Resampling-based confidence regions in high dimension, from a non-asymptotic point of view

G. Blanchard¹ Joint work with S. Arlot² and E. Roquain³

¹Fraunhofer FIRST, Berlin, Germany

²Université de Paris-Sud, Orsay, France

³INRA, Jouy-en-Josas, France

Approximation and learning, Texas A&M 10/20/07

イヨト イモト イモト

1 Introduction

- 2 Concentration approach
- 3 Direct quantile estimation approach
- 4 Some simulation results
- **5** Conclusion

< 回 > < 三 > < 三 >

1 Introduction

- 2 Concentration approach
- 3 Direct quantile estimation approach
- 4 Some simulation results
- 5 Conclusion

- Observation: a vector $Y \in \mathbb{R}^{K}$
- ► sample **Y** of *n* i.i.d. repetitions $\mathbf{Y} = (Y^1, \dots, Y^n)$
- Unknown mean vector μ
- Unknown dependency between the coordinates
- "Small *n* large K" : $n \ll K$
- Goal 1: confidence region for μ ?
- ► Goal 2: find coordinates $k : \mu_k \neq 0$? (Multiple testing)

► (GA): Y is Gaussian with known bound on coordinate variance $\sigma^2 \ge \max_k \operatorname{Var}[Y_k]$

or

▶ (BSA): Y is bounded by known B and has a symmetric distribution

Some motivations

Neuroimaging:

- small number of observations n of a noisy image with large number K of pixels
- want to detect where signal is present or obtain a confidence envelope about the signal
- strong spatial dependence with unknown structure (possibly non stationary, possible long-distance correlation...)
- Microarrays:
- detect significant differences (typical problem of multiple testing)
- completely unknown dependencies

▲ 同 ▶ → 三 ▶

Some motivations

- Neuroimaging:
- small number of observations n of a noisy image with large number K of pixels
- want to detect where signal is present or obtain a confidence envelope about the signal
- strong spatial dependence with unknown structure (possibly non stationary, possible long-distance correlation...)
- Microarrays:
- detect significant differences (typical problem of multiple testing)
- completely unknown dependencies



< 同 > < 回 > .

Introduction 6 / 30

Some motivations

- Neuroimaging:
- small number of observations n of a noisy image with large number K of pixels
- want to detect where signal is present or obtain a confidence envelope about the signal
- strong spatial dependence with unknown structure (possibly non stationary, possible long-distance correlation...)
- Microarrays:
- detect significant differences (typical problem of multiple testing)
- completely unknown dependencies





Arlot, Blanchard and Roquain

Resampling confidence regions

Introduction 7 / 30

► We are interested in " ψ -distance" uniform confidence regions based on the empirical mean $\overline{\mathbf{Y}} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} Y^{i}$, of the form

$$\left\{\psi(\overline{\mathbf{Y}}-\mu)\leq t\right\}$$
.

► Goal: find a threshold *t* as sharp as possible so that the above region has covering probability $1 - \alpha$.

Precising goals: multiple testing

- We want to test for every coordinate k the hypothesis H_k : μ_k = 0 against the alternative μ_k ≠ 0
- Multiple testing procedure: rejects a subset of hypotheses

$$R(\mathbf{Y}) \subset \{1,\ldots,K\}$$

We want to control the family-wise error rate

$$\mathsf{FWER}(R) = \mathbb{P}\left[\exists k \in R(\mathbf{Y}) | \mu_k = 0\right]$$

- ► Goal: $FWER(R) \le \alpha$ while having high power, i.e. large |R|.
- ► Relationship to confidence region: if $R(\mathbf{Y}) = \{k : |\overline{\mathbf{Y}}_k| > t\}$,

$$\mathsf{FWER}(R) \leq \mathbb{P}\left[\left\|\overline{\mathbf{Y}} - \mu\right\|_{\infty} > t\right]$$

Note: can be used as a first step to control other type I error criteria such as FDP and FDR (Pacifico et al. 2004)

Arlot, Blanchard and Roquain

Bonferroni threshold

► under a Gaussian distribution and for $\psi(x) = ||x||_{\infty}$, a union bound over coordinated gives the threshold

$$t^{Bonf} = \sigma \overline{\Phi}^{-1}(\alpha/(2K)),$$

where $\overline{\Phi}$ is the standard Gaussian cdf.

- deterministic threshold
- too conservative if there are strong dependencies between the coordinates
- to do better (and for more general ψ), take into account the observed dependencies.

4 **A b b b b b b**

- We want to use a resampling principle
- Usual (bootstrap) resampling: sample uniformly with replacement a *n*-sample Y from the original sample Y
- ► Resampling heuristics: the empirical process P_Y P_Y conditional to Y "mimics" the empirical process P_Y P

- We consider more generally a reweighted sample scheme
- ► W = (W₁,..., W_n) vector of random weights independent of Y (but not necessarily jointly independent)
- ► Consider the reweighted sample $(Y^1, W_1), \ldots, (Y^n, W_n)$
 - Example 1: Efron's bootstrap: W is a multinomial $(n; n^{-1}, ..., n^{-1})$
 - Example 2: Rademacher weights: W_i i.i.d random signs
 - Example 3: Leave-one-out: $W_i = \mathbf{1}\{i = i_0\}, i_0 \sim \mathcal{U}(\{1 \dots, n\})$.
- ► We consider in particular the reweighted mean

$$\overline{\mathbf{Y}}^{\langle W
angle} = \sum_{i=1}^{n} W_i \mathbf{Y}^i$$

イロト イヨト イヨト イヨト

- K fixed and n→∞: asymptotic results (eg. van der Vaart and Wellner 1996); not adapted to our (typically non-asymptotic) setting.
- Idea 1: non-asymptotic results inspired from learning theory (for bounded random variables): Rademacher complexities (Koltchinskii 2001, Bartlett and Mendelson 2002), more general reweighting schemes (Fromont 2005). Based on concentration and comparison in expectation.
- Idea 2: try to estimate directly the quantile using ideas coming from exact (permutation) tests.

- K fixed and n→∞: asymptotic results (eg. van der Vaart and Wellner 1996); not adapted to our (typically non-asymptotic) setting.
- Idea 1: non-asymptotic results inspired from learning theory (for bounded random variables): Rademacher complexities (Koltchinskii 2001, Bartlett and Mendelson 2002), more general reweighting schemes (Fromont 2005). Based on concentration and comparison in expectation.
- Idea 2: try to estimate directly the quantile using ideas coming from exact (permutation) tests.

< ロ > < 同 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ >

- K fixed and n→∞: asymptotic results (eg. van der Vaart and Wellner 1996); not adapted to our (typically non-asymptotic) setting.
- Idea 1: non-asymptotic results inspired from learning theory (for bounded random variables): Rademacher complexities (Koltchinskii 2001, Bartlett and Mendelson 2002), more general reweighting schemes (Fromont 2005). Based on concentration and comparison in expectation.
- Idea 2: try to estimate directly the quantile using ideas coming from exact (permutation) tests.

A B A A B A

1 Introduction

2 Concentration approach

3 Direct quantile estimation approach

4 Some simulation results

5 Conclusion

< 回 > < 回 > < 回 >

Result based on concentration

Theorem

Assume (GA), ψ is positive-homogeneous, subadditive and bounded by $\|.\|_{\rho}$; W squared-integrable, exchangeable weight vector. Then, for any $\alpha \in (0, 1)$:

$$t_{\alpha}^{conc}(\mathbf{Y}) := \frac{\mathbb{E}_{W}\left[\psi(\overline{\mathbf{Y}}^{\langle W \rangle} - \overline{W}\overline{\mathbf{Y}})\right]}{B_{W}} + \frac{\|\sigma\|_{p}}{\sqrt{n}}\overline{\Phi}^{-1}(\alpha/2)\left[\frac{C_{W}}{\sqrt{n}B_{W}} + 1\right]$$

satisfies

$$\mathbb{P}\left[\psi(\overline{\mathbf{Y}}-\mu)>t_{\alpha}^{conc}\right]\leq\alpha\,.$$

With $\sigma_k^2 = \operatorname{Var}\left[Y_k^1\right]$,

$$B_{W} = \mathbb{E}\left[\left(\frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(W_{i}-\overline{W})^{2}\right)^{\frac{1}{2}}\right]; \qquad C_{W} = \left(\frac{n}{n-1}\mathbb{E}\left[(W_{1}-\overline{W})^{2}\right]\right)^{\frac{1}{2}}$$

< ロ > < 同 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ >

Comparison of expectations:

$$\boldsymbol{B}_{\boldsymbol{W}}\mathbb{E}\left[\psi(\overline{\mathbf{Y}}-\mu)\right] = \mathbb{E}\left[\psi(\overline{\mathbf{Y}}^{\langle \boldsymbol{W} \rangle} - \overline{\boldsymbol{W}}\overline{\mathbf{Y}})\right]$$

- Gaussian concentration theorem for Lipschitz functions of an i.i.d. Gaussian vector (Cirels'on, Ibragimov and Sudakov 1976)
 - for ψ(Y − μ): deviations bounded by a normal tail of standard deviation ≤ ||σ||_ρ n^{-1/2};
 - for $\mathbb{E}_{W}\left[\psi(\overline{\mathbf{Y}}^{\langle W \rangle} \overline{W}\overline{\mathbf{Y}})\right]$: standard deviation $\leq C_{W} \|\sigma\|_{\rho} n^{-1}$.

4 3 5 4 3 5

- $C_W B_W^{-1} \approx 1$ for Rademacher weights and leave-one-out weights
- ► Can be generalized to more general weights, e.g. *V*-fold cross-validation weights (with $C_W B_W^{-1} \approx \sqrt{n/V}$), with calculation complexity *V*
- can be generalized (with larger constants) to (BSA) (symmetric, bounded random variables), see also Fromont (2005).
- If a deterministic threshold is known (for example Bonferroni's threshold for ψ = ||.||_∞), it can be combined with the resampling-based threshold, by considering a threshold that is "very close" to the minimum of the two.
- if the expectation cannot be computed exactly, a Monte-Carlo method can be used.

3

イロト 不得 トイヨト イヨト

1 Introduction

2 Concentration approach

3 Direct quantile estimation approach

4 Some simulation results

5 Conclusion

4 3 5 4 3

< 🗇 🕨

Symmetrization idea

- suppose the distribution of Y is symmetric (around μ).
- ► the distribution of the centered sample
 Y µ = (Y¹ µ,..., Yⁿ µ) is invariant by reweighting with arbitrary signs W_i ∈ {-1, 1}.
- define $q_{\alpha}^{quant}(\mathbf{Y})$ as the (1α) quantile of

$$\mathcal{D}(\psi(\overline{\mathbf{Y}}^{\langle W \rangle})|\mathbf{Y}),$$

where W is a vector of i.i.d. Rademacher weights.

Using the invariance we have

$$\mathbb{P}\left[\psi(\overline{\mathbf{Y}}-\mu) > \boldsymbol{q}^{quant}_{\alpha}(\mathbf{Y}-\mu)\right] \leq \alpha.$$

For μ = 0 this can be computed exactly and is used in the framework of exact tests.

Arlot, Blanchard and Roquain

A D N A B N A B N A B N

What can we do for unknown μ? Use the resampling heuristic and replace μ by ¥, i.e., consider

$$q^{quant}_{lpha}(\mathbf{Y}-\overline{\mathbf{Y}})$$

What kind of theoretical guarantee can we have for the empirically recentered quantile?

4 A 1

Theoretical guarantee for empirically recentered quantile

Theorem

Let $\alpha, \delta, \gamma \in]0, 1[$ and f a non-negative function such that

$$\mathbb{P}\left[\psi(\overline{\mathbf{Y}}-\mu)>f(\mathbf{Y})\right]\leq rac{lpha\gamma}{2};$$

then the threshold

$$t_{\alpha}^{quant+f}(\mathbf{Y}) := q_{\alpha(1-\delta)(1-\gamma)}^{quant}(\mathbf{Y} - \overline{\mathbf{Y}}) + \sqrt{\frac{2\log(2/(\delta\alpha))}{n}}f(\mathbf{Y})$$

satisfies

$$\mathbb{P}\left[\psi(\overline{\mathbf{Y}}-\mu)>t_{\alpha}^{quant+f}(\mathbf{Y})\right]\leq\alpha\,.$$

3

< ロ > < 同 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ >

Remarks

 $t_{\alpha}^{quant+f}(\mathbf{Y}) = q_{\alpha(1-\delta)(1-\gamma)}^{quant}(\mathbf{Y} - \overline{\mathbf{Y}}) + \sqrt{\frac{2\log(2/(\delta\alpha))}{n}}f(\mathbf{Y})$

- ▶ the only assumption on *Y* is the symmetry of its distribution.
- ▶ the function *f* only appears as a second-order term.
- ▶ the theorem can be iterated, resulting in terms of increasing order.
- to obtain a computable threshold, we need to have a bound on some extreme quantile of the distribution.
- ▶ under additional assumptions (e.g. boundedness or Gausiannity) we can take *f* as one of the previous thresholds: $t_{\alpha\gamma/2}^{conc}$, $t_{\alpha\gamma/2}^{Bonf}$...
- the point is that the threshold used to define f does not have to be very sharp.
- ▶ if the quantile is computed approximately using a Monte-Carlo scheme with *B* repetitions, we lose at most (*B* + 1)⁻¹ in the covering probablity.

Arlot, Blanchard and Roquain

Direct estimation 22 / 30

1 Introduction

- 2 Concentration approach
- 3 Direct quantile estimation approach
- 4 Some simulation results

5 Conclusion

A (10) × (10)



Arlot, Blanchard and Roquain

Some simulation results 24 / 30

Simulations: n=1000, $K=128^2$, $\sigma=1$



Arlot, Blanchard and Roquain

Some simulation results

25/30

Simulations: without the additive term in quantiles?



Arlot, Blanchard and Roquain

Some simulation results

a

26/30

Simulations: thresholds with non-zero means, $\mu_k \in [0, 3]$



Arlot, Blanchard and Roquain

Some simulation results 27 / 30

1 Introduction

- 2 Concentration approach
- 3 Direct quantile estimation approach
- 4 Some simulation results

5 Conclusion

High points

We proposed two different methods to obtain non-asymptotic confidence regions for Gaussian random variables in high dimension with unknown correlations.

- concentration method inspired from learning theory: applicable to many different reweighting schemes.
- direct quantile estimation using symmetrization techniques
- non-asymptotic: valid for any K and n
- no knowledge on dependency structure required
- translation invariant (unlike classical symmetrized thresholds for testing)
- ▶ better than Bonferroni/Holm if there are strong correlations present
- can be used to accelerate classical step-down procedures when computation time is an issue

< ロ > < 同 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < 回 > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ > < □ >

- theoretical study of power/ asymptotic threshold optimality
- what about the quantile approach with other weights, with a non-symmetric distribution?
- application to model selection?
- application to adaptive testing?