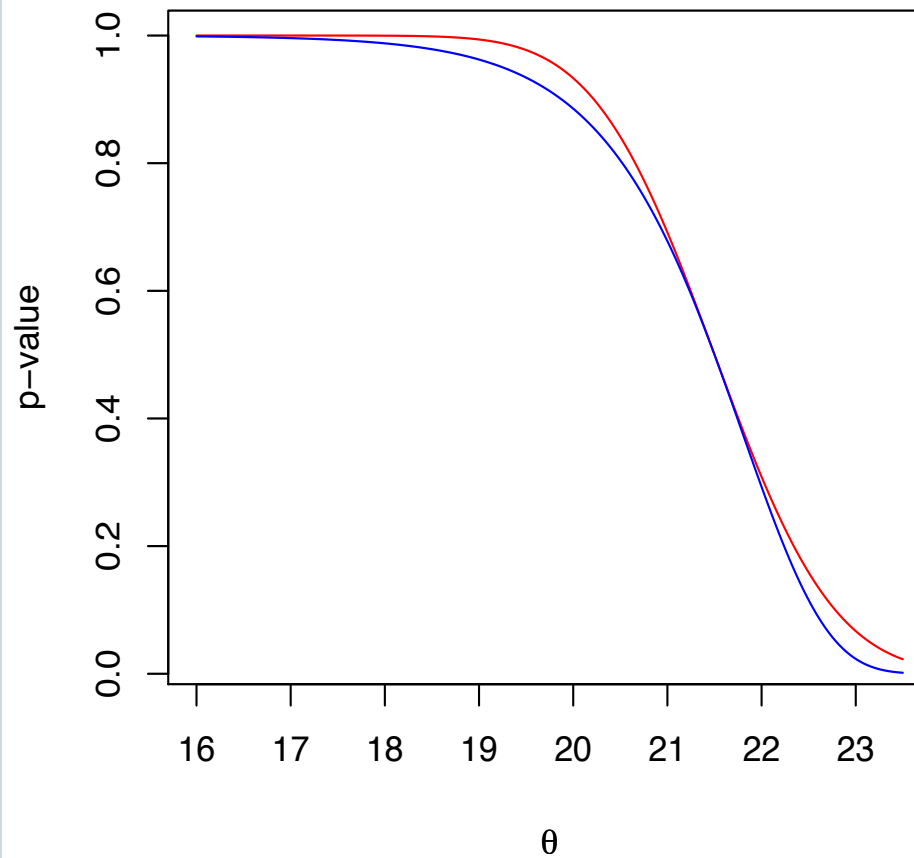


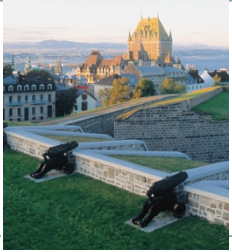


# Peut être presque exacte



**Pvalue functions**

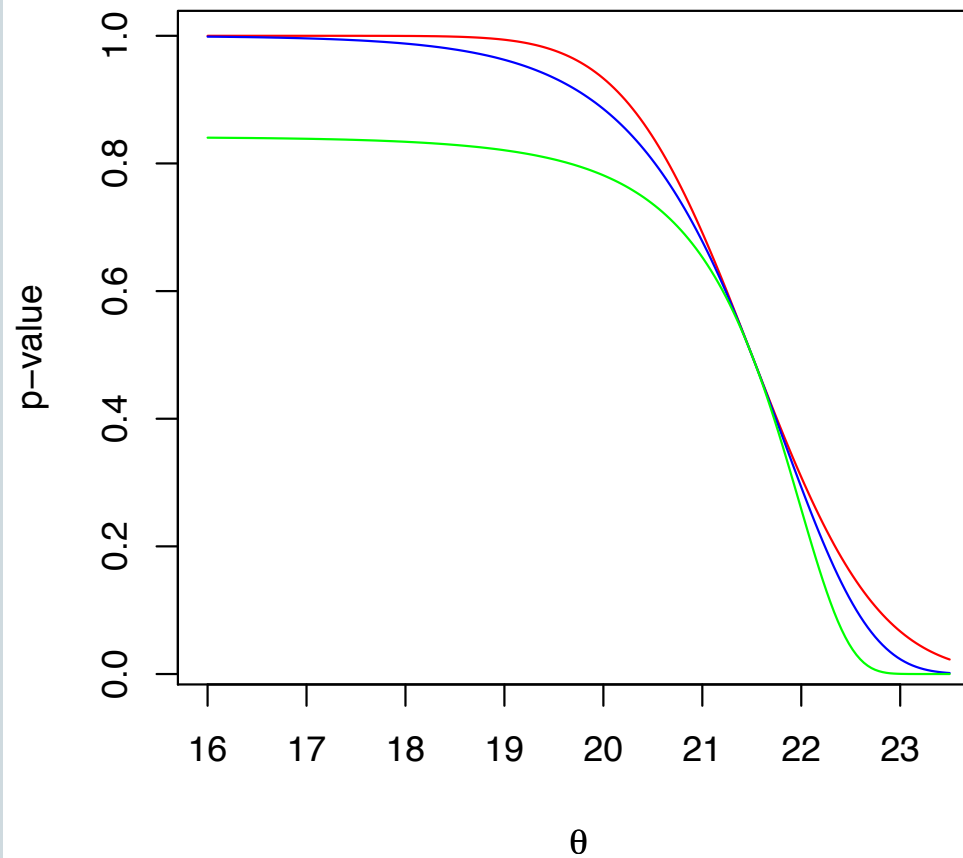


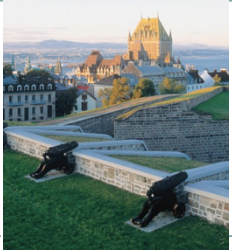


# Peut être presque exacte



**Pvalue functions**

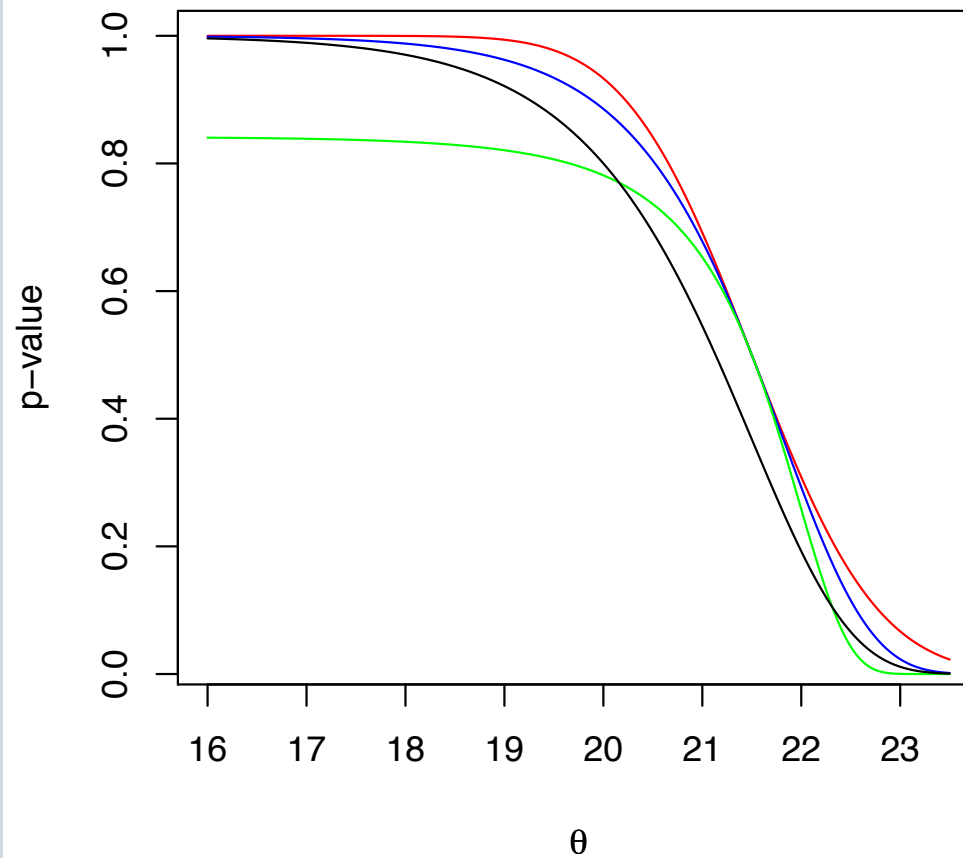




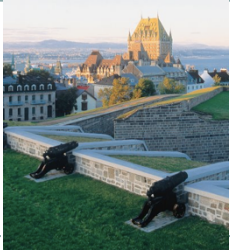
# Peut être presque exacte



**Pvalue functions**





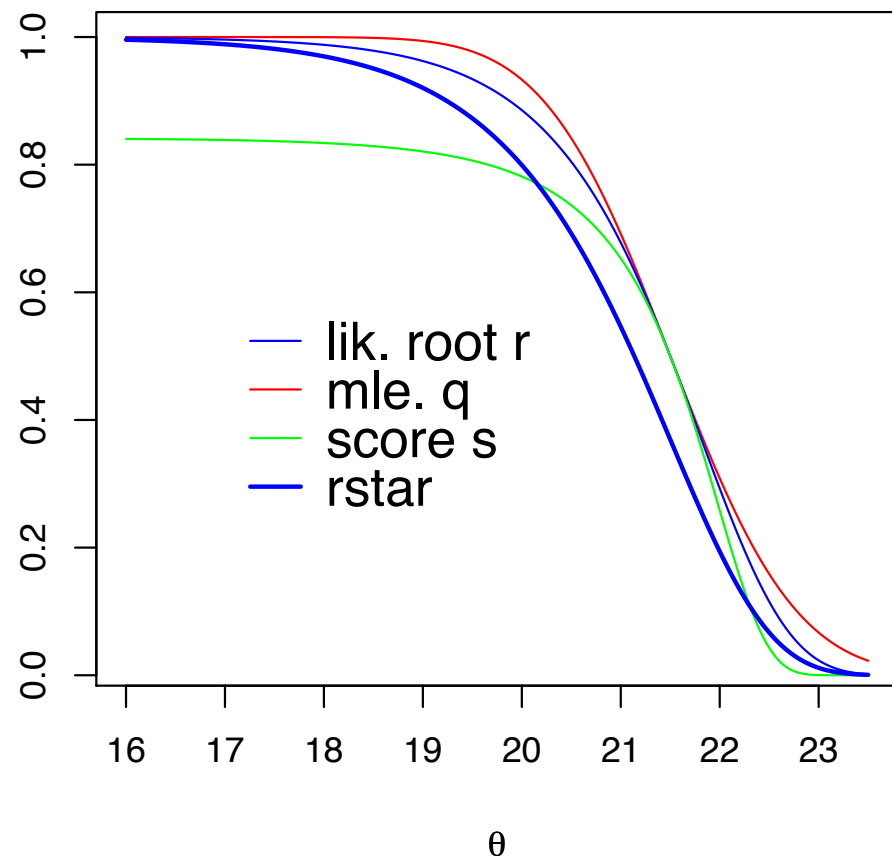
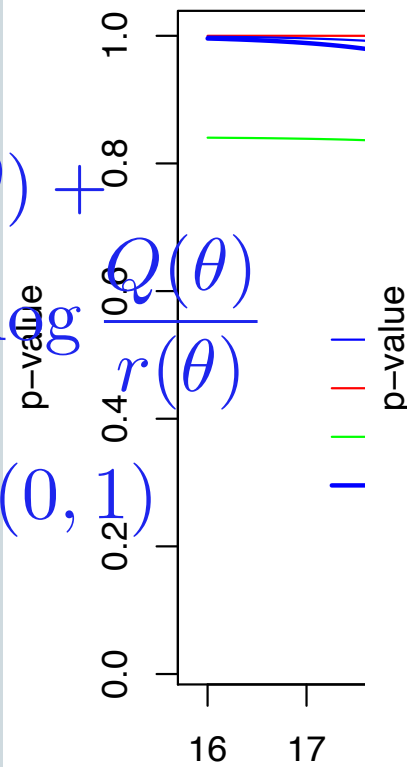


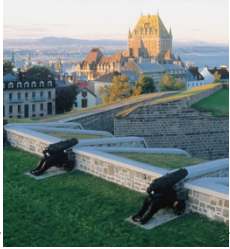
# Peut être presque exacte



**Pvalue functions**

$$r^*(\theta) = r(\theta) + \frac{1}{r(\theta)} \frac{Q(\theta)}{\sigma^2} \approx N(0, 1)$$

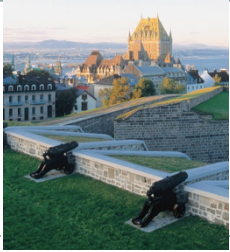




## Utiliser des approximations d'ordre supérieur



- **Approximations excellentes pour cas 'faciles'**
  - Familles exponentielles, régression linéaire non normale
- **Demandant plus de travail pour cas 'modérés'**
  - Modèles autorégressifs, effets fixes et aléatoires, réponse discrète
- **Délicates pour cas 'difficiles'**
  - Modèles structurels complexes à sources de variation multiples
- **Meilleurs résultats pour un paramètre scalaire**
  - Mais on peut devoir faire de l'inférence sur des paramètres vectoriels



# D'où est-ce que ça vient?

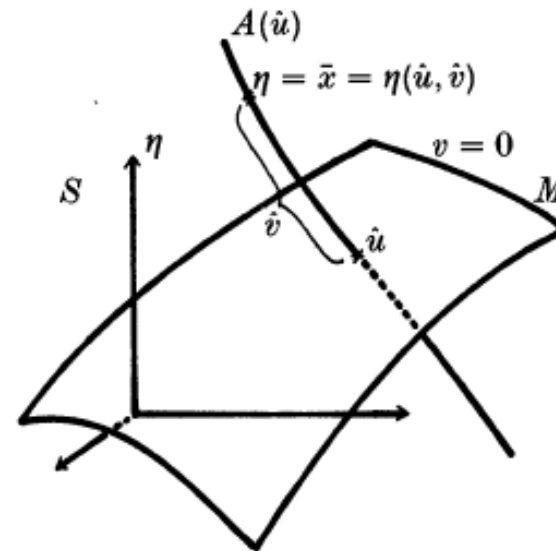
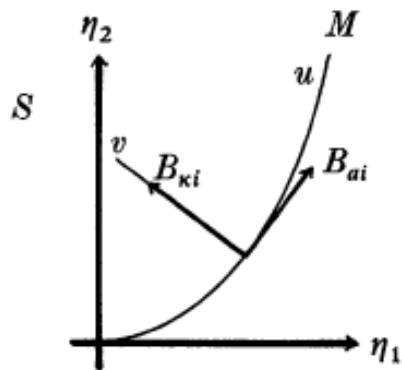
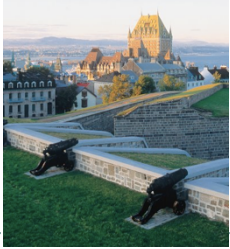


Fig. 1 (left). Example of curved exponential family  $N(u, a^2 u^2)$ .

Fig. 2 (right). Ancillary subspace  $A(u)$  and local coordinates  $(u, v)$ .

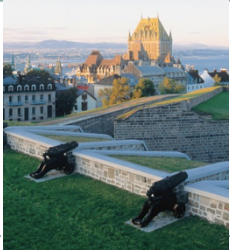
<sup>4</sup>Amari, 1982, Biometrika; Efron 1975 Annals



# D'où est-ce que ça vient?



- Géométrie différentielle de modèles statistiques
- Théorie des familles exponentielles
- Approximations d'Edgeworth et du point de selle
- Idée clef:
- Un modèle paramétrique lisse peut être approximé  
par un modèle tangent tiré d'une famille exponentielle
- Nécessite de différencier la fonction de log-vraisemblance  
par rapport à l'espace échantillonnal
- Permet des généralisations aux modèles plus complexes



# D'où est-ce que ça vient?

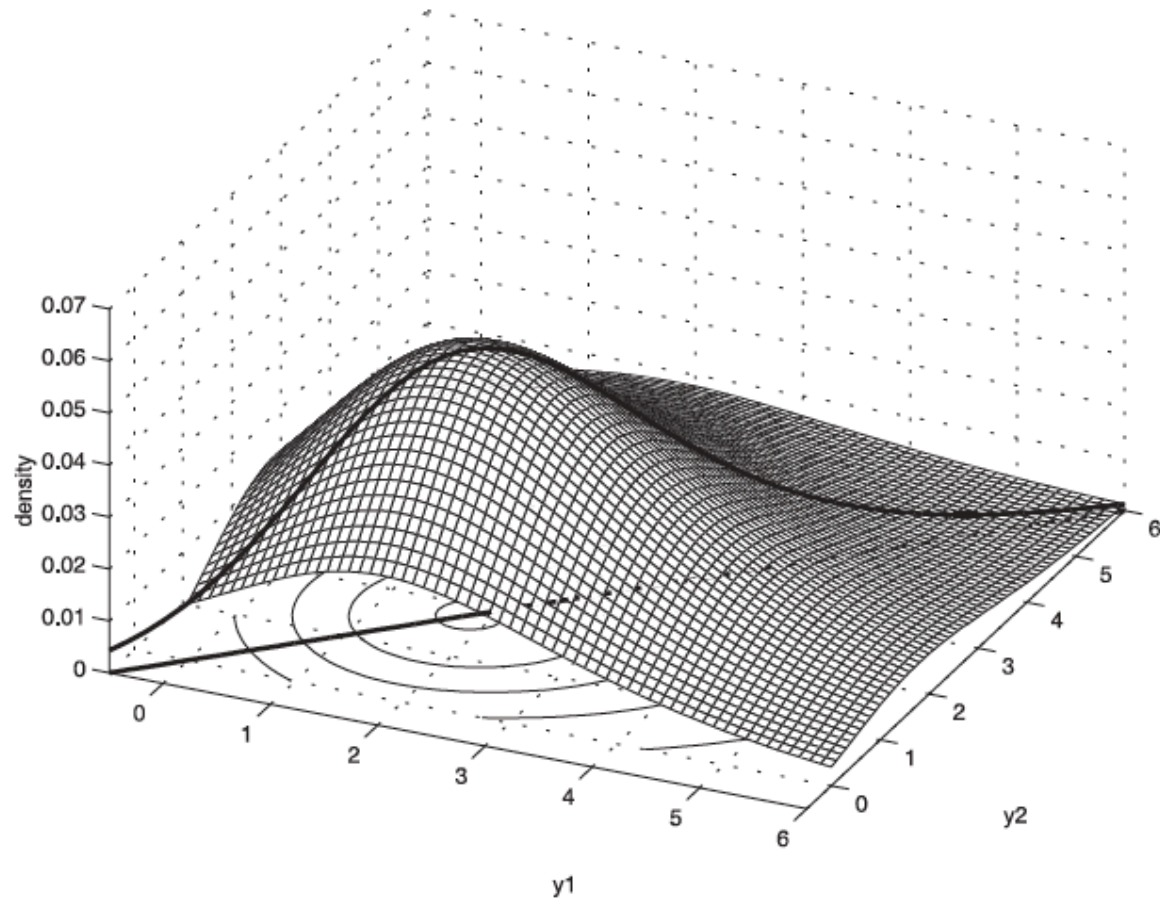
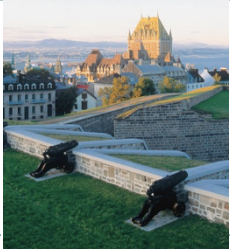


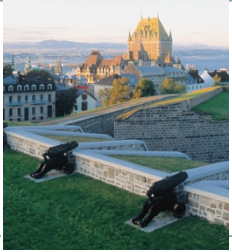
FIG. 2. *The second-order ancillary, with tangent vectors given by  $V$ , is constant along the solid curve in the  $(y_1, y_2)$  plane.*



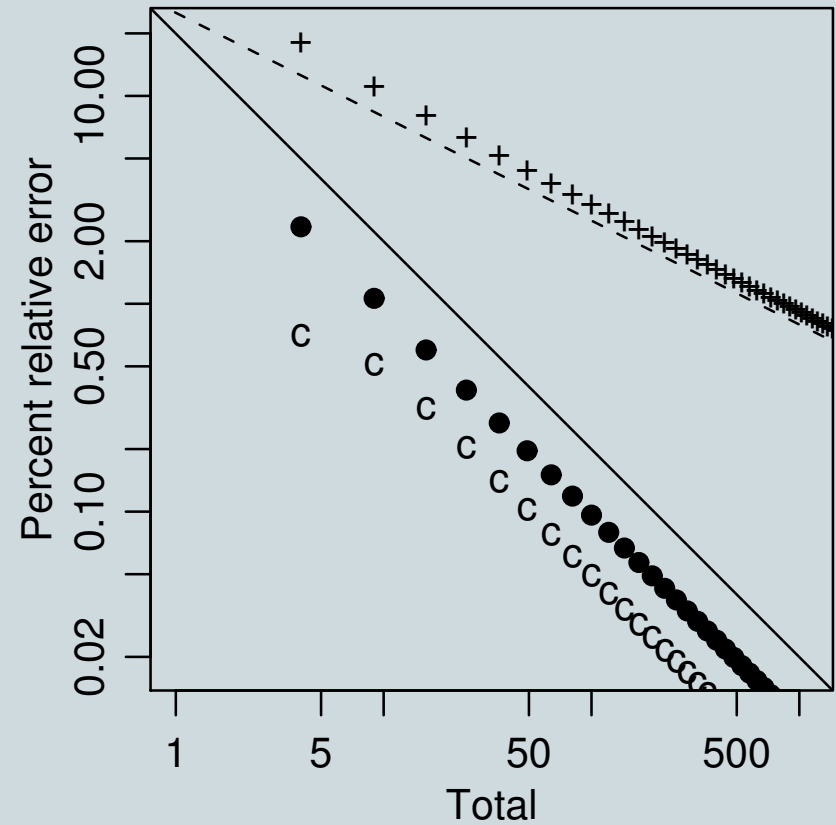
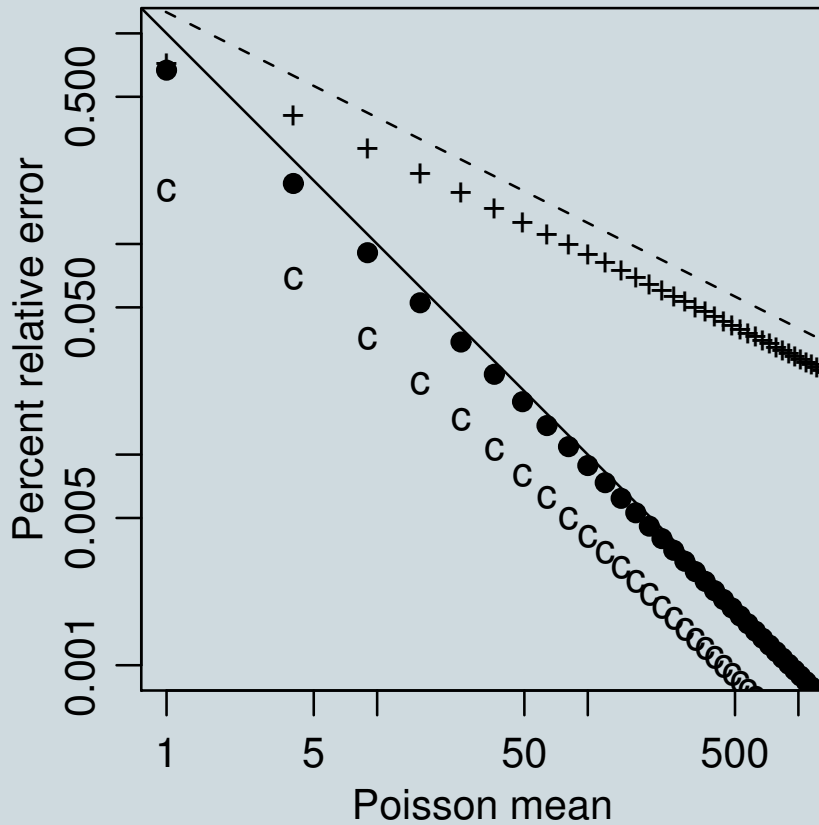
# Généralisations

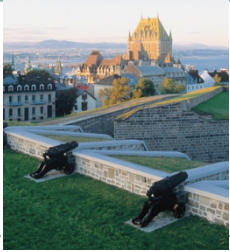


- À des données discrètes
- Lorsque différencier la log-vraisemblance par rapport à l'espace échantillonnal est plus
- Solution: utiliser plutôt la valeur espérée de la statistique de score
- L'erreur relative est alors  $O(n^{-1})$  plutôt que  $O(n^{-3/2})$
- Tout de même mieux que l'approximation normale



# Généralisations

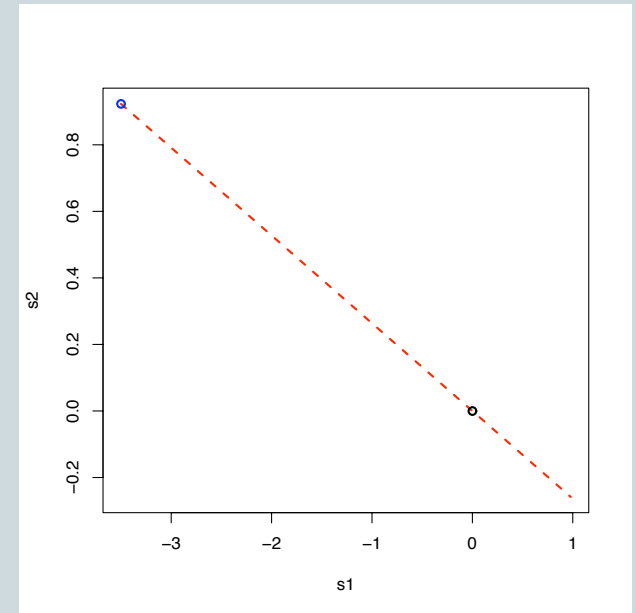
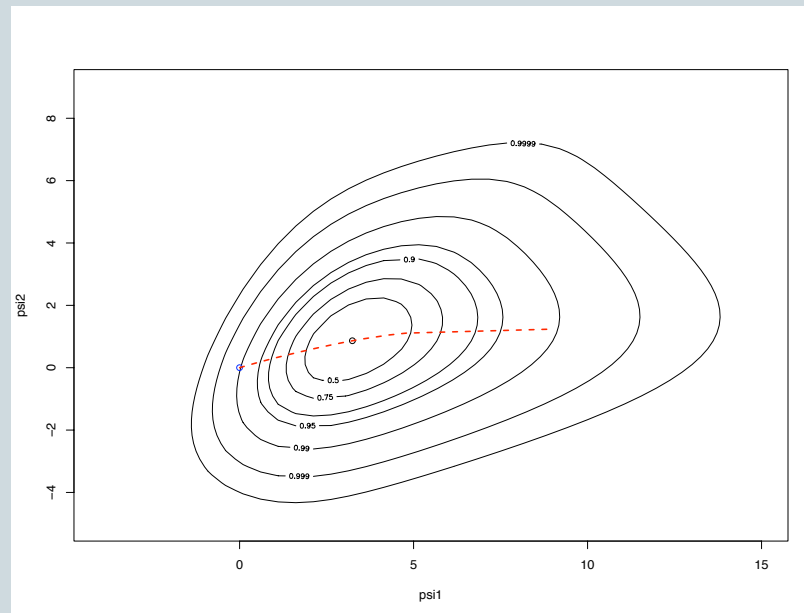
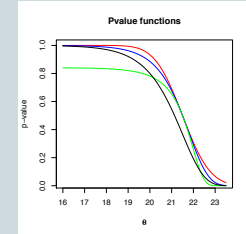




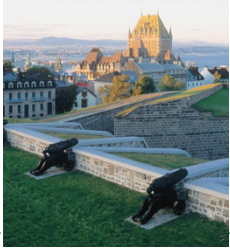
# Généralisations



- À des paramètres d'intérêt vectoriels
- Mais nos solutions nécessitent un seul paramètre
- Solution: utiliser la longueur du vecteur, conditionnelle à sa direction



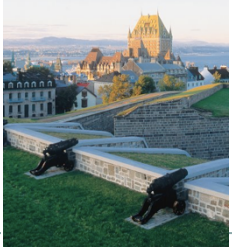




# Généralisations



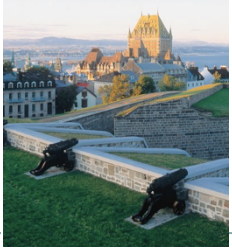
- Étendre le rôle de la famille exponentielle
- En généralisant la différentiation par rapport à l'espace échantillonnal
- Idée: différencier la log-vraisemblance espérée
  - Plutôt que la log-vraisemblance
- Mène à une nouvelle version de la famille exponentielle approximante
- Peut être utilisée avec les pseudo-vraisemblances



# Que pouvons-nous apprendre?



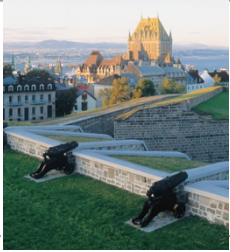
- Les approximations d'ordre supérieur demandent
- De différencier la fonction de log-vraisemblance  
par rapport à l'espace échantillonnal
- L'inférence bayésienne sera différente
- Les développements asymptotiques soulignent cet écart
- Les *a posteriori* bayésiens ne sont en général pas calibrés
- Ne peuvent pas toujours être corrigés par le choix d'*a priori*
- Nous pouvons étudier ceci en comparant approximations bayésiennes et non bayésiennes



## Exemple: inférence pour ED50



- Régression logistique avec une seule covariable
- Sur l'échelle logistique  $\Pr(y_i = 1) = \alpha + \beta x_i$
- Lois a priori plates pour  $(\alpha, \beta)$
- Le paramètre d'intérêt est  $\psi = -\alpha/\beta$
- Couverture empirique des intervalles bayésiens *a posteriori*:
  - 0.90, 0.88, 0.89, 0.90
- Couverture empirique d'intervalles utilisant  $\Phi(r^*)$ 
  - 0.95, 0.95, 0.95, 0.95



# Loi *a priori* plates: mauvaise idée!

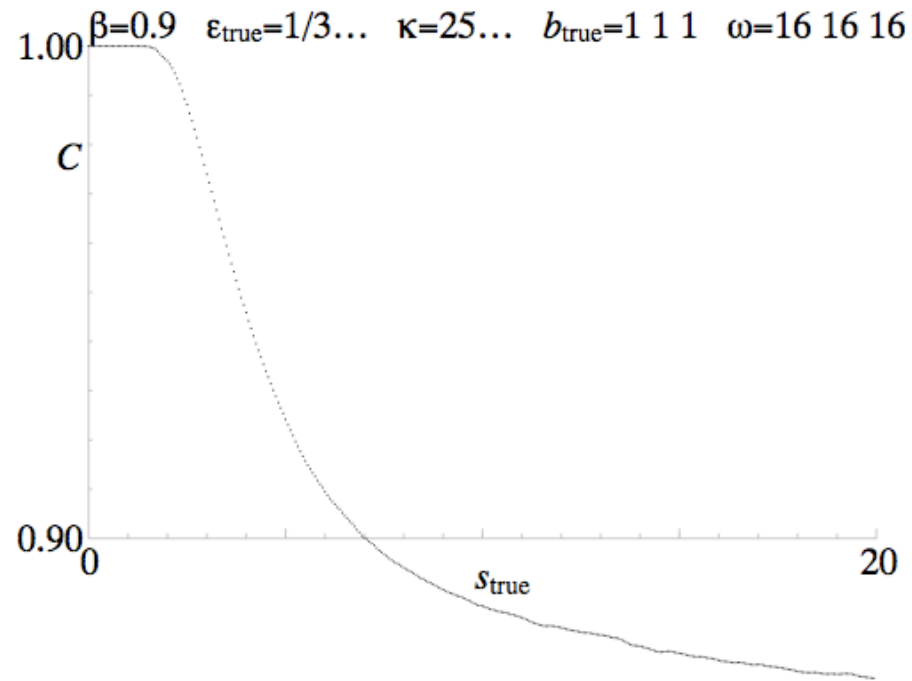
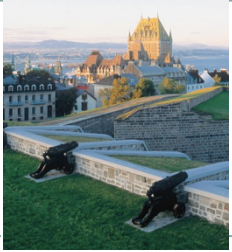


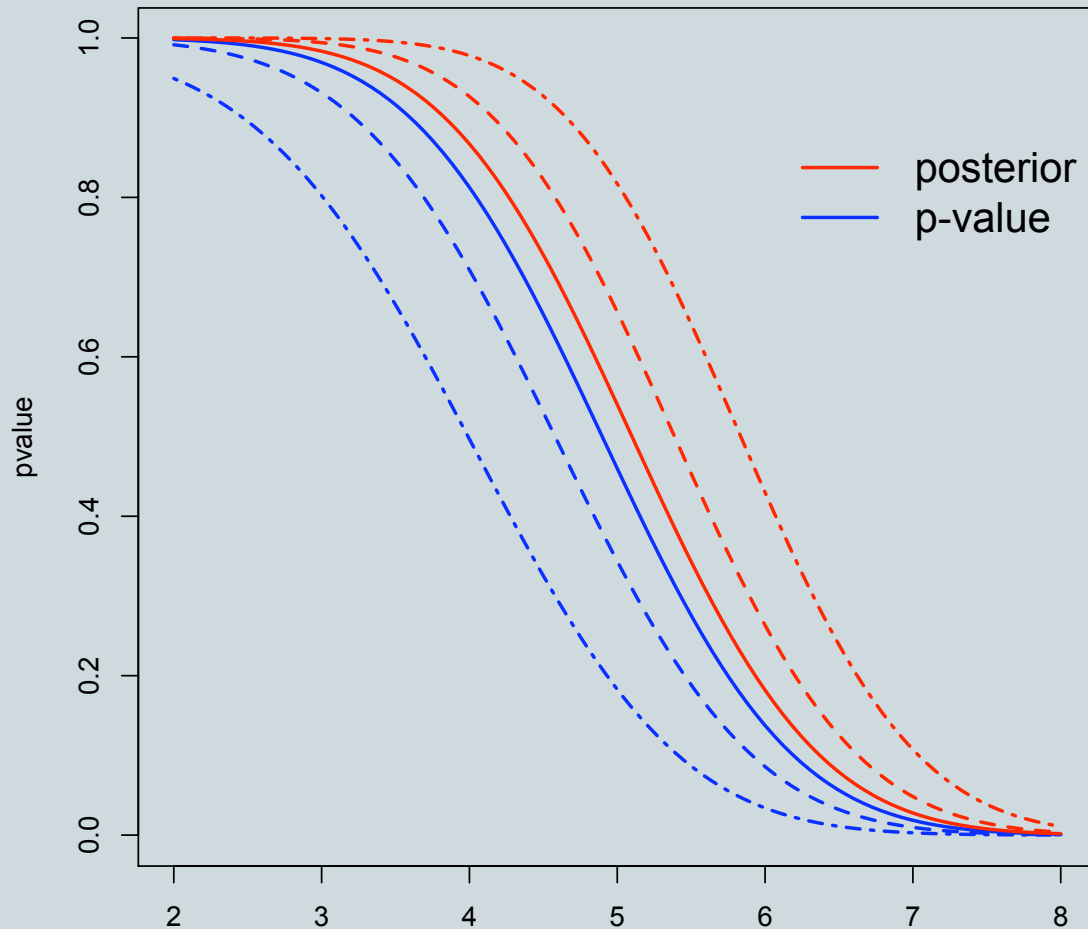
Fig. 6. 3 independent channels. Coverage for 90% credibility level upper limits, acceptance uncertainty = 34%/channel, background uncertainty = 25%/channel.

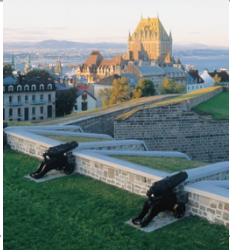


# Loi *a priori* plates: mauvaise idée!



Normal Circle,  $k=2, 5, 10$





# Loi *a priori* plates: mauvaise idée!



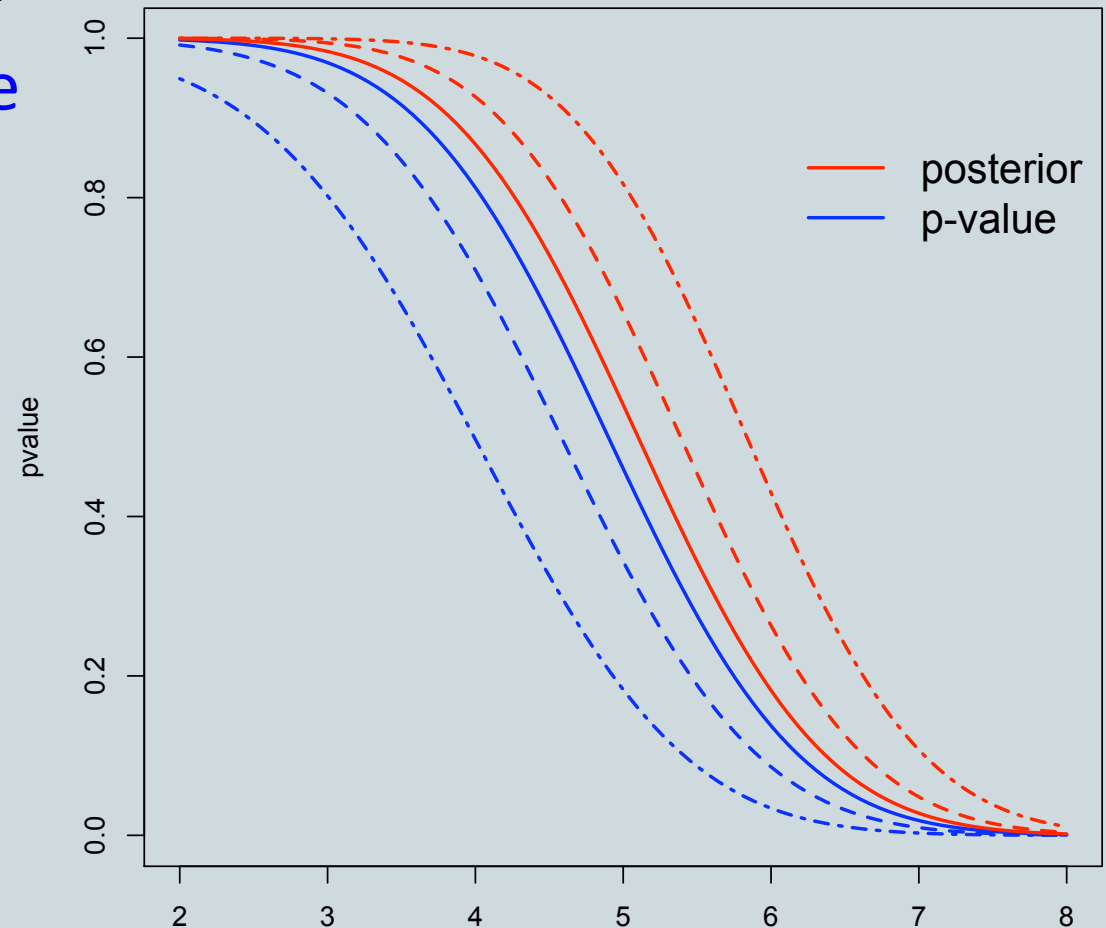
Valeur-p bayésienne –  
valeur-p fréquentiste

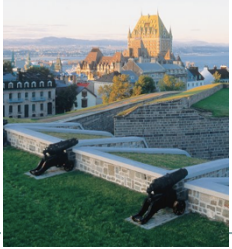
$$\simeq \frac{(k-1)}{\psi\sqrt{n}}$$

$$Y_i \sim N\left(\mu_i, \frac{1}{n}\right)$$

$$\psi = \left(\sum_{i=1}^k \mu_i^2\right)^{1/2}$$

Normal Circle, k=2, 5, 10

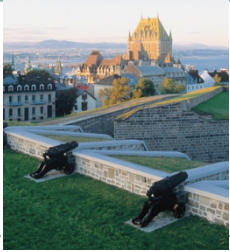




# Modèles plus complexes



- L'inférence basée sur la vraisemblance a plusieurs qualités souhaitables
- Exhaustivité, efficacité asymptotique
- Bonnes approximations pour les distributions requises
- Obtenue naturellement à partir de modèles paramétriques
- Peut être difficile à construire,  
surtout pour des modèles complexes
- Plusieurs généralisations naturelles: vraisemblance partielle pour données censurées, quasi-vraisemblance pour équations d'estimation généralisées, **vraisemblance composite pour données dépendantes**

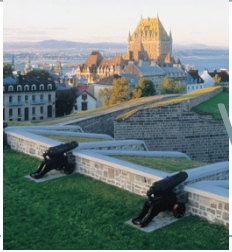


# Modèles complexes



- Exemple: études longitudinales de sujets atteints de migraines
- Variable latente  $Y_{ij}^* = x_{ij}^T \beta + U_i + \epsilon_{ij}$
- Variable observée
$$y_{ij} \in \{1, \dots, h\} \leftrightarrow \alpha_{y_{ij}-1} < Y_{ij}^* < \alpha_{y_{ij}}$$
- E.g. maux de tête intenses, modérés, faibles, absents...
- $x_{ij}$  Covariables: âge, éducation, analgésiques, météo, ...
- $U_i, \epsilon_{ij}$  effets aléatoires inter- et intra-sujets
- Corrélation sérielle  $\epsilon_{ij} = \rho \epsilon_{i,j-1} + (1 - \rho^2)^{1/2} \eta_{ij}$





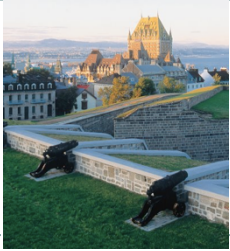
## Vraisemblance pour données discrètes longitudinales



- Fonction de vraisemblance

$$L(\theta; y) = \prod_{i=1}^n \int \cdots \int \phi_{m_i}(z_{i1}, \dots, z_{im_i}; R) dz_{i1} \dots dz_{im_i}$$

- Difficile à calculer
- Hypothèses fortes
- Proposition: utiliser des densités bivariées marginales  
à la place des densités normales multivariées
- Ce qui donne un modèle mal spécifié



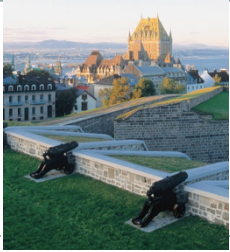
# Vraisemblance composite



- Fonction de vraisemblance composite

$$CL(\theta; y) = \prod_{i=1}^n \prod_{j < k} \int \int \phi_2(z_{i1}, z_{i2}; R_2) dz_{i1} dz_{i2}$$

- Plus généralement,  $CL(\theta) = \prod_{i=1}^n \prod_{k=1}^K f(y_i \in \mathcal{A}_k)$
- Les ensembles  $\mathcal{A}_k$  indexent des distributions marginales ou conditionnelles (ou ...)
- Inférence basée sur la théorie des équations d'estimation

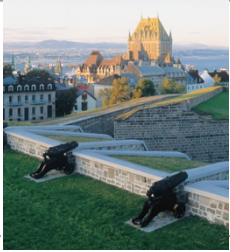


## Un exemple simple

$$Y_i \sim N_p(0, \Sigma) \\ i = 1, \dots, n$$

$$\Sigma = \sigma^2 \begin{pmatrix} 1 & \theta & \dots & \theta \\ \theta & 1 & \dots & 1 \\ & & \vdots & \\ \theta & \theta & \dots & 1 \end{pmatrix}$$

- L'EMV par paires de  $\theta$  est entièrement efficace
- Si  $\sigma^2 = 1$ , la perte d'efficacité dépend de la dimension  $p$
- Petite pour dimension plus petite que, disons, 10
- S'écroule si  $p \rightarrow \infty$  et que la taille échantillonnale est fixe
  - Pertinent pour séries chronologiques, applications génétiques



## Estimateur par vraisemblance composite



$$CL(\theta) = \prod_i \prod_k f(y_i \in \mathcal{A}_k; \theta)$$

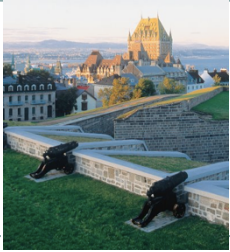
$$\hat{\theta}_{CL} \xrightarrow{p} \infty$$

$$\sqrt{n}(\hat{\theta}_{CL} - \theta) \xrightarrow{d} N\{0, G^{-1}(\theta)\}$$

$$G(\theta) = J(\theta)H^{-1}(\theta)J(\theta)$$

Information de Godambe

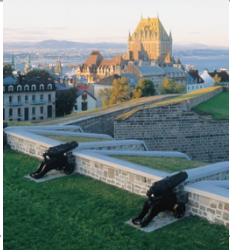
$$J(\theta) = E\{-\partial^2 CL(\theta)/\partial\theta^2\}, \quad H(\theta) = E\{\partial CL(\theta)/\partial\theta\}^2$$



# Applications récentes



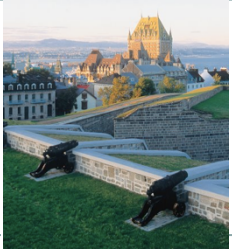
- Données longitudinales binaires et continues: modèles à effets aléatoires
- Analyse de survie: modèles de défaillance, copules
- Réponses de types multiples: discrète et continue; marqueurs et temps d'évènements
- Finance: modèle à covariance variant dans le temps
- Génétique/bioinformatique: CCL pour distribution vonMises: repliement de protéine; cartographie génétique; déséquilibre de liaison
- Données spatiales: géostatistique, processus spatiaux ponctuels



... et plus

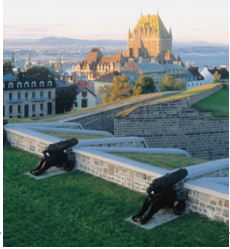


- Analyse d'images
- Modèle de Rasch
- Modèle de Bradley-Terry
- Modèle à espace d'états
- Dynamique des populations
- ...



# Que pouvons-nous apprendre?



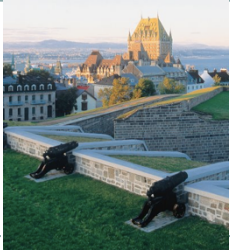


# Que devons-nous savoir?



- Pourquoi les estimateurs de la vraisemblance composite sont-ils efficaces?
- Quelle quantité d'information utiliser?
- L'identifiabilité des paramètres est-elle garantie?
- Sommes-nous certains de la cohérence des composantes avec un 'vrai' modèle?
- Pouvons-nous progresser si ce n'est pas le cas?
- Comment construire les densités conjointes?
- Quelles propriétés ont ces constructions?
- La vraisemblance composite est-elle robuste?

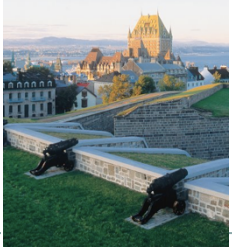




# Pourquoi est-ce important?



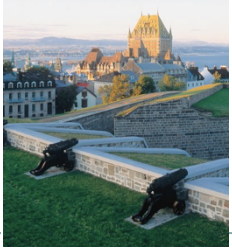
- Les idées de la vraisemblance composite viennent des applications
- Les méthodes de vraisemblance semblent trop complexes
- Une variété de domaines d'applications utilisent des idées similaires/identiques
- L'abstraction apportée par la théorie nous permet de prendre du recul face à l'application
- Comprendre quand les méthodes peuvent ne pas fonctionner
- Et quand devraient-elles bien fonctionner



# Le rôle de la théorie



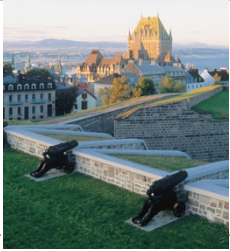
- Distiller les idées principales
- Simplifier les détails
- Isoler des caractéristiques particulières
- Dans le meilleur cas, nous donner une nouvelle compréhension de ce qui est à la base de nos intuitions
- Exemple: courbure et inférence bayésienne
- Exemple: vraisemblance composite
- Exemple: taux de fausses découvertes



# Taux de fausses découverte



- Problème de comparaisons multiples
  - *Simultaneous statistical inference* – R.G. Miller, 1966
- La correction de Bonferroni est trop forte
- Benjamini and Hochberg, *JRSS B*, 1995
- Introduisent taux de fausses découverte
  - Beaucoup plus mieux que “Type I and Type II error”
- Et puis les données, en ce cas de l’astrophysique
- Genovese & Wasserman avec Miller & Nichol



# Taux de fausses découverte

## Acoustic Oscillations in the Early Universe and Today

Christopher J. Miller,<sup>1</sup> Robert C. Nichol,<sup>1</sup> David J. Batuski<sup>2</sup>

During its first  $\approx 100,000$  years, the universe was a fully ionized plasma with a tight coupling by Thompson scattering between the photons and matter. The trade-off between gravitational collapse and photon pressure causes acoustic oscillations in this primordial fluid. These oscillations will leave predictable imprints in the spectra of the cosmic microwave background and the present-day matter-density distribution. Recently, the BOOMERANG and MAXIMA teams announced the detection of these acoustic oscillations in the cosmic microwave background (observed at redshift  $\approx 1000$ ). Here, we compare these CMB detections with the corresponding acoustic oscillations in the matter-density power spectrum (observed at redshift  $\approx 0.1$ ). These consistent results, from two different cosmological epochs, provide further support for our standard Hot Big Bang model of the universe.

The standard model of cosmology is the Inflationary Hot Big Bang scenario. A key aspect of this model is the ease with which it explains some critical observational facts about the universe. For example, the existence of the cosmic microwave background (CMB) radiation that fills all space is simply the radio remnant of a hot early phase of the universe, i.e., when it was only  $\approx 100,000$  years old. The model also provides a natural explanation for Hubble's famous expansion, large-scale coherent structures in the mass distribution (caused by quantum effects in the early universe), as well as producing a flat global geometry for the universe (1). In this scenario, the distribution of matter on the largest scales is connected, through well-established physics, to the temperature fluctuations in the CMB. Thus, any independent agreement between the CMB (at redshift  $\approx 1000$ ) and the matter-density distribution (at redshift  $\approx 0.1$ ) is naturally explained by the Hot Big Bang Inflationary model.

The early universe was a plasma made up of photons, electrons, and protons, along with the

so-called Dark Matter. During this period, the gravitational force from potential wells (created as a result of local curvature perturbations or dark matter clumps) causes compressions in

this fluid. As the plasma collapses inward, it meets resistance from photon pressure, reversing the plasma direction and causing a subsequent rarefaction. This cycle of compression and rarefaction results in acoustic oscillations, where baryons act as a source of inertia. Compression (rarefaction) of the plasma creates hot (cold) spots in the temperature of the plasma. Because the photons and baryons are coupled through Thompson scattering, the matter-density power spectrum will also exhibit these oscillations. As the universe cooled and the photons and matter decoupled, the acoustic oscillations became frozen as oscillatory features in both the temperature and matter-density power spectra. These acoustic oscillations are a general prediction from gravitational instability models of structure formation (2, 3).

The recent results from the MAXIMA and BOOMERANG CMB balloon experiments provide evidence for the first two acoustic peaks (4–8). These acoustic oscillations are the peaks and valleys in Fig. 1A. The location and amplitude of the first peak indicate that

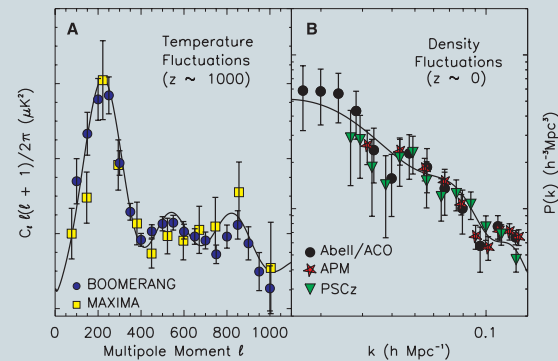
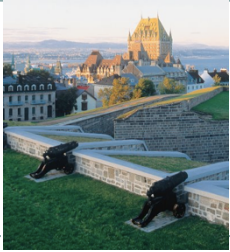


Fig. 1. We plot the CMB data from the MAXIMA and BOOMERANG experiments (A) alongside the matter-density data (B). The solid line is the best fit model ( $\Omega_{\text{matter}} = 0.24$ ,  $\Omega_{\text{baryons}} = 0.06$ , and  $n_s = 1.08$  with  $H_0 = 69$ ) using the matter-density data alone. The amplitudes in both plots remain a free parameter. The solid line in (A) is not a fit to the CMB data (although the  $\chi^2$  is 34 for 32 data points). It is the resultant cosmological model using the best fit parameters from (B) and  $\Omega_{\text{vacuum}} = 0.8$ , consistent with the Type Ia supernovae results (18).

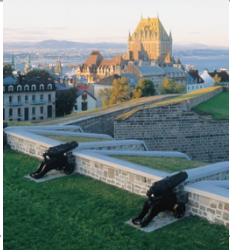
<sup>1</sup>Department of Physics, Carnegie Mellon University, Pittsburgh, PA 15213, USA. <sup>2</sup>Department of Physics and Astronomy, University of Maine, Orono, ME 04469, USA.



# Pistes



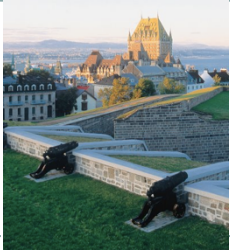
- La vraisemblance composite comme lisseuse
- Calibration de l'inférence *a posteriori*
- Généralisation de la théorie asymptotique d'ordre supérieur à la vraisemblance composite
- Familles exponentielles et vraisemblance empirique
- Modèles semi- et non-paramétriques liés à la théorie asymptotique d'ordre supérieur
- Réduction de dimension efficace à des fins d'inférence
- Méthodes d'ensemble en apprentissage machine



# Spéculations



- “in statistics the problems always evolve relative to the development of new data structures and new computational tools” ... rapport du NSF
- “Statistics is driven by data” ... Don McLeish
- “Our discipline needs collaborations” ... Hugh Chipman
- Comment créer des opportunités?
  - Comment établir une identité qui nous est propre?
- Face à des pressions bureaucratiques de fusionner?
- Continuer à mettre l’accent sur ce que nous faisons de meilleur!!



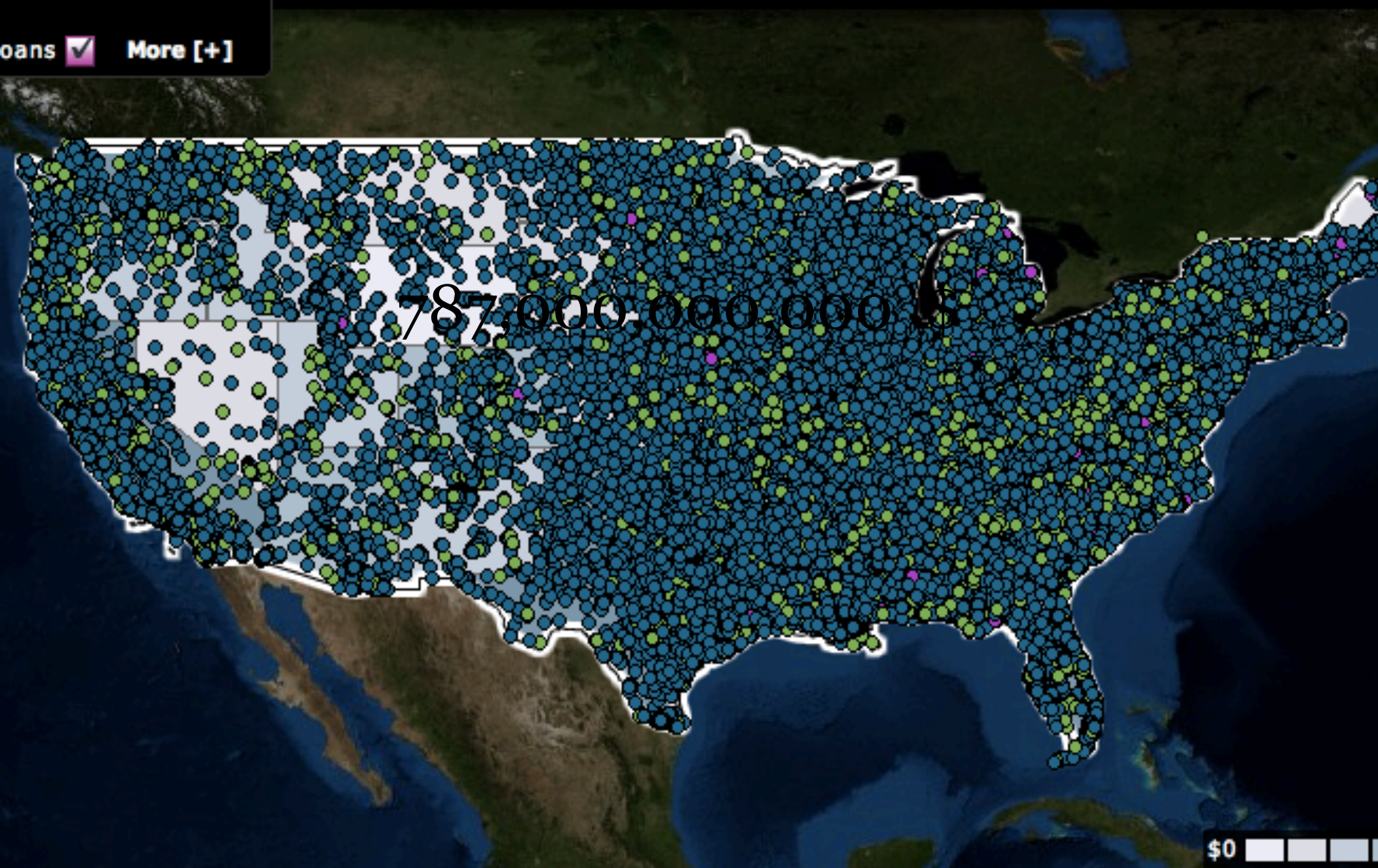
# Spéculations



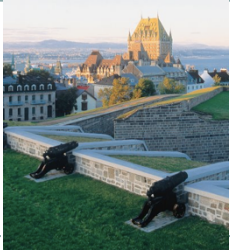
- Engle
  - Variabilité, modélisation, données, théorie, données, théorie
- Tibshirani
  - Validation croisée; “forensic statistics” (Baggerly & Coombes, AAOS, 2009 # 4)
- Netflix Grand Prize
  - “Recommender systems”: apprentissage machine, psychologie, statistique!
- Tufte
  - “Visual Display of Quantitative Information” -- 1983

s  Completed   
oans  More [+]

Map View: Funding Diversity Unemployment







Merci!!



Félix Labrecque  
Cynthia Bocci  
Jean-François Plante

**Congrès Annuel 2010 à Québec**

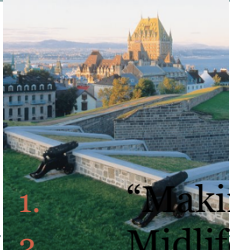
**38e Congrès annuel de la Société statistique du Canada**

Merci!!



**Congrès Annuel 2010 à Québec**

**38e Congrès annuel de la Société statistique du Canada**



# Notes

1. “Making Sense of Statistics” Accessed on May 5, 2010. <http://www.senseaboutscience.org.uk/>
2. Midlife Crisis: National Post, January 30, 2008.
3. Alessandra Brazzale, Anthony Davison and Reid (2007). *Applied Asymptotics*. Cambridge University Press.
4. Amari (1982). *Biometrika*.
5. Fraser, Reid, Jianrong Wu. (1999). *Biometrika*.
6. Reid (2003). *Annals Statistics*
7. Fraser (1990). *J. Multivariate Anal.*
8. Figure drawn by Alessandra Brazzale. From Reid (2003).
9. Davison, Fraser, Reid (2006). *JRSS B*.
10. Davison, Fraser, Reid, Nicola Sartori (2010). in progress
11. Reid and Fraser (2010). *Biometrika*
12. Fraser, Reid, Elisabetta Marras, Grace Yun-Yi (2010). *JRSSB*
13. Reid and Ye Sun (2009). *Communications in Statistics*
14. J. Heinrich (2003). *Phystat Proceedings*
15. C. Varin, C. Czado (2010). *Biostatistics*.
16. D.Cox, Reid (2004). *Biometrika*.
17. CL references in C.Varin, D.Firth, Reid (2010). Submitted for publication.
18. Account of FDR and astronomy taken from Lindsay et al (2004). NSF Report on the Future of Statistics
19. Miller et al. (2001). *Science*.
20. Photo: <http://epiac1216.wordpress.com/2008/09/23/origins-of-the-phrase-pie-in-the-sky/>
21. Photo: <http://www.bankofcanada.ca/en/banknotes/legislation/images/023361-lg.jpg>