

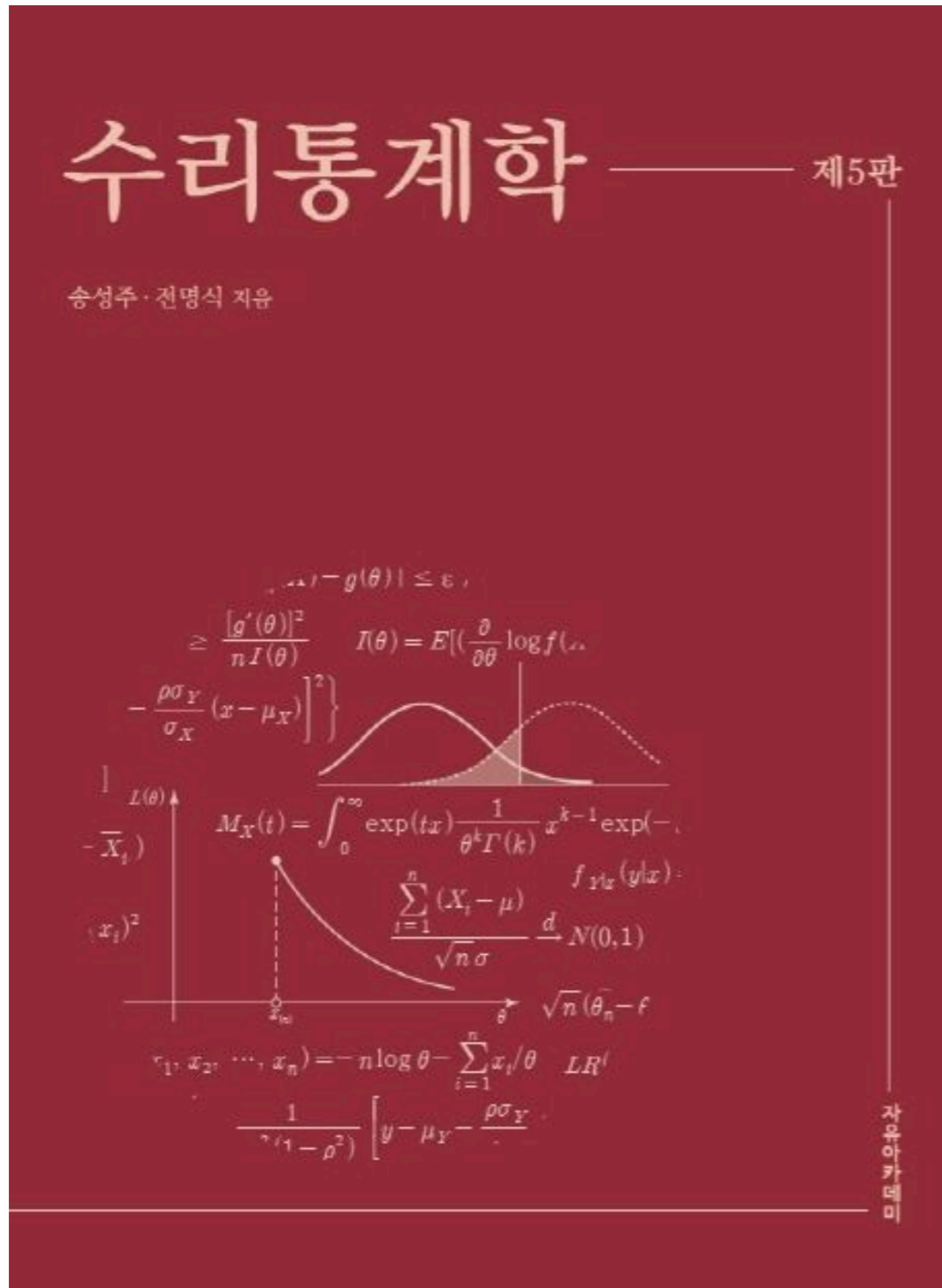
NRGW summer school, 2024.07.29~08.02

중력파 데이터 분석을 위한 수리통계학

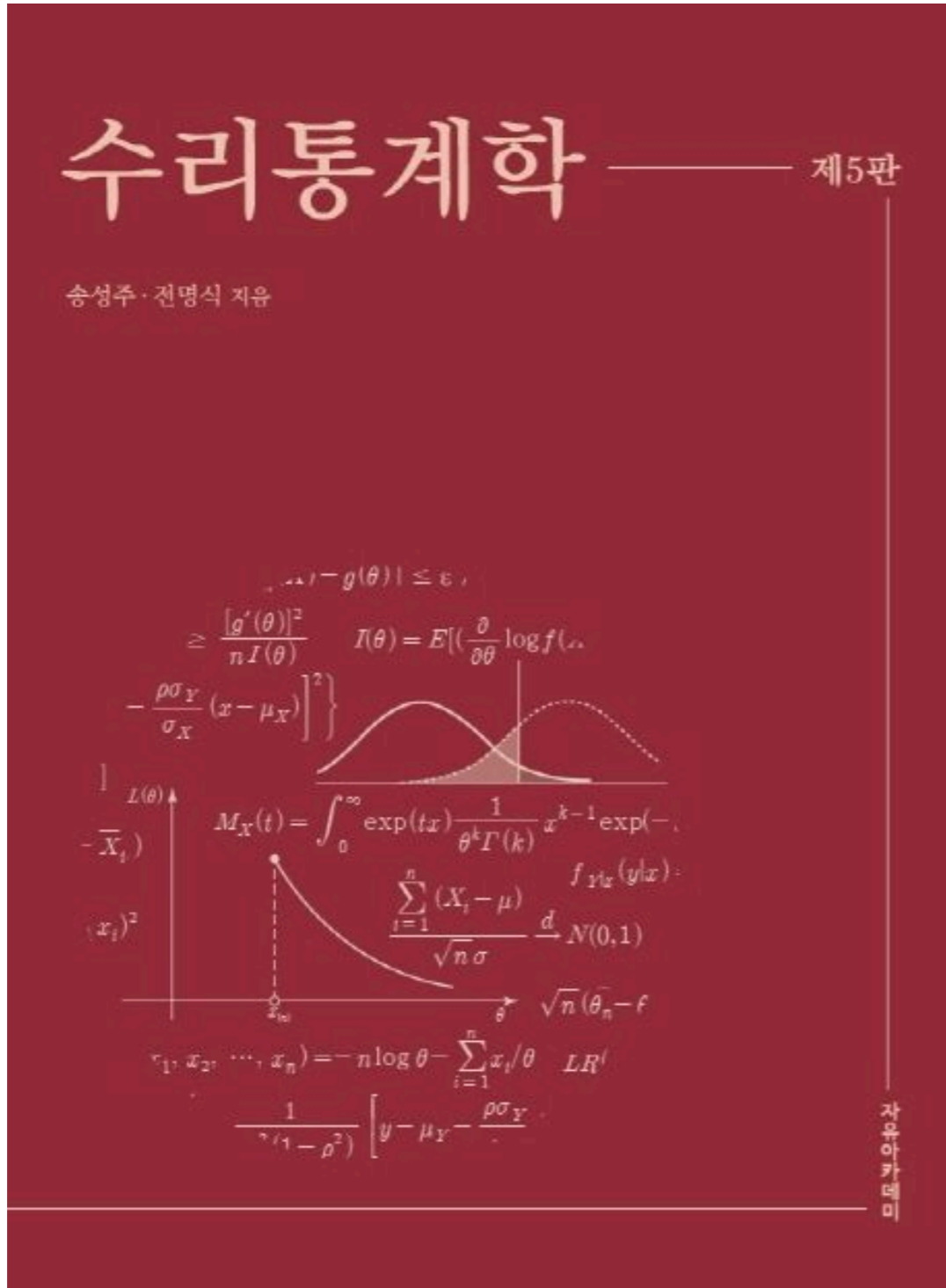
Kim, Young-Min (김영민)
KASI(한국천문연구원)

Email: ymkim@kasi.re.kr
ymkim715@gmail.com

확률과 통계 (Probability & Statistics)



확률과 통계 (Probability & Statistics)



다 공부할 필요가 있나?
다하면 좋지만 개념을 집고
넘어가자!

관측과 실험

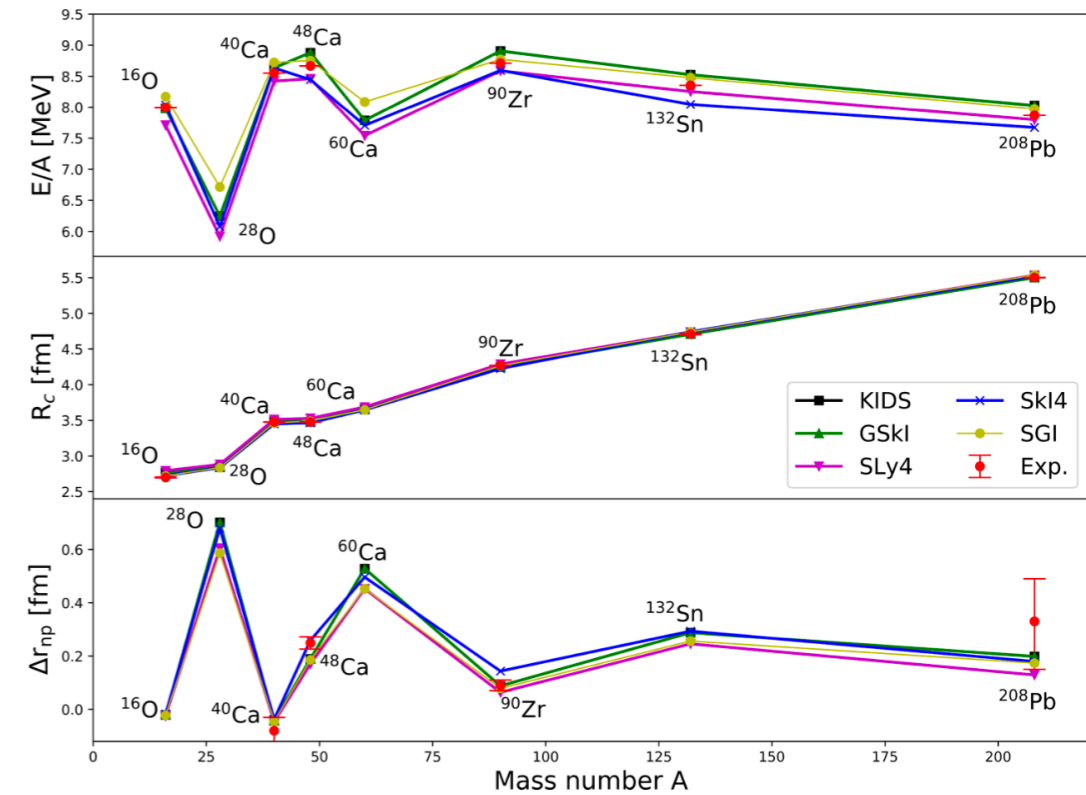
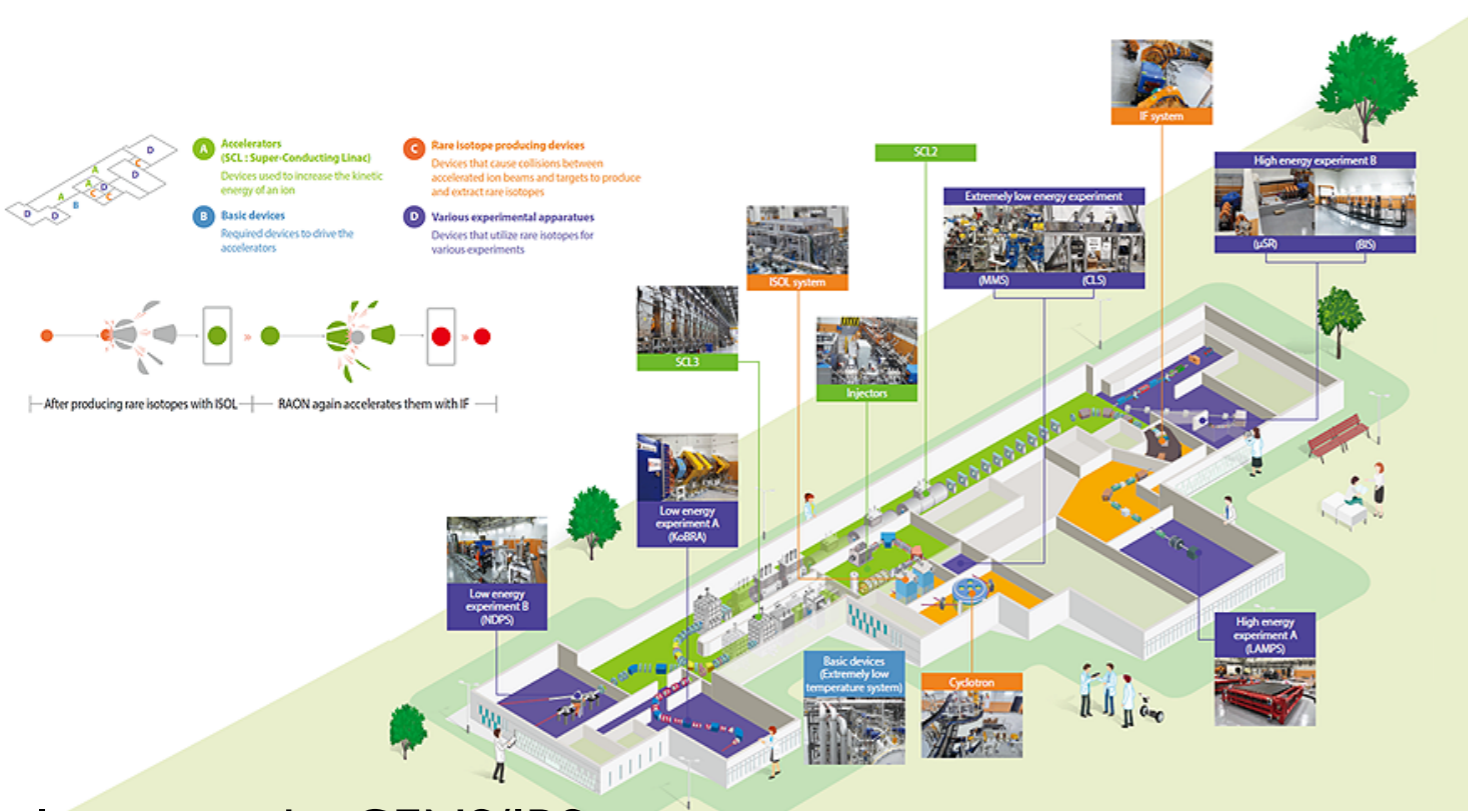
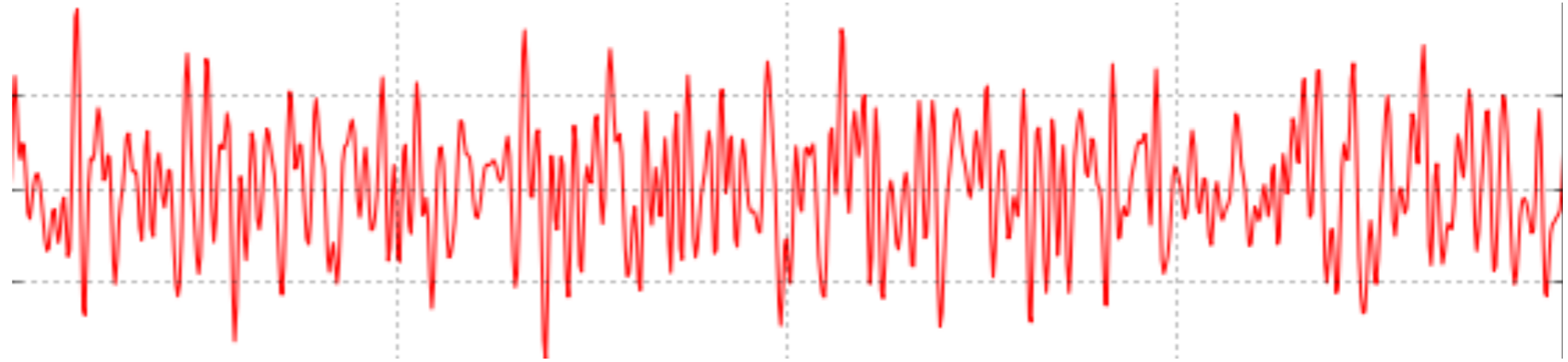


Image credit: CENS/IBS

Kim et al. IJMPE (2020)

관측과 실험

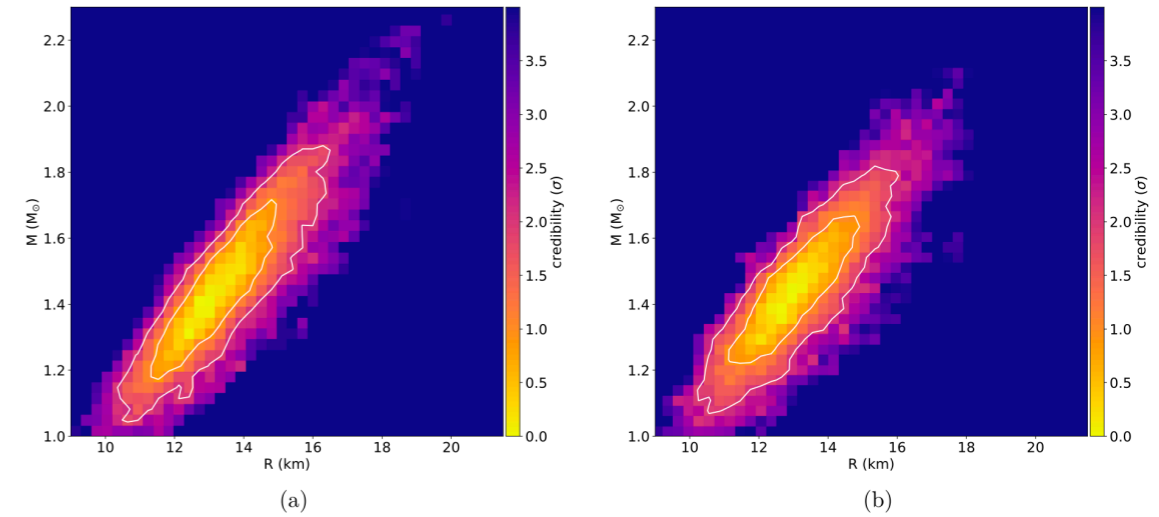


Image credit: NASA

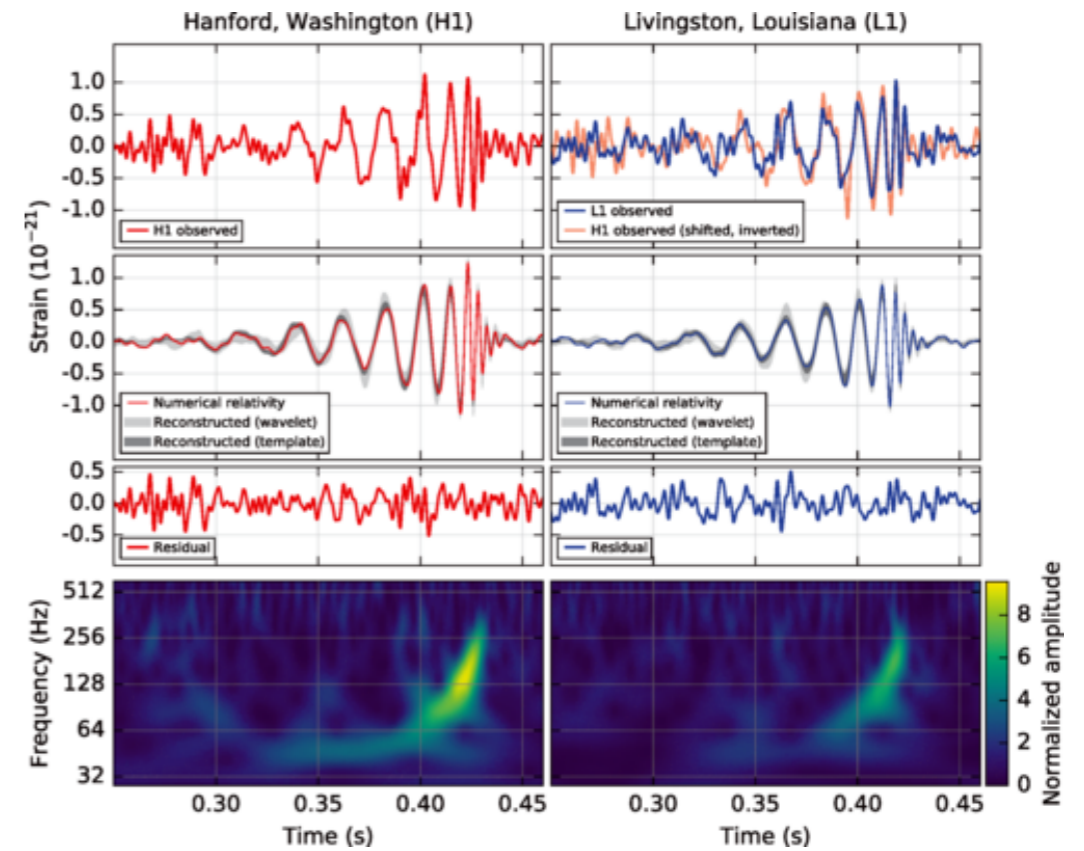
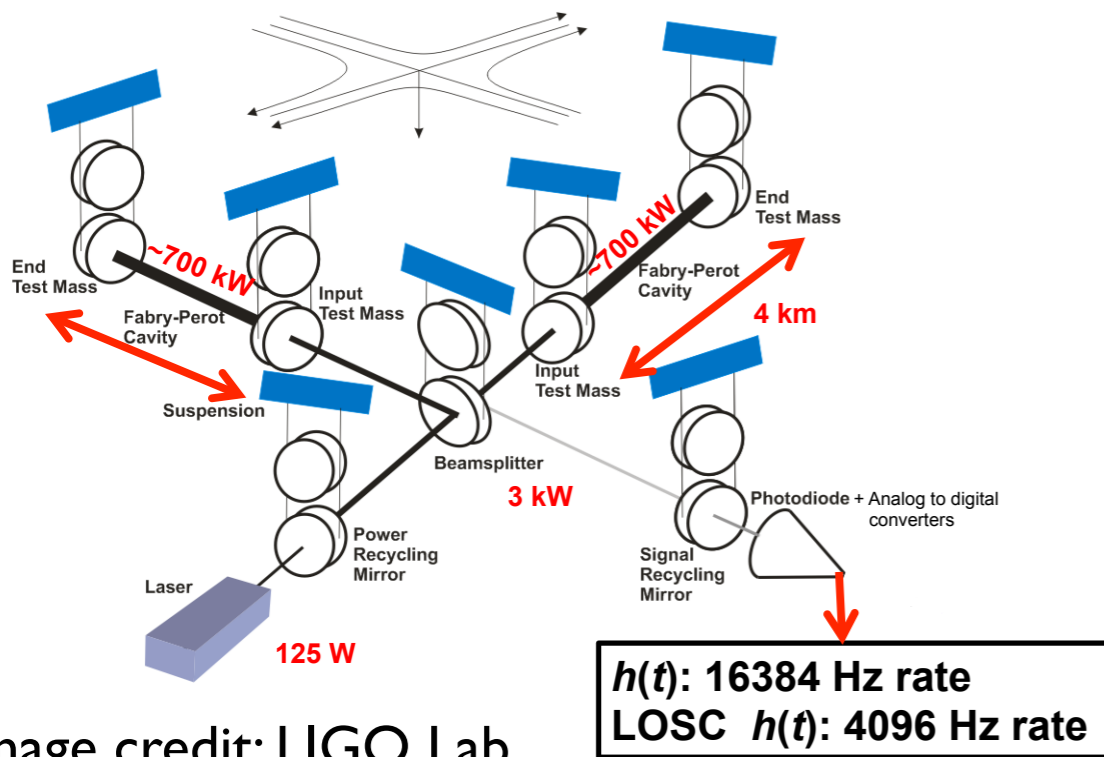


THE ASTROPHYSICAL JOURNAL LETTERS, 887:L24 (28pp), 2019 December 10

Miller et al.



PhysRevLett. 116.061102



관측과 실험 그리고 데이터

데이터 분석 : 관측 또는 실험을 통해 얻어진 데이터를 통계적 방법론으로 해석.
측정값 또는 관측값에 대응하는 변수는 확률변수로 다룸

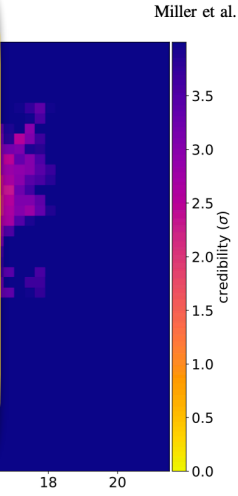


Image credit: NASA

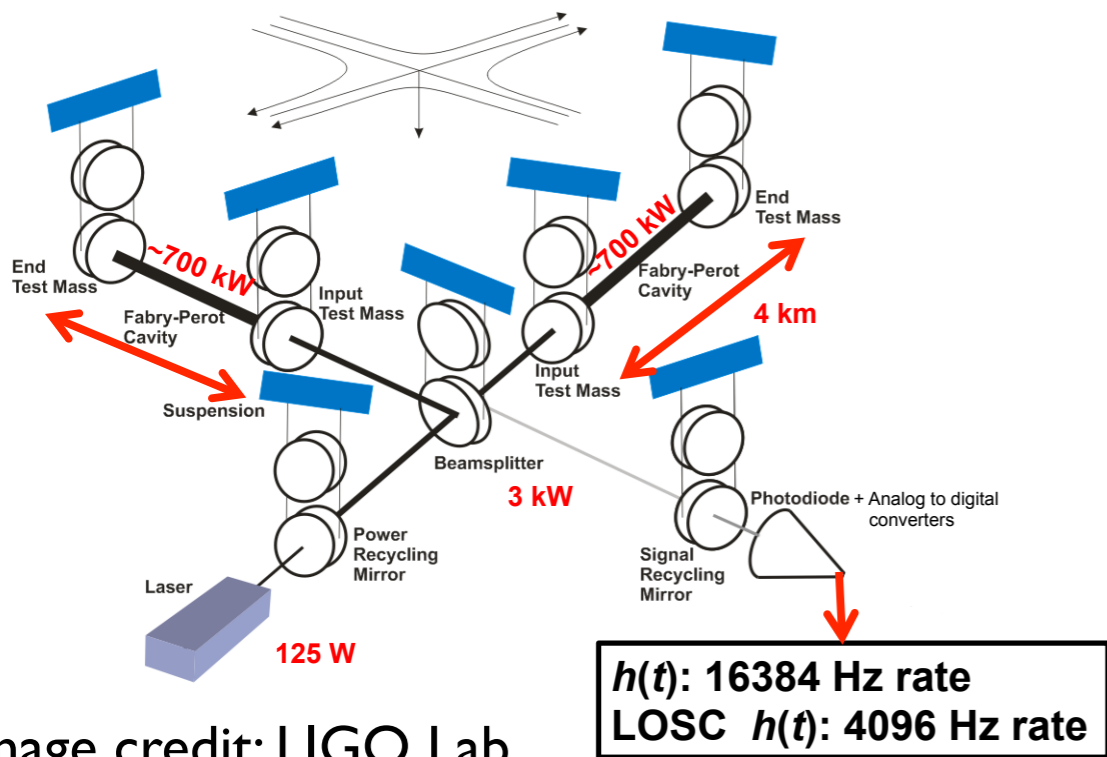
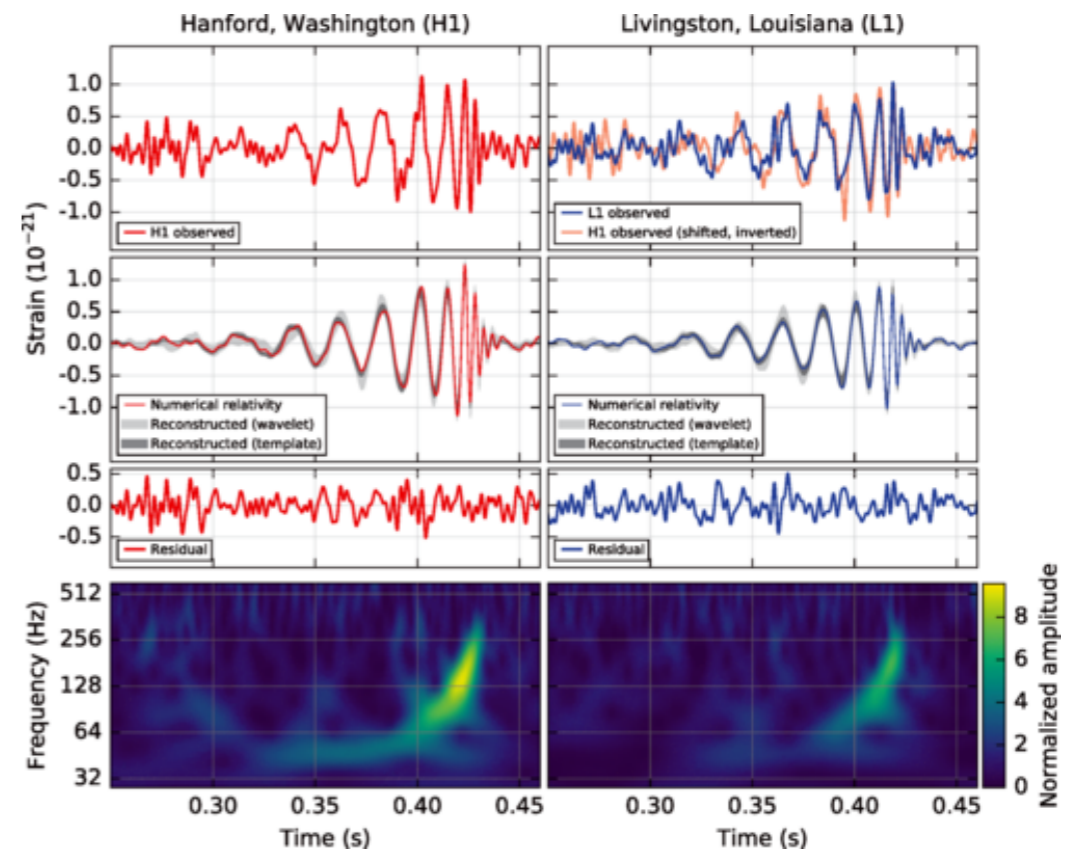


Image credit: LIGO Lab.



PhysRevLett. 116.061102



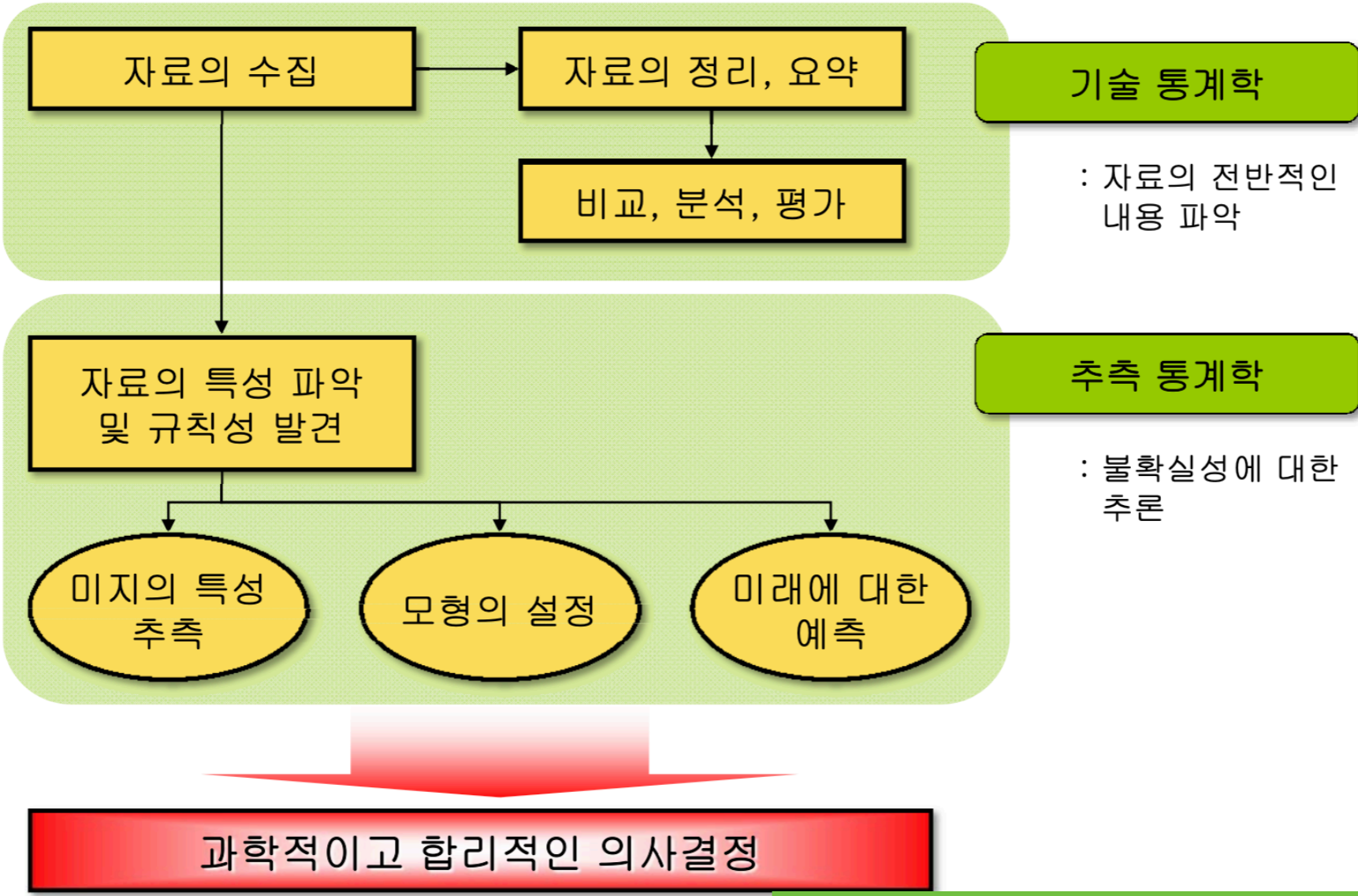
확률과 통계 (Probability & Statistics)

통계학이란 무엇인가?

- 통계학(Statistics)이란?
 - 불확실성이 개재된 상황에서
일정한 목적을 갖고 조사 또는 연구를 할 때
 - 자료를 효율적으로 수집하는 방법
 - 수집된 자료를 명료하게 정리하는 방법
 - 수집된 자료를 바탕으로 현재 상태를 파악하는 방법
 - 미래를 적절히 예측함으로써
과학적이고 합리적인 의사결정을 내릴 수 있는 방법
- 을 연구하고 개발하는 학문

확률과 통계 (Probability & Statistics)

통계학의 기본 개념



최용석 교수님(부산대) 통계학개론 중에서

확률과 통계 (Probability & Statistics)

수치에 의한 자료의 요약 - 중심위치의 척도

- 대표값 (measure of centrality)
 - 표본평균 (sample mean)
 - 대표값 중에서 실제적으로 가장 많이 사용됨
 - 통계적 추론 과정에서 활용
 - 일반적으로 산술평균(arithmetic mean)을 이용하여 계산
 - n 개의 관측값을 각각 x_1, x_2, \dots, x_n 이라 하면

$$\bar{x} = \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_n}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$$

- 산술평균은 예외적으로 크거나 작은 관측값에 영향을 많이 받음
⇒ 절사평균(trimmed mean)을 이용

확률과 통계 (Probability & Statistics)

- 중앙값 (median)

- 관측값들을 크기 순으로 정렬하였을 때 중앙에 위치하는 값
 - 관측값의 개수(n)가 홀수일 때

$$\frac{(n+1)}{2} \text{ 번째 관측값}$$

- 관측값의 개수(n)가 짝수일 때

$$\frac{n}{2} \text{ 번째 관측값과 } \frac{n}{2} + 1 \text{ 번째 관측값의 평균}$$

- 중앙값은 예외적으로 크거나 작은 관측값에 영향을 받지 않음

확률과 통계 (Probability & Statistics)

- 최빈값 (mode)

- 전체 관측값들 중에서 가장 빈도가 많은 관측값

- 자료의 범위가 비교적 작고 서로 겹치는 관측값들이 많은 경우 유용
- 주로 이산형 자료 및 범주형 자료의 대표값으로 활용
- 두 개 이상의 최빈값이 존재할 경우 대표값으로의 의미 약화됨

- 예 - [통계학과 신입생의 키]

- 전체 학생을 대상으로 한 경우
 - 159.5cm 이상 164.5cm 미만인 학생수 14명
 - 169.5cm 이상 174.5cm 미만인 학생수 12명
- 최빈값으로는 자료의 중심을 단언하기 힘들

확률과 통계 (Probability & Statistics)

수치에 의한 자료의 요약 - 퍼진 정도의 척도

- 산포도 (measure of dispersion)
 - 분산 (variance)
 - 관측값들이 표본평균을 중심으로 흩어진 정도
 - 편차(deviation)
 - n 개의 관측값을 각각 x_1, x_2, \dots, x_n 이라 하고, 이들의 평균을 \bar{x} 라 하면

$$\text{편차} = (x_i - \bar{x}) \quad i = 1, \dots, n$$

- 각각의 관측값에 대한 편차의 합은 항상 0이 됨.
- 표본분산
 - 편차의 제곱합

$$s^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2$$

- 관측값 측정단위의 제곱

확률과 통계 (Probability & Statistics)

- 표준편차 (standard deviation, S.D.)
 - 관측값들이 표본평균을 중심으로 흩어진 정도
 - 표본표준편차

- 표본분산의 양의 제곱근

$$s = \sqrt{s^2} = \left\{ \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \right\}^{1/2}$$

- 관측값의 측정단위와 일치

- 변동계수 (coefficient of variation, CV)

- 표본변동계수
 - 표본평균을 중심으로 상대적인 산포 비율(%)
 - 측정 단위가 다르거나 중심위치가 매우 다른 경우 비교 가능

$$CV = \frac{s}{\bar{x}} \times 100 (\%)$$

확률과 통계 (Probability & Statistics)

- 확률의 정의
 - 확률 (probability)
 - 각각의 근원 사상들이 발생할 가능성 같다고 가정
 - 사상 A 의 확률 $P(A)$ 는

$$P(A) = \frac{\text{사상 } A \text{ 에 속하는 근원사상의 수}}{\text{표본공간의 모든 근원사상의 수}}$$

- 확률의 성질
 - 모든 사상 $A \subset \Omega$ 에 대하여 $0 \leq P(A) \leq 1$
 - $P(A) = \sum_{\omega_i \in A} P(\omega_i)$
 - $P(\Omega) = \sum_{\omega_i \in \Omega} P(\omega_i) = 1$

확률과 통계 (Probability & Statistics)

- 조건부확률과 확률법칙
 - 조건부확률(conditional probability)
 - 사상 B 에 관한 정보가 주어졌을 때 사상 A 가 발생할 확률

$$P(A | B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \quad (\text{단, } P(B) > 0)$$

- 곱사상의 확률법칙
 - 표본공간에서 정의되는 두 개의 사상 A 와 B 에 대해 $P(A) > 0$, $P(B) > 0$ 라면,
 - $P(A \cap B) = P(B)P(A | B)$
 $= P(A)P(B | A)$

확률과 통계 (Probability & Statistics)

확률변수

■ 확률변수의 정의

■ 확률변수 (random variable)

- 각각의 근원사상들에 대하여 하나의 실수값을 대응시켜주는 함수
 - 확률변수 : X, Y, Z
 - 확률변수가 가지는 값 : $x_1, x_2, \dots, y_1, y_2, \dots, z_1, z_2, \dots$

■ 확률변수의 종류

■ 이산확률변수

- 확률변수가 취할 수 있는 가능한 값들이 셀 수 있는 값
- 확률변수가 취하는 특정 값에 대한 확률을 계산 가능
- 예 - 한 자동차 정비공장에서 하루 동안 정비되는 자동차 수
- 20문제의 퀴즈 중 학생들이 올바르게 답한 문제의 수

■ 연속확률변수

- 확률변수가 취할 수 있는 가능한 값들이 구간 내의 연속적인 값
- 확률변수가 취하는 특정 구간에
- 예 - 과일 음료 안에 포함된 과일 함량
- 다이어트 프로그램에 따른 몸무게의 감소량

최용석 교수님(부산대) 통계학개론 중에서

확률과 통계 (Probability & Statistics)

이산확률변수와 확률분포

- 확률분포의 정의
 - 확률분포 (probability distribution)
 - 확률변수가 갖는 값들과 그에 대응하는 확률값을 나타내는 것
 - 확률질량함수 (probability mass function, p.m.f.)
 - 이산확률변수 X 가 취할 수 있는 값 x_1, x_2, x_3, \dots 에 대하여 확률 $P(X = x_1), P(X = x_2), P(X = x_3), \dots$ 를 대응시켜주는 함수

$$f(x_i) = P(X = x_i)$$

- 확률질량함수의 성질
 - 모든 x_i 값에 대해 $0 \leq f(x_i) \leq 1$
 - $\sum_{x_i} f(x_i) = 1$

최용석 교수님(부산대) 통계학개론 중에서

확률과 통계 (Probability & Statistics)

- 확률변수의 분산과 표준편차
 - 확률변수 X 의 분산

$$\begin{aligned} \text{Var}[X] &= E[X - E[X]]^2 \\ &= E[X^2 - 2XE[X] + (E[X])^2] \\ &= E[X^2] - 2E[X]E[X] + (E[X])^2 \\ &= E[X^2] - (E[X])^2 \\ &= E[X^2] - \mu^2 \\ &= \sigma^2 \end{aligned}$$

- 확률변수 X 의 표준편차

$$\sigma = \sqrt{\text{Var}[X]} = \sqrt{\sigma^2}$$

확률과 통계 (Probability & Statistics)

베르누이 시행과 이항분포

- 베르누이 시행 (Bernoulli trial)
 - 베르누이 시행의 조건
 - 각 시행은 성공(S : success), 실패(F : failure) 두 결과만 가짐
 - 각 시행에서
성공할 확률은 $P(S) = p$
실패할 확률은 $P(F) = 1 - p$ 로 일정
 - 각 시행은 서로 독립으로
각 시행의 결과가 다른 시행의 결과에 영향을 미치지 않음
 - 예 - [베르누이 시행 여부 판정]
 - 공정한 주사위를 던지고, 나온 눈을 기록
 - 공정한 주사위를 던지고, 나온 눈이 5인가를 기록
 - 두 개의 공정한 주사위를 던지고, 나온 눈의 합이 7인가를 기록
 - 낱을 박은 부정 주사위를 던지고, 나온 눈이 5인가를 기록

확률과 통계 (Probability & Statistics)

- 이항분포 (binomial distribution)

- 이항분포의 정의

- 각 시행에서 성공할 확률이 p 인 베르누이 시행을 n 번 반복할 때에 일어나는 성공의 횟수에 관한 확률분포

- n : 베르누이 시행의 반복 횟수
 - p : 각 시행에서 성공할 확률
 - X : n 번 시행 중 성공의 횟수

- $P(X = x) = \binom{n}{x} p^x (1-p)^{n-x}$

- 확률변수 X 는 이항분포를 따름

$$X \sim \text{Bin}(n, p)$$

확률과 통계 (Probability & Statistics)

연속확률 변수와 확률분포

- 연속확률 변수
 - 연속확률 변수
 - 확률변수가 취할 수 있는 가능한 값들이 구간 내의 연속적인 값
 - 확률변수가 취하는 특정 구간에 대한 확률만 계산 가능
 - 확률밀도함수 (probability density function, p.d.f.)
 - 연속확률변수 X 가 취할 수 있는 구간에 대해 확률을 대응시켜주는 함수
 - 확률밀도함수의 성질
 - 모든 x 값에 대해 $f(x) \geq 0$
 - $P(a \leq X \leq b) = \int_a^b f(x) dx$
 - $P(-\infty \leq X \leq \infty) = \int_{-\infty}^{\infty} f(x) dx = 1$

확률과 통계 (Probability & Statistics)

연속형 확률분포

■ 정규분포 (Normal Distribution)

■ 정규분포의 정의

- 확률변수 X 가 다음과 같은 확률밀도함수 $f(x)$ 를 가질 때, 확률변수 X 는 평균 μ , 분산 σ^2 인 정규분포를 따른다고 함

- $$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}, \quad -\infty < x < \infty$$

- $$X \sim N(\mu, \sigma^2)$$

■ 정규분포가 중요시 되는 이유

- 자연현상이나 사회현상에서 측정값들의 분포는 정규분포와 유사
- 정규분포를 따르지 않는 분포도 약간의 변환을 통해 정규분포와 유사한 형태를 만들 수 있음
- 표본의 크기가 큰 경우 표본평균은 근사적으로 정규분포를 따름

확률과 통계 (Probability & Statistics)

표본평균의 분포와 중심극한정리

- 표본평균의 분포
 - 표본평균의 평균과 분산
 - X_1, X_2, \dots, X_n 을 평균 μ , 분산 σ^2 인 모집단으로부터의 크기 n 인 확률표본이라 할 때
 - 표본평균의 평균은 모평균과 같다

$$E(\bar{X}) = \mu$$

- 표본평균의 분산은 (모분산/ n)과 같다

$$\text{Var}(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}$$

- 모집단이 정규분포를 따르면 표본평균도 정규분포를 따른다
 - 모평균이 μ 이고 모분산이 σ^2 인 정규모집단에서 n 개의 표본을 임의로 추출할 때, 그 표본의 평균 \bar{X} 의 분포는 $N(\mu, \sigma^2/n)$ 임

최용석 교수님(부산대) 통계학개론 중에서

확률과 통계 (Probability & Statistics)

- 중심극한정리 (Central Limit Theorem)
 - X_1, X_2, \dots, X_n 을
평균 μ , 분산 σ^2 인 임의의 모집단에서 추출한
크기 n 의 확률표본이라 할 때,
표본의 크기 n 이 커짐에 따라 표본평균 \bar{X} 의 확률분포는
근사적으로 정규분포 $N(\mu, \sigma^2/n)$ 를 따르게 된다

as $n \rightarrow \infty$

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right)$$

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu_{\bar{X}}}{\sqrt{\sigma_{\bar{X}}^2}} = \frac{\bar{X} - \mu}{\sigma/\sqrt{n}} \sim N(0,1)$$

확률과 통계 (Probability & Statistics)

통계적 추론

- 통계적 추론 (statistical inference)
 - 통계적 추론의 정의
 - 표본이 갖고 있는 정보를 분석하여 모수에 관한 결론을 유도하고, 모수에 대한 가설의 옳고 그름을 판단하는 것
 - 통계적 추론의 분류
 - 추정 (estimation)
 - 미지수인 모수에 대한 추측값을 그 수치화된 정확도와 함께 제시
 - 점추정 (point estimation) : 미지인 모수의 참값으로 생각되는 단 하나의 값을 지정
 - 구간추정 (interval estimation) : 미지인 모수의 참값이 포함되리라 예상되는 구간을 제시
 - 가설검정 (hypothesis testing)
 - 표본 자료의 정보를 통해 미지인 모수의 참값에 대한 특정 가설이 적합한 지 적합하지 않은 지를 판별

최용석 교수님(부산대) 통계학개론 중에서

확률과 통계 (Probability & Statistics)

가설검정 (hypothesis testing)

- 가설검정
 - 가설검정의 의미
 - 표본 자료의 정보를 통해 미지인 모수의 참값에 대한 특정 가설이 적합한 지 적합하지 않은 지를 판별하는 것
 - 통계적 가설 (statistical hypothesis)
 - 모집단의 특성인 모수에 관한 주장이나 서술
 - 통계적 가설의 종류
 - 대립가설 (alternative hypothesis, H_1)
 - 입증하여 주장하고자 하는 가설
 - 귀무가설 (null hypothesis, H_0)
 - 대립가설의 반대 가설
 - 대립가설을 입증할 수 없을 때 무효화시키면서 받아들이는 가설

Hypothesis Test

H_0 : null hypothesis



signal: No GW

H_A : Alternative hypothesis



signal: True GW

One-Tailed Test

$H_0: \theta \leq 0$

$H_A: \theta > 0$

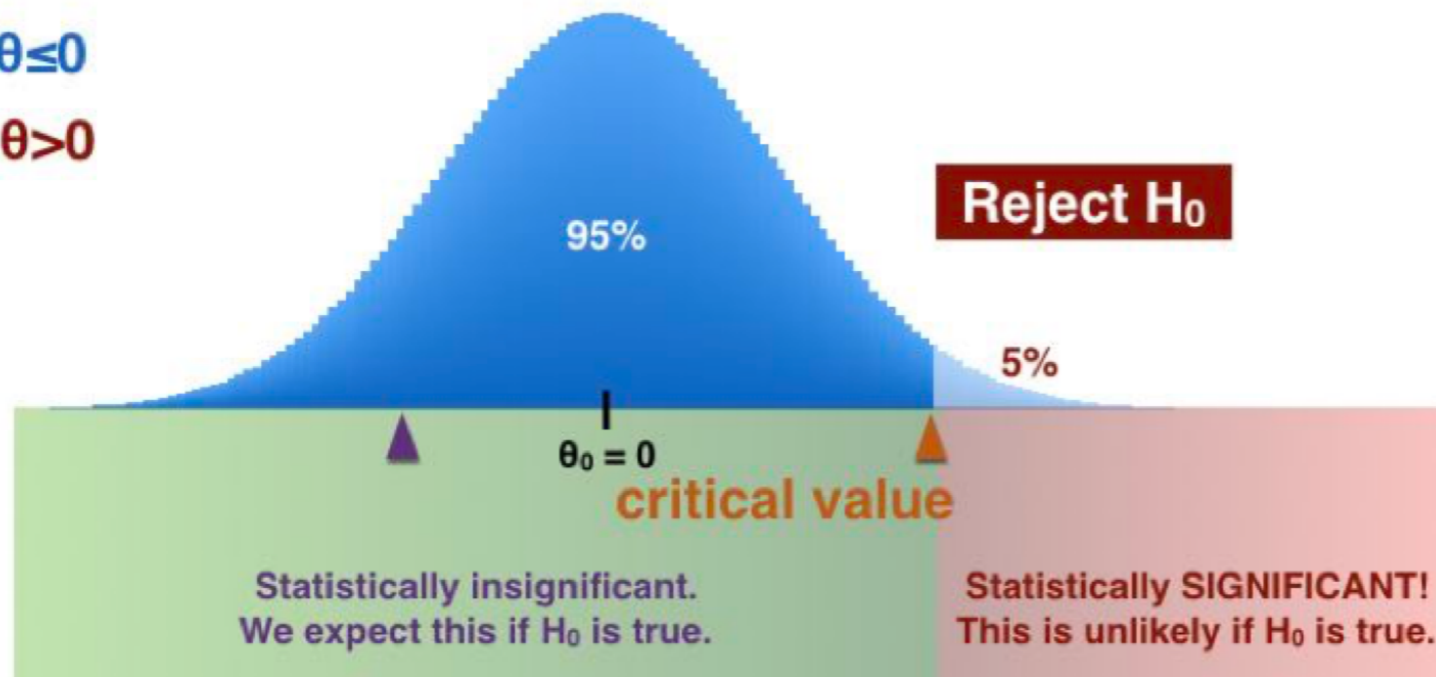


Image courtesy: <https://prepnuggets.com/glossary/one-tailed-hypothesis-test/>

x

Hypothesis Test

H_0 : null hypothesis

H_A : Alternative hypothesis



signal: No GW

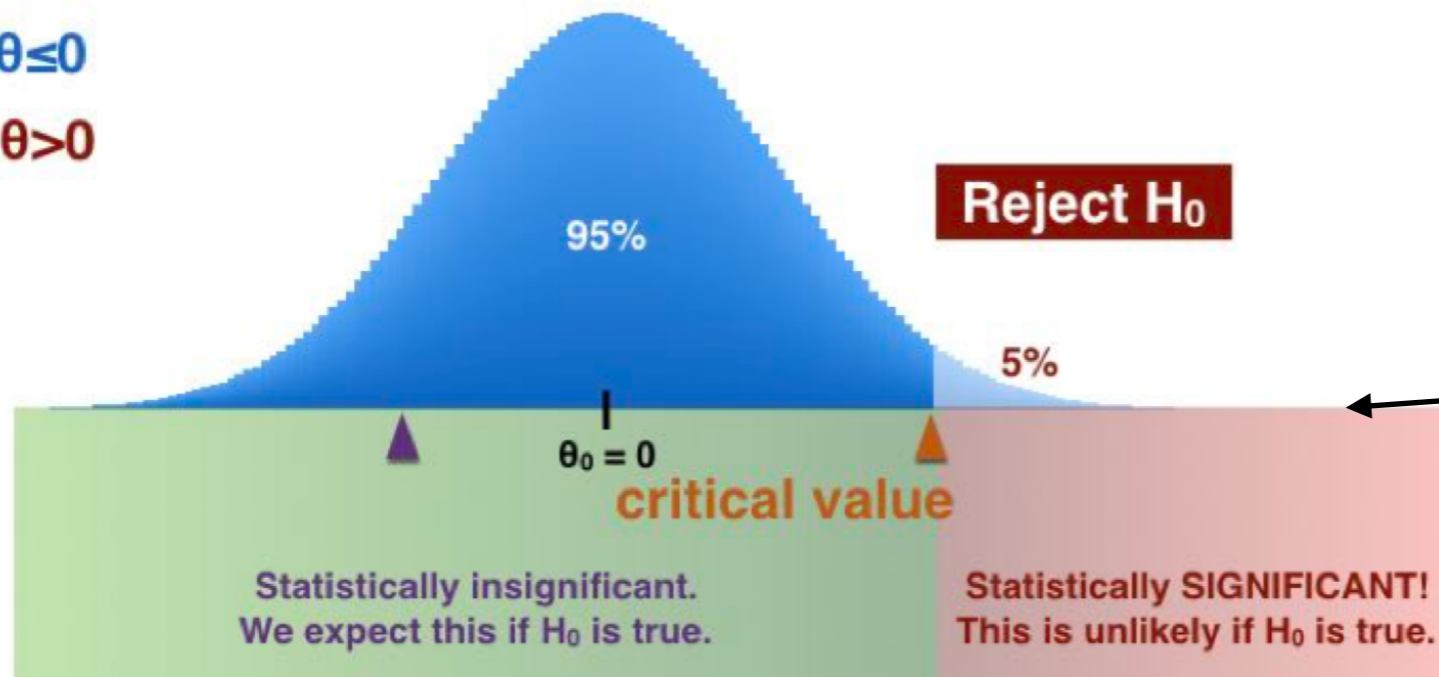


signal: True GW

One-Tailed Test

$H_0: \theta \leq 0$

$H_A: \theta > 0$



$h(t)$?
 $h_{\text{tilde}}(f)$?
SNR!

Image courtesy: <https://prepnuggets.com/glossary/one-tailed-hypothesis-test/>

x

Hypothesis Test

H_0 : null hypothesis

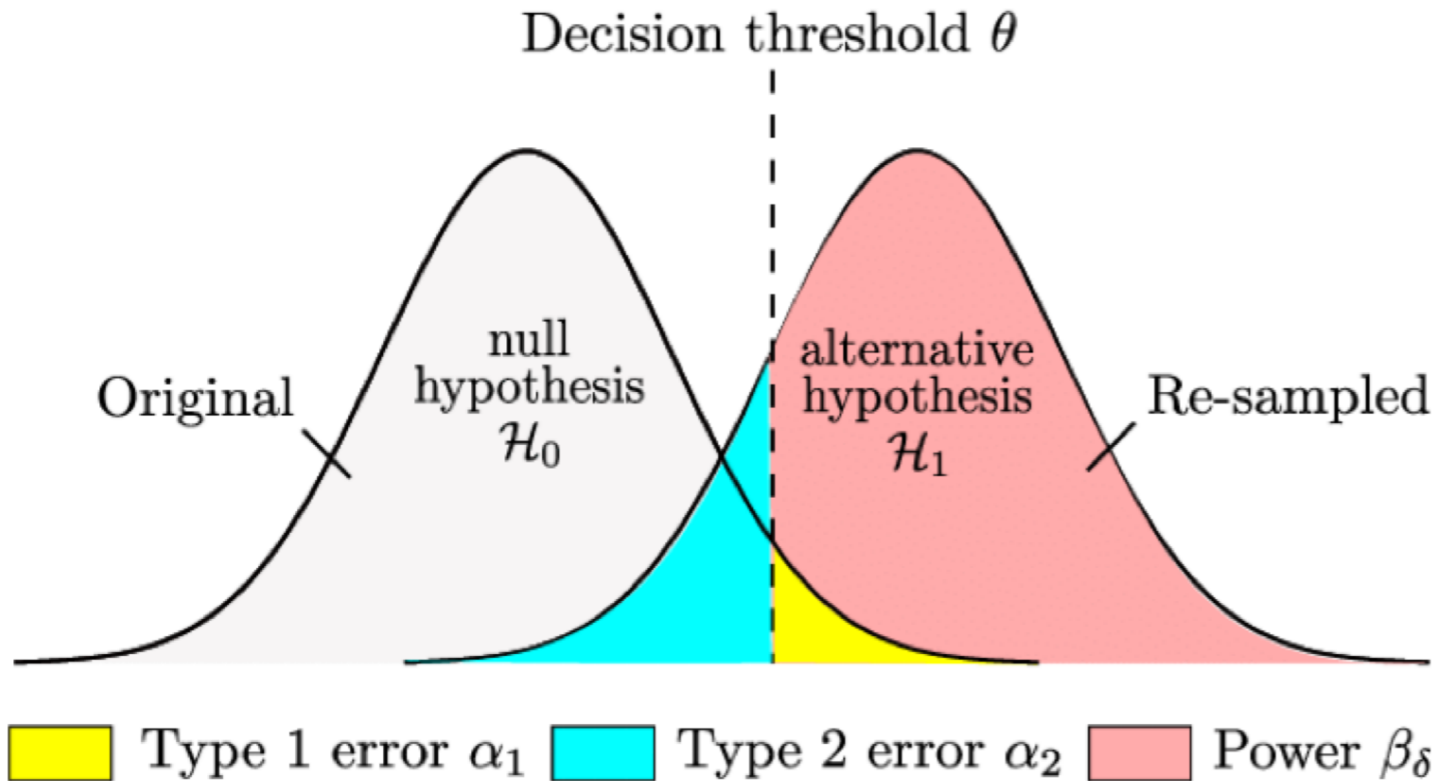
H_1 : Alternative hypothesis



signal: No GW



signal: True GW



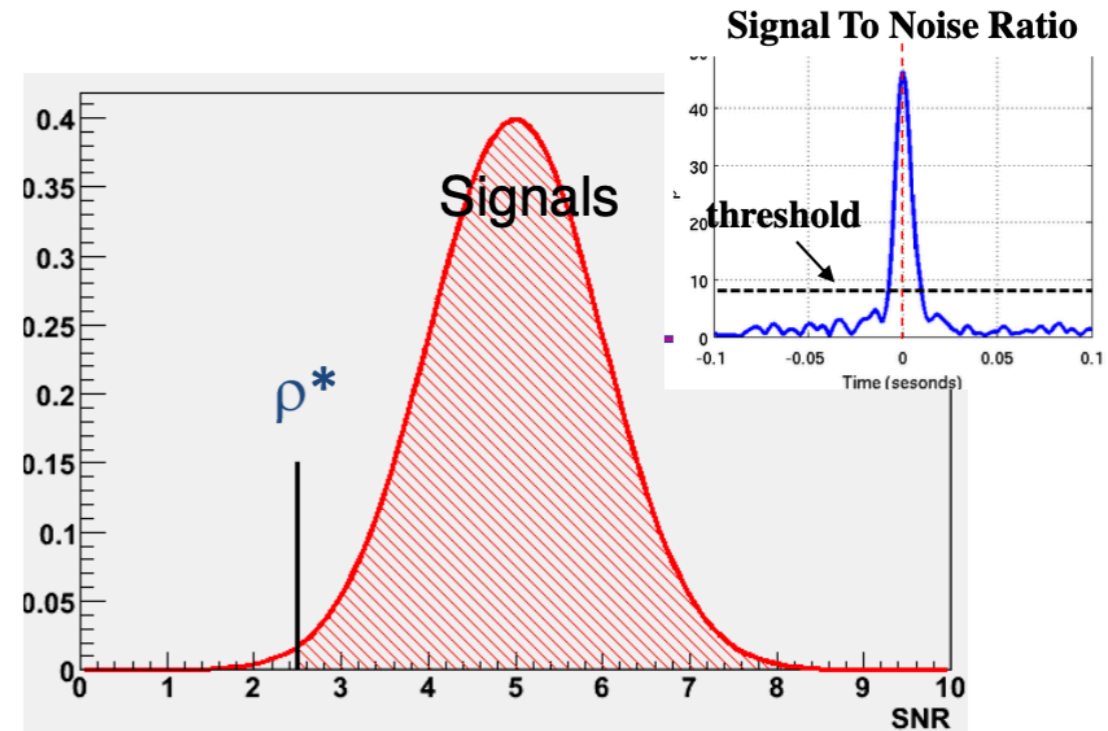
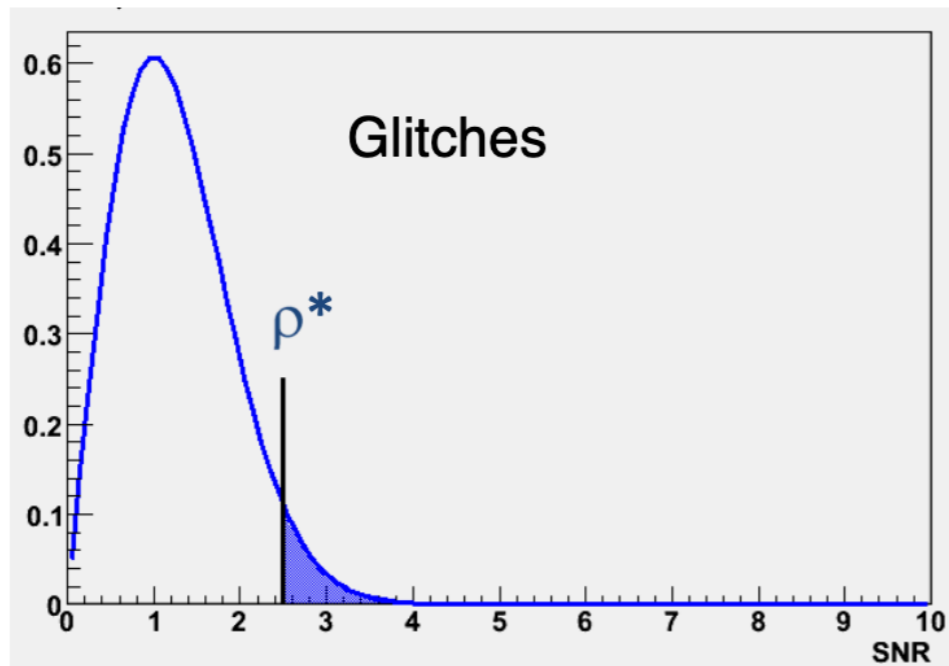
| | | Reality | |
|-----------------------|-------|---------------------------------------|---------------------------------------|
| | | True | False |
| Measured or Perceived | True | Correct 😊 | Type 1 error False Positive |
| | False | Type 2 error False Negative | Correct 😊 |

Image courtesy: Le Nhan

x

Gravitational Waves

Under Gaussian noise, the matched filter provides optimal statistic, SNR



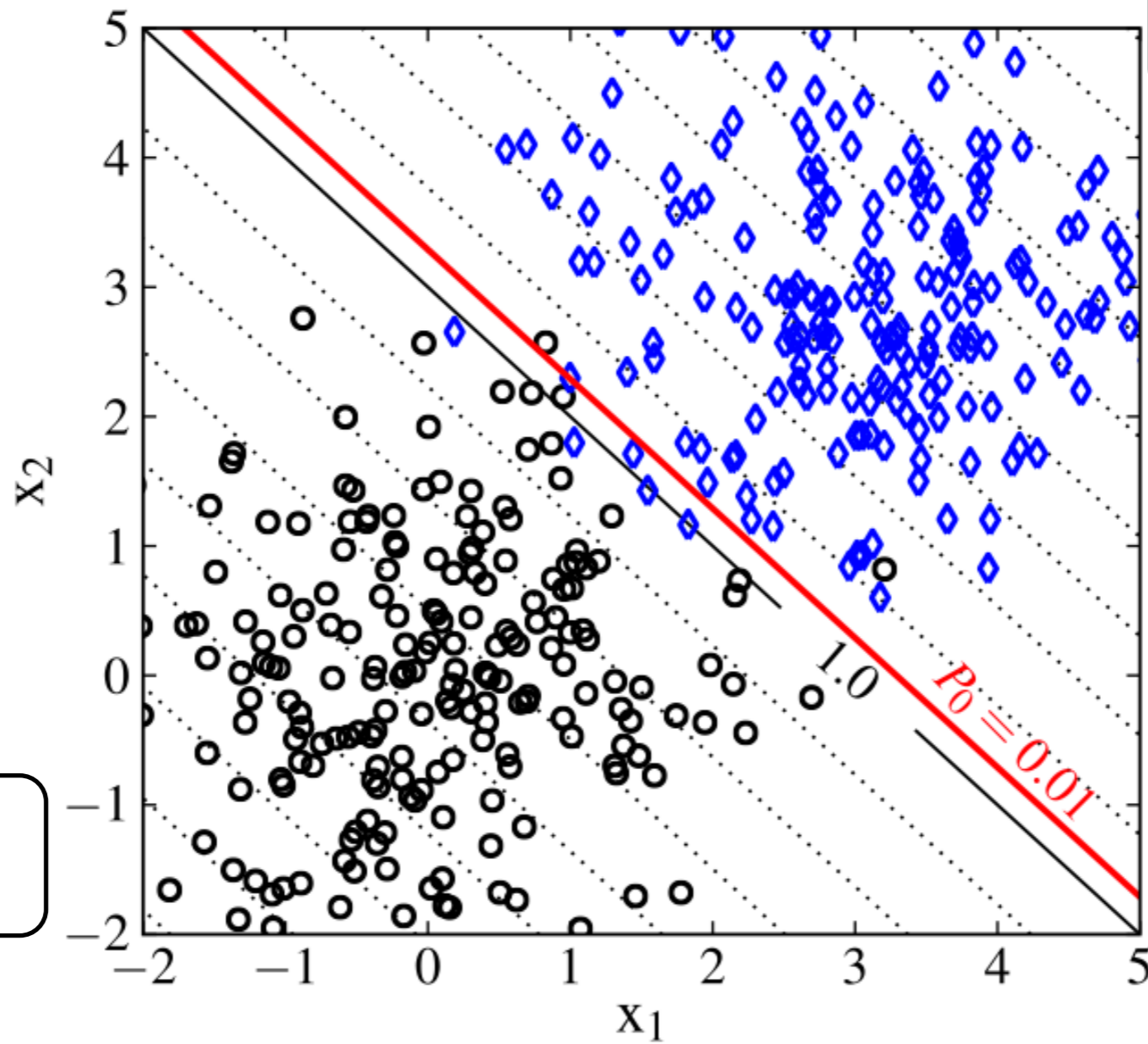
| | | |
|--------|----------------|----------------|
| signal | True Positive | False Negative |
| noise | False Positive | True Negative |

False Alarm Probability

$$P(\rho \geq \rho^* | n) = \int_{\rho^*}^{\infty} P(\rho | n) d\rho$$

오상훈박사님 2017년 여름학교 강의중에서

Classification problem

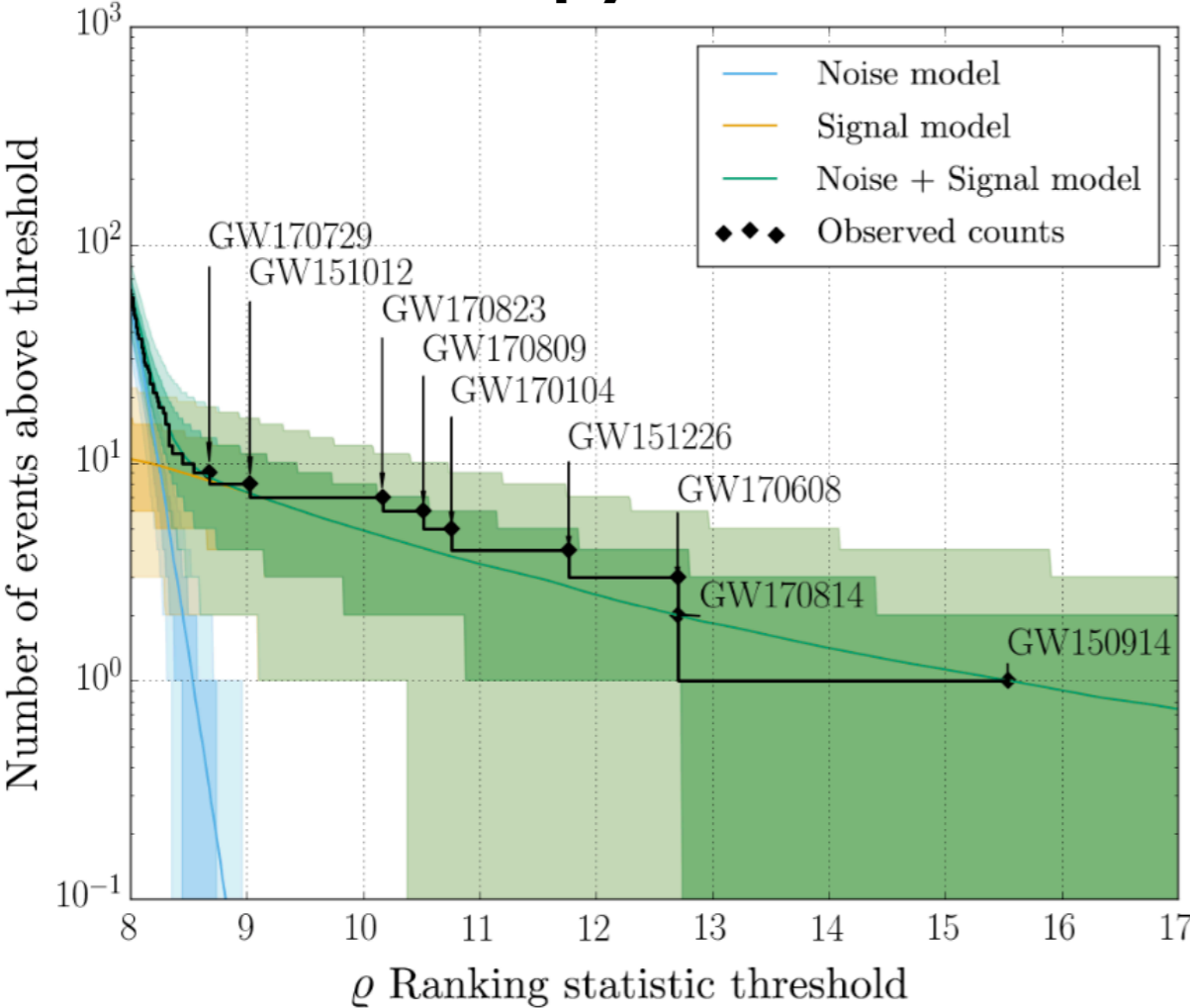


Class 1

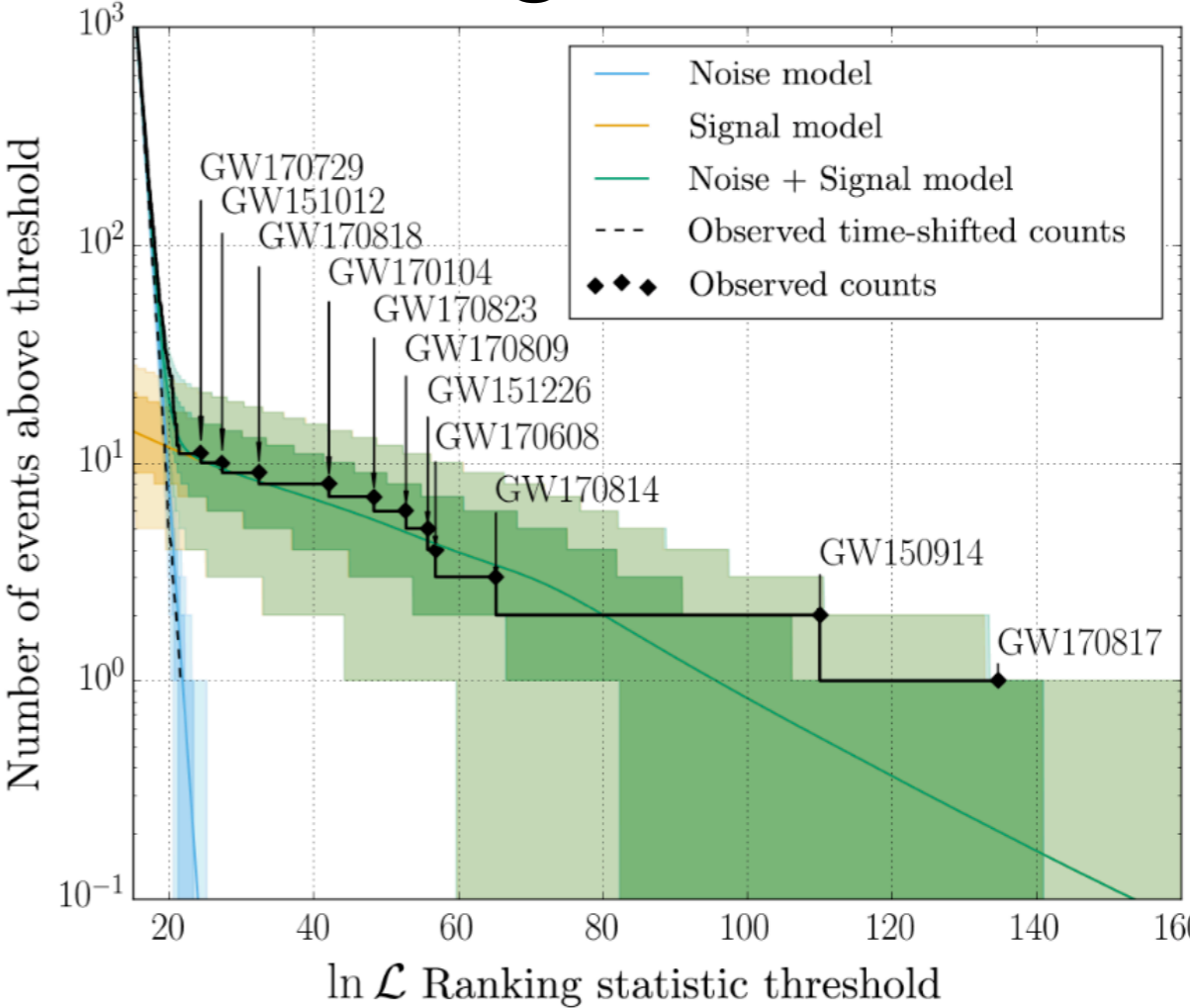
Class 2

Signal Significance

pycbc

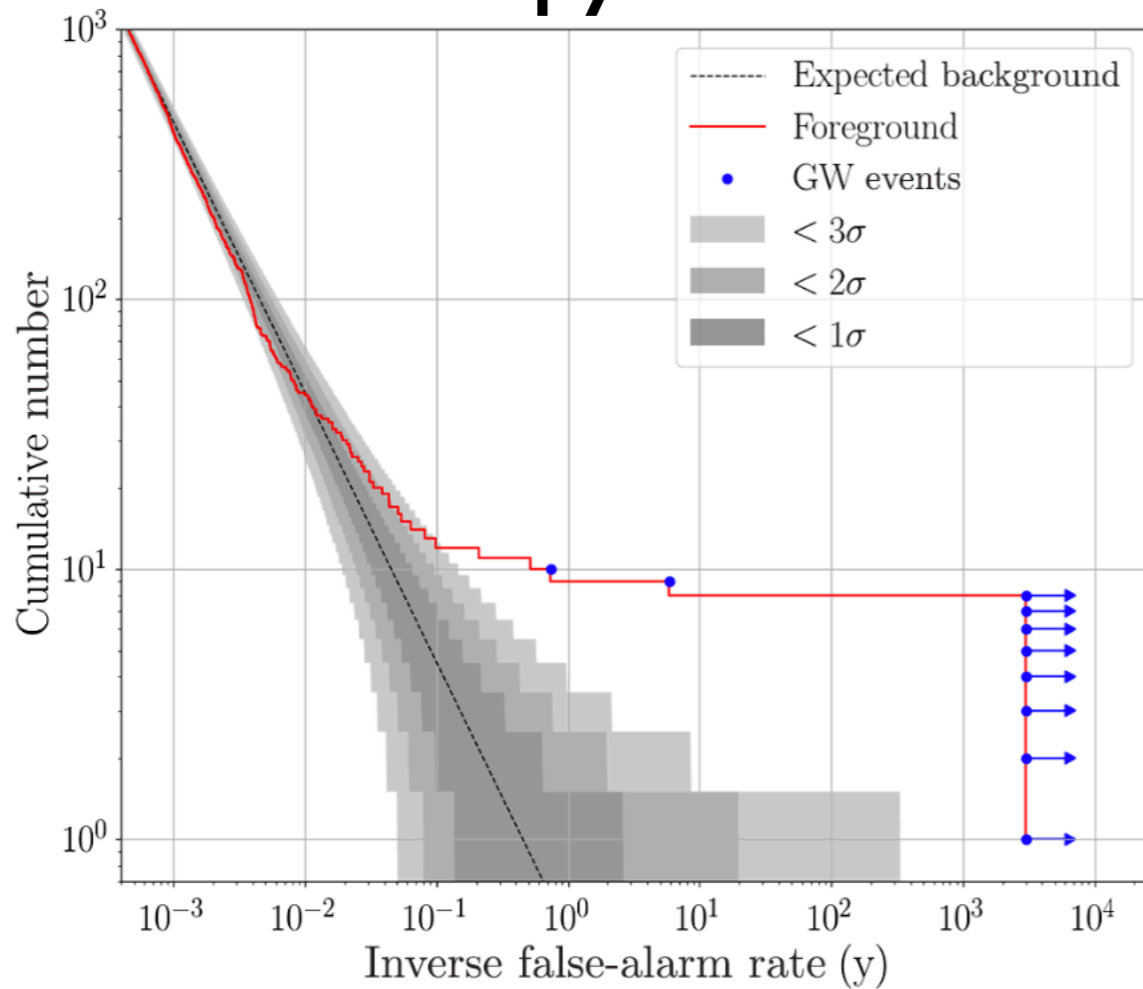


gstlal



Signal Significance

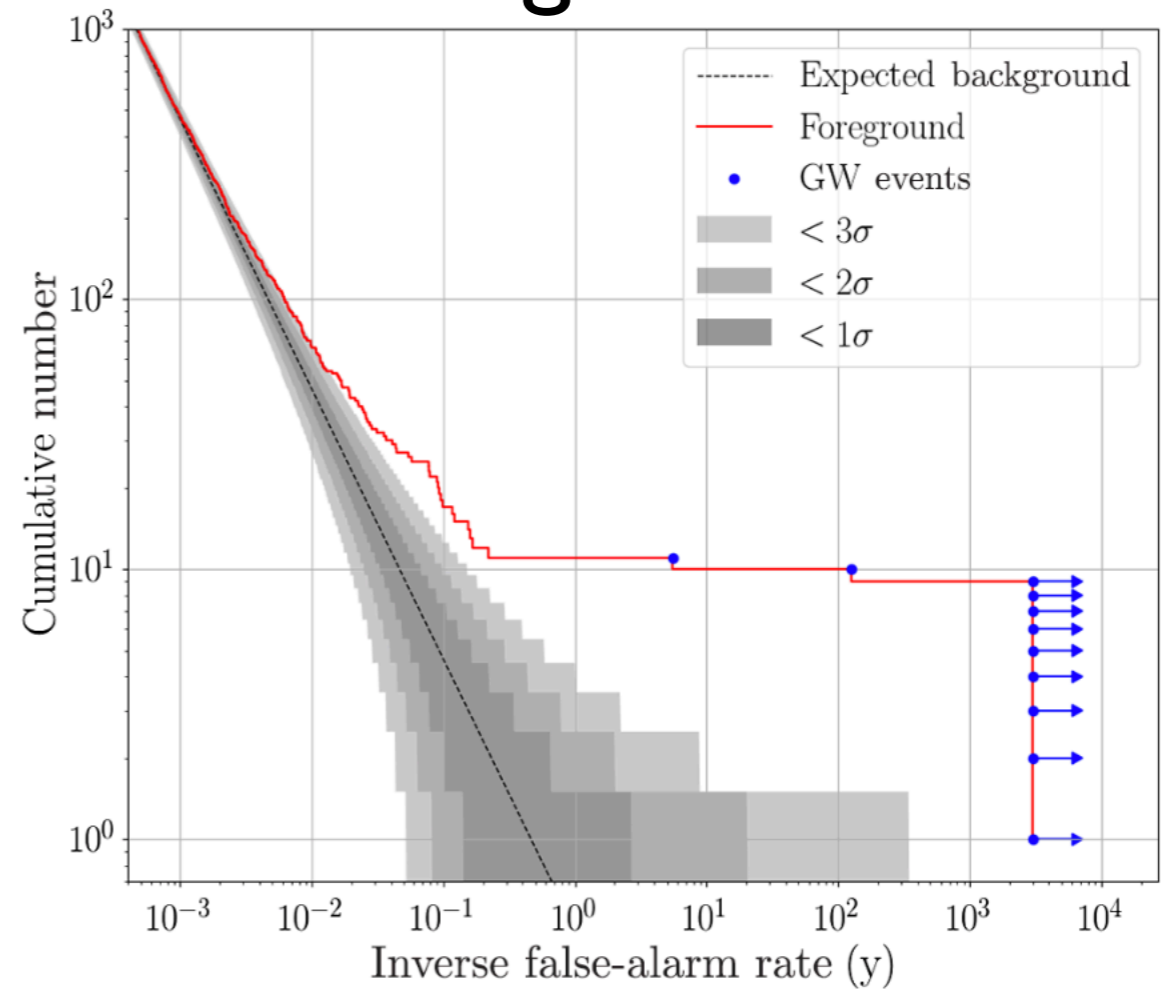
pycbc



$$p = 1 - e^{-T/\text{IFAR}}$$

GWTC-I, PHYS. REV. X 9, 031040 (2019)

gstlal



$$\text{FAR} = \frac{NP(\log \mathcal{L}^* \geq \log \mathcal{L} | \text{noise})}{T},$$

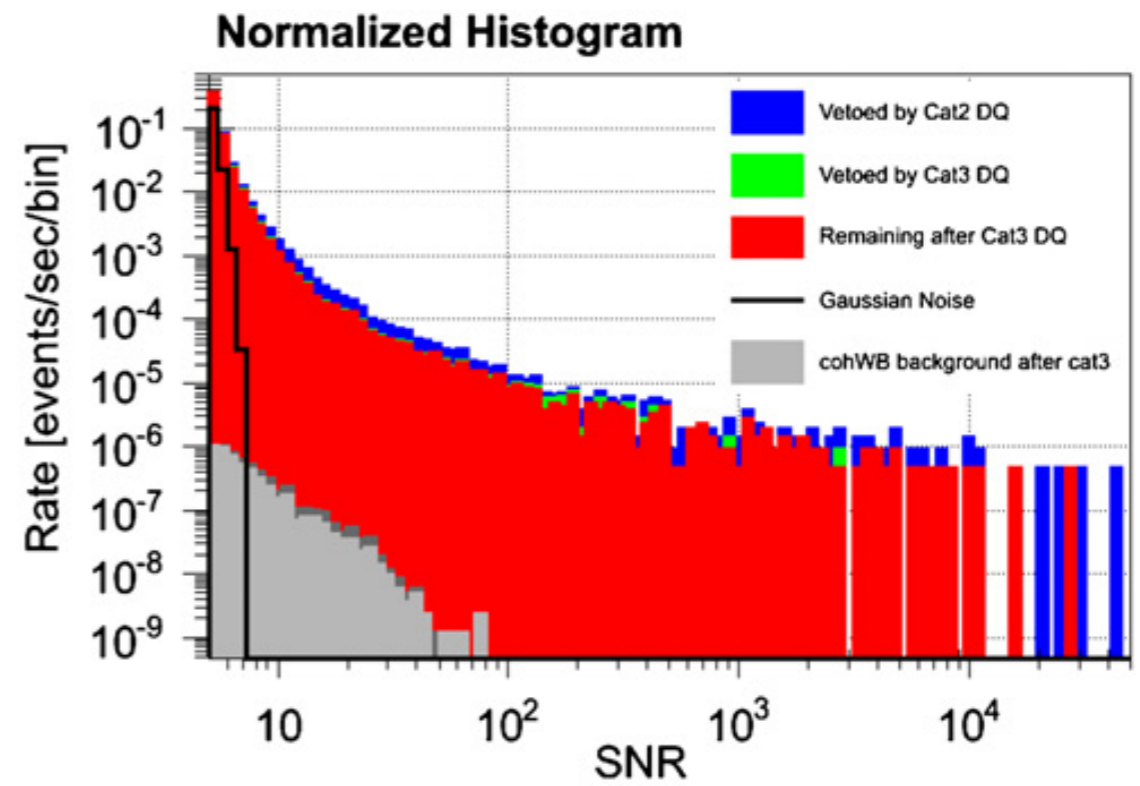
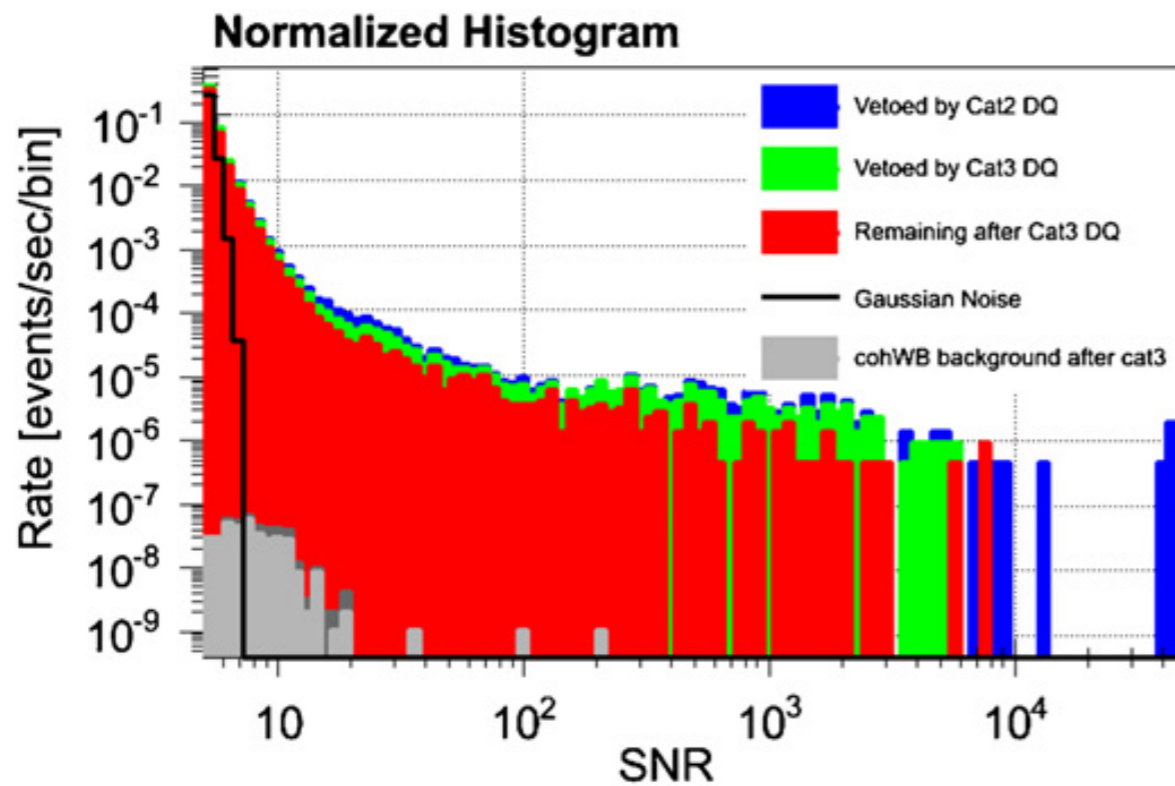
$$p = 1 - e^{-NP(\log \mathcal{L}^* \geq \log \mathcal{L} | \text{noise})}.$$

Glitches distribution

Noise distribution is non gaussian
and even non stationary

Hanford detector

Livingston detector



N.Christensen, CQG 27, I94010 (2010)

기타 확률 분포

1. 카이제곱 분포

- χ^2 분포는 k 개의 서로 독립적인 표준정규 확률변수를 각각 제공한 다음 합해서 얻어지는 분포

카이제곱 분포는 **감마 분포**의 특수한 형태로 **감마 분포**에서 $k = \nu/2, \theta = 2$ 인 분포를 나타낸다.

$$f(x; k) = \frac{1}{2^{k/2} \Gamma(k/2)} x^{k/2-1} e^{-x/2} \mathbf{1}_{\{x \geq 0\}}$$

- 카이제곱 검정: 카이제곱 분포에 기초한 통계적 방법으로, 관찰된 빈도가 기대되는 빈도와 의미있게 다른지의 여부를 검정하기 위해 사용되는 검정방법

기타 확률 분포

I. 카이제곱 분포

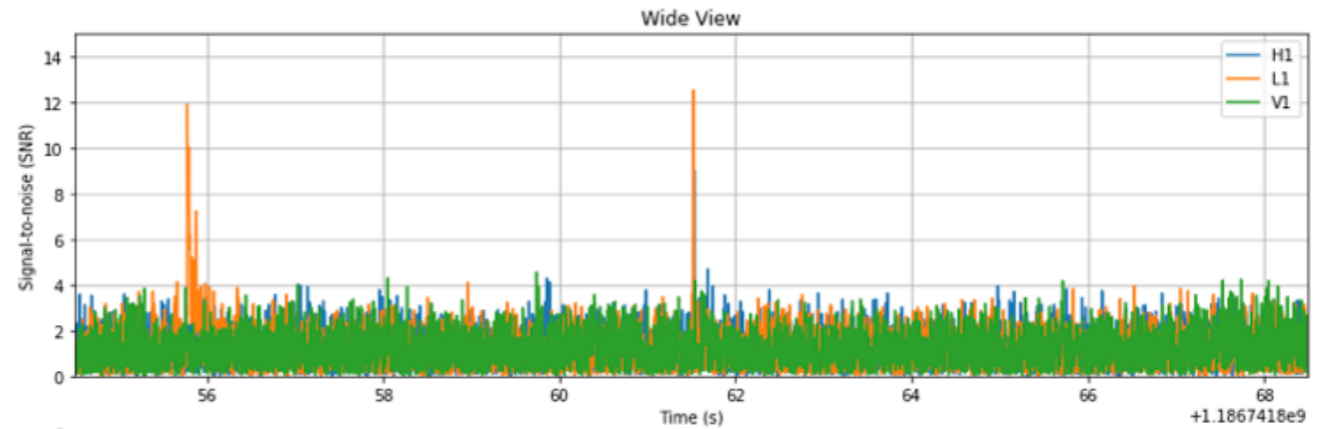
- χ^2 분포는 k 가
다음 합해서 얻(

카이제곱 분포는 **감마 분포**의 특수
를 나타낸다.

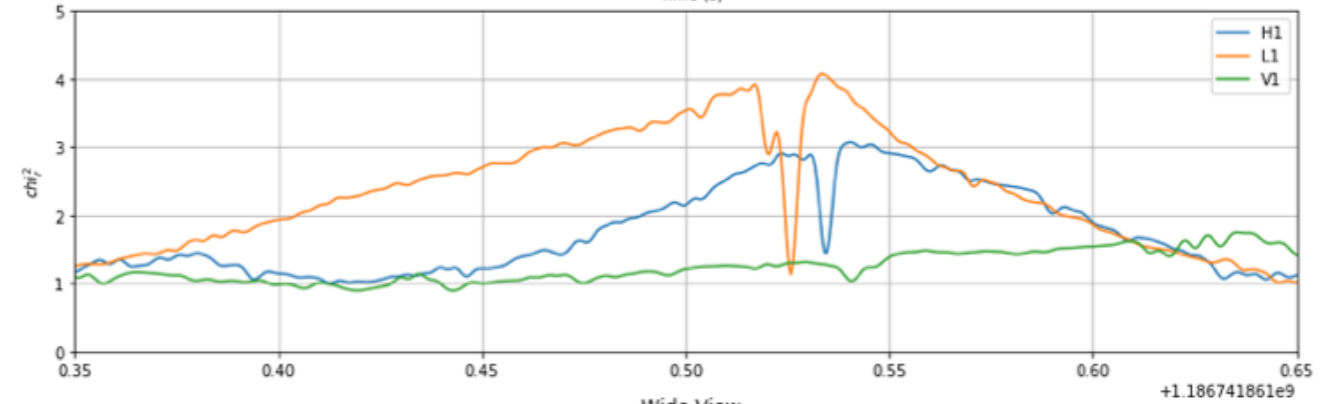
$$f(x; k) = \frac{1}{2^{k/2} \Gamma(k/2)}$$

- 카이제곱 검정:
가 기대되는 빈!
는 검정방법

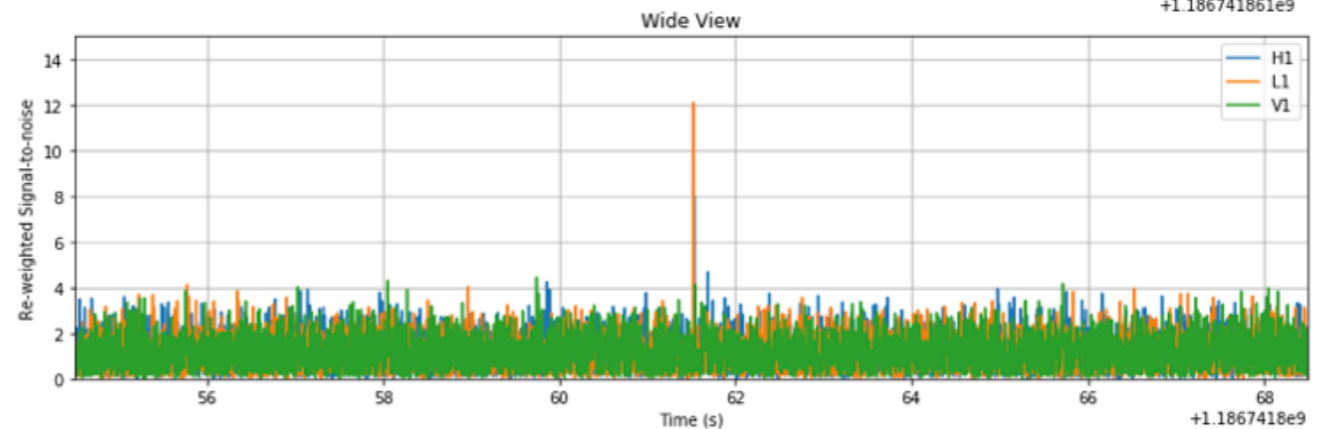
SNR



Chi²_r



New SNR



chisq and new SNR in ODW-2024 tutorial

기타 확률 분포

2. Student's t 분포

from Wikipedia

- 정규분포의 평균을 측정할때 사용

스튜던트 t 분포는 다음 확률변수의 분포로 정의

$$\frac{Z}{\sqrt{V/\nu}}$$

확률 밀도

$$\frac{\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}{\sqrt{\nu\pi}\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)}\left(1+\frac{x^2}{\nu}\right)^{-\left(\frac{\nu+1}{2}\right)}$$

누적 분포

$$\frac{1}{2} + x\Gamma\left(\frac{\nu+1}{2}\right)$$

$$\frac{{}_2F_1\left(\frac{1}{2}, \frac{\nu+1}{2}; \frac{3}{2}; -\frac{x^2}{\nu}\right)}{\sqrt{\pi\nu}\Gamma\left(\frac{\nu}{2}\right)}, \text{ 여기서 } {}_2F_1 \text{ 은 초}$$

기하함수

3. F 분포

- 두 확률변수 V_1, V_2 가 각각 자유도 k_1, k_2 이고 서로 독립인 카이제곱 분포를 따른다고 할때 다음과 같은 확률변수 F 는 자유도 (k_1, k_2) 인 F-분포를 따른다.

$$F = \frac{V_1/k_1}{V_2/k_2} \sim F(k_1, k_2)$$

확률 밀도

$$\frac{\sqrt{\frac{(d_1 x)^{d_1} d_2^{d_2}}{(d_1 x + d_2)^{d_1 + d_2}}}}{x B\left(\frac{d_1}{2}, \frac{d_2}{2}\right)}$$

누적 분포

$$I_{\frac{d_1 x}{d_1 x + d_2}}\left(\frac{d_1}{2}, \frac{d_2}{2}\right)$$

기타 확률 분포

4. 포아송 분포

from Wikipedia

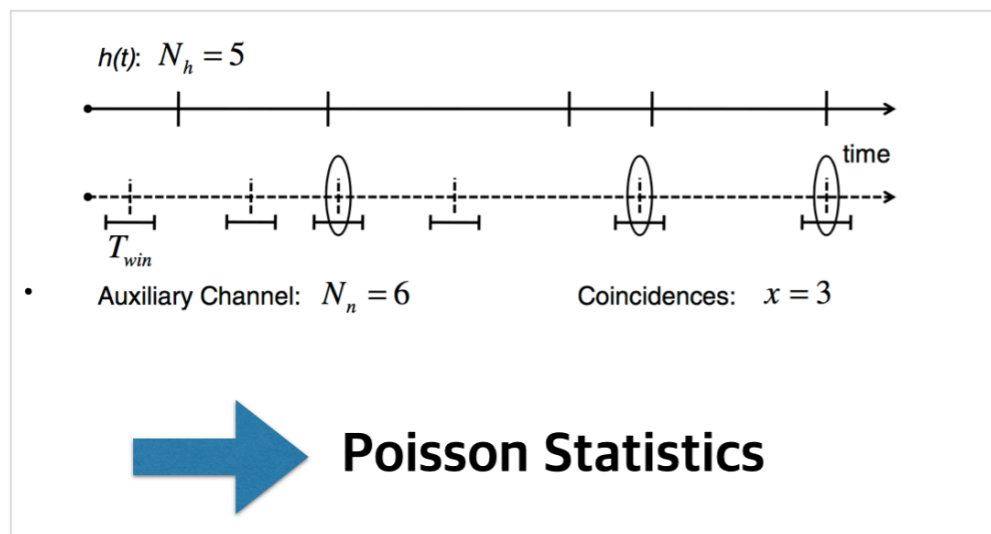
정의 [\[편집 \]](#)

정해진 시간 안에 어떤 사건이 일어날 횟수에 대한 **기댓값**을 λ 라고 했을 때, 그 사건이 k 회 일어날 확률은 다음과 같다.

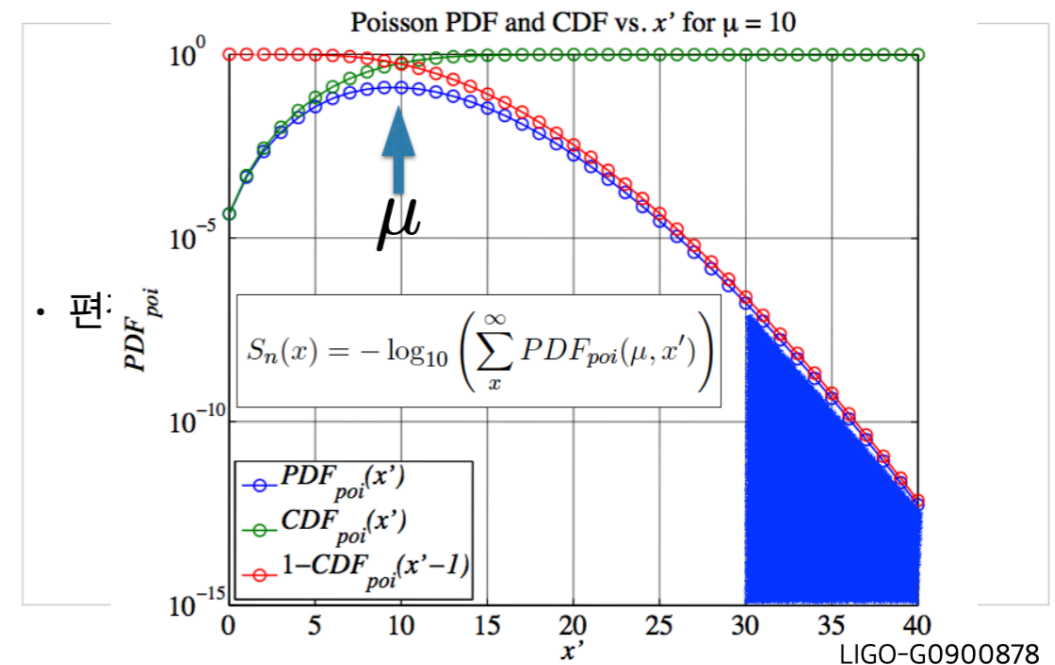
$$f(k; \lambda) = \frac{\lambda^k e^{-\lambda}}{k!},$$

여기서 e 는 **자연상수**이다.

Counting Experiment



Statistical Significance



상관성 분석 (Correlation Analysis)

from Wikipedia

Pearson's
correlation
coefficient

$$\rho_{X,Y} = \frac{\text{cov}(X, Y)}{\sigma_X \sigma_Y}$$

where

- cov is the [covariance](#)
- σ_X is the [standard deviation](#) of X
- σ_Y is the standard deviation of Y .

The formula for $\text{cov}(X, Y)$ can be expressed in terms of [mean](#) and [expectation](#). Since^[10]

$$\text{cov}(X, Y) = \mathbb{E}[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)],$$

the formula for ρ can also be written as

$$\rho_{X,Y} = \frac{\mathbb{E}[(X - \mu_X)(Y - \mu_Y)]}{\sigma_X \sigma_Y}$$

where

- σ_Y and σ_X are defined as above
- μ_X is the mean of X
- μ_Y is the mean of Y
- \mathbb{E} is the expectation.

Basic Illustration of Matched Filtering

cross-correlation

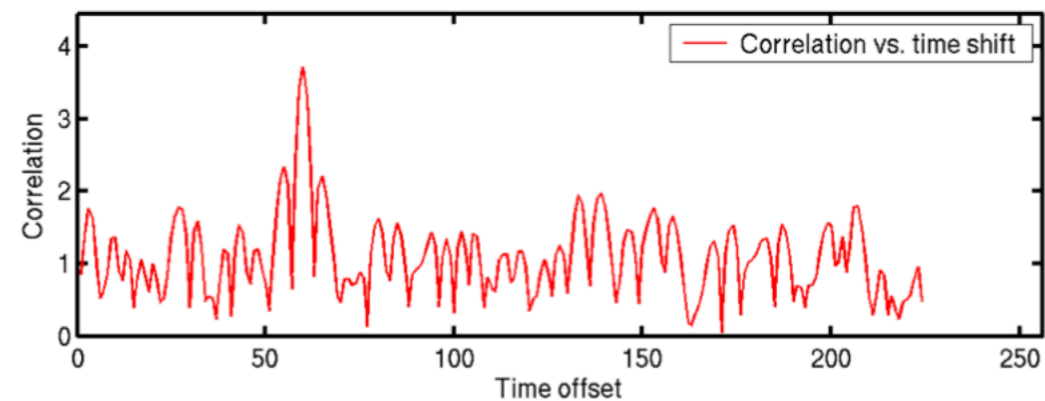
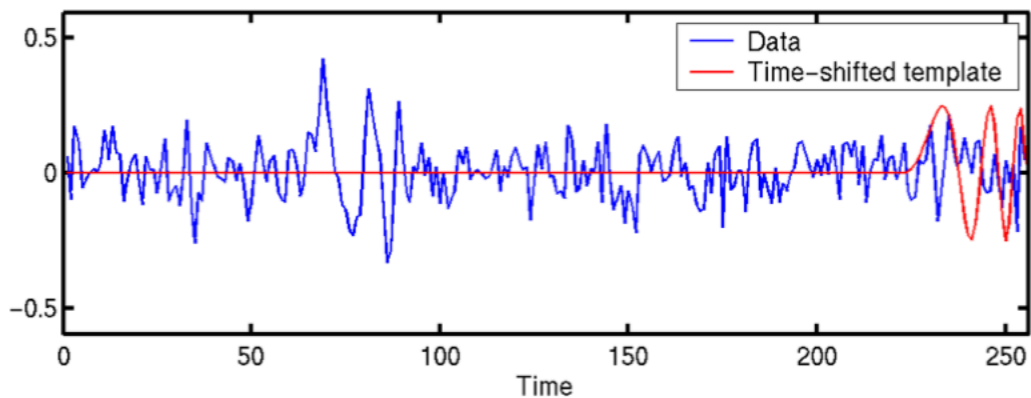
$$C(t) = \int_{-\infty}^{\infty} dt' s(t') h(t - t')$$

| | |
|------|-------------|
| t | time offset |
| s(t) | data |
| h(t) | template |

From convolution theorem

$$C(t) = 4 \int_0^{\infty} \tilde{s}(f) \tilde{h}^*(f) e^{2\pi i f t} df$$

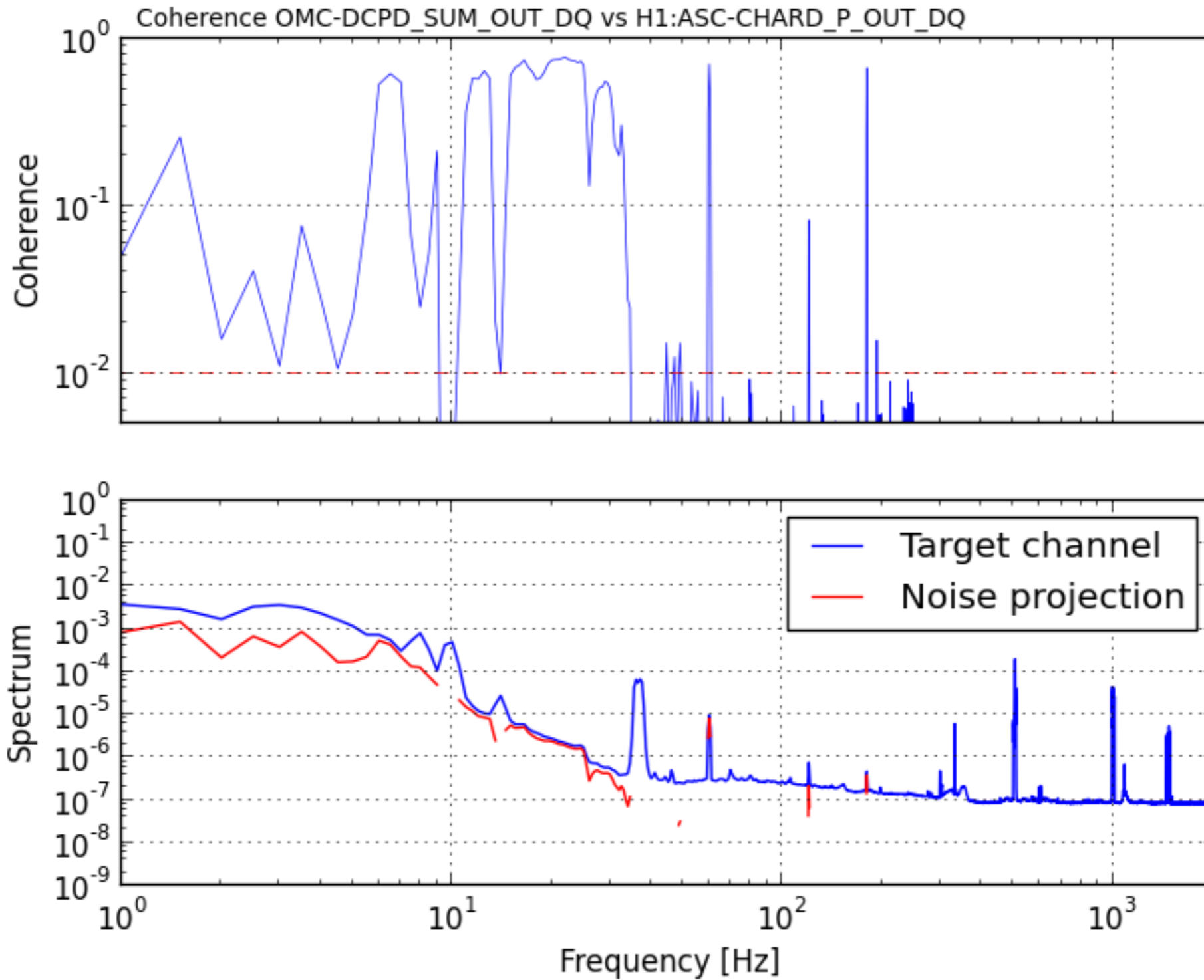
Simply use inverse FFT



from P. Shawhan's slide

Coherence

Coherence



Bayesian Inference

Bayes' theorem

The likelihood could be the function of errors

Posterior $p(\theta|d) = \frac{p(d|\theta)}{p(d)} \cdot p(\theta)$

Prior choices can influence results

$$= \frac{p(d|\theta)}{\int p(d|\theta)p(\theta)d\theta} \cdot p(\theta)$$

$$p(\theta|d) \sim p(d|\theta)p(\theta)$$

The evidence is unimportant for parameter estimation (but not model selection !)

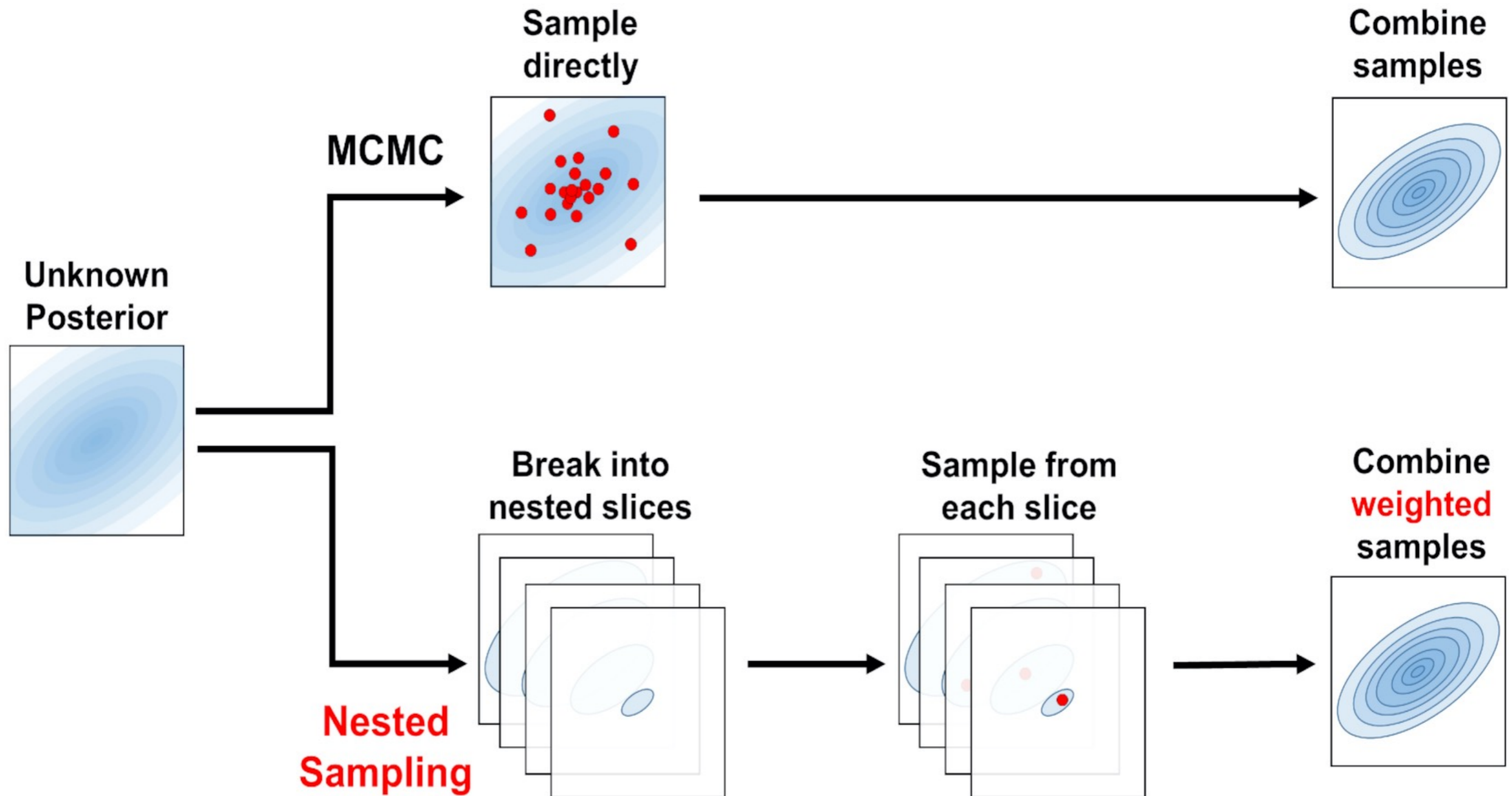
Prior, $p(\theta)$: the distribution of the parameter(s) before any data is observed

Likelihood, $p(d|\theta)$: the distribution of the observed data conditional on its parameters

Posterior, $p(\theta|d)$: the distribution of the parameter(s) after taking into account the observed data

Model evidence, $p(d)$: the distribution of the observed data **marginalized** over the parameter(s)

Figure 1. A schematic representation of the different approaches MCMC methods and nested sampling methods take to ...



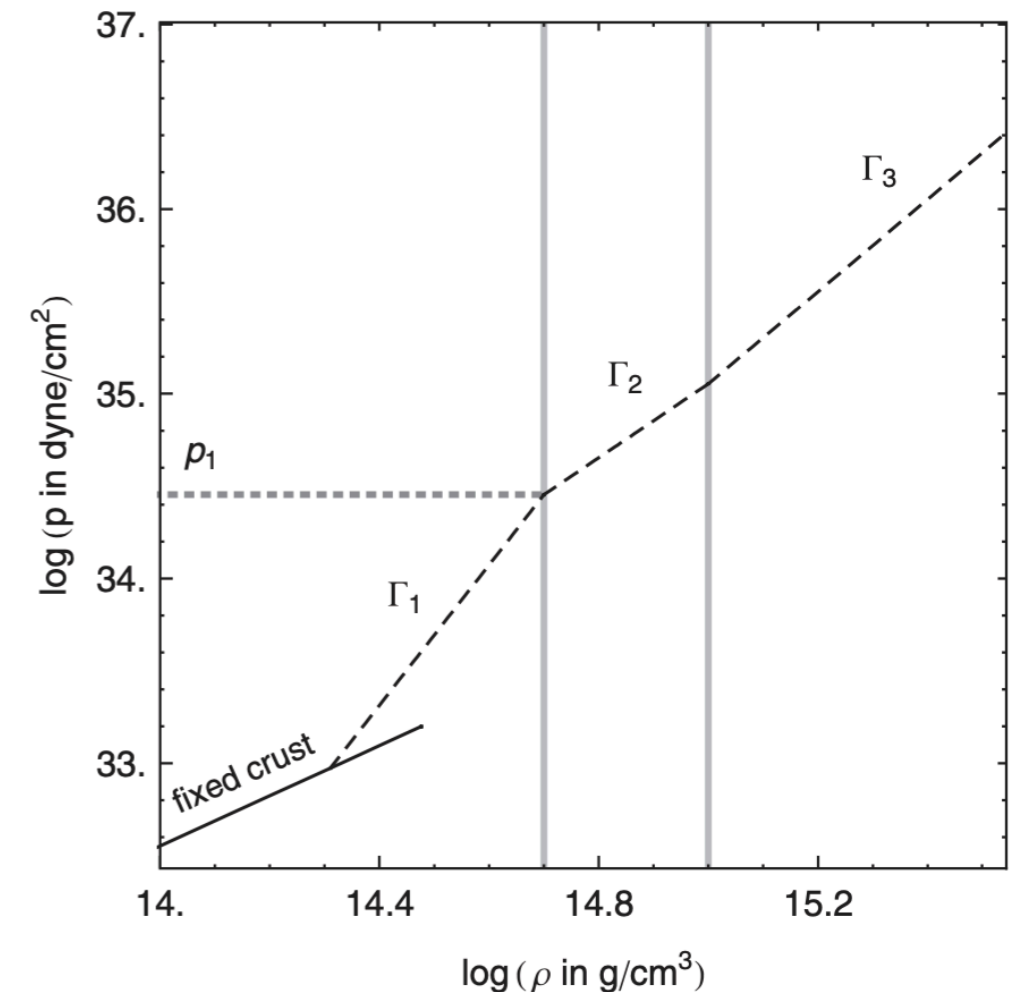
Example: inference for NS EoS

```
priors = dict(  
    logp1=bilby.core.prior.Uniform(34, 34.9, "logp1"),  
    gamma1=bilby.core.prior.Uniform(4.0, 6.0, "gamma1"),  
    gamma2=bilby.core.prior.Uniform(2.0, 4.0, "gamma2"),  
    gamma3=bilby.core.prior.Uniform(1.0, 4.0, "gamma3"),  
)
```

```
# for all eos in PRD 79, 124032  
# logp1, [33.943,34.858]  
# gamma1, [2.013,4.070]  
# gamma2, [1.267,3.791]  
# gamam3, [1.325,3.660]  
  
# M_max >= 2.0 Msun, eos in PRD 79, 124032  
# logp1, [34.031,34.858]  
# gamma1, [2.519,4.070]  
# gamma2, [2.246,3.791]  
# gamam3, [1.325,3.660]  
  
# M_max >= 2.0 Msun, eos in PRD 79, 124032  
# w/o ALF2, gamma1=4.070, residual=0.043:larger than others  
# logp1, [34.031,34.858]  
# gamma1, [2.519,3.514]  
# gamma2, [2.246,3.791]  
# gamam3, [1.325,3.660]
```

Piece-wise polytope: 4 parameters

$$\epsilon(\rho) = (1 + a_i)\rho + \frac{K_i}{\Gamma_i - 1} \rho^{\Gamma_i},$$



Read et al. PRD 79, 124032 (2009)

Example: inference for NS EoS

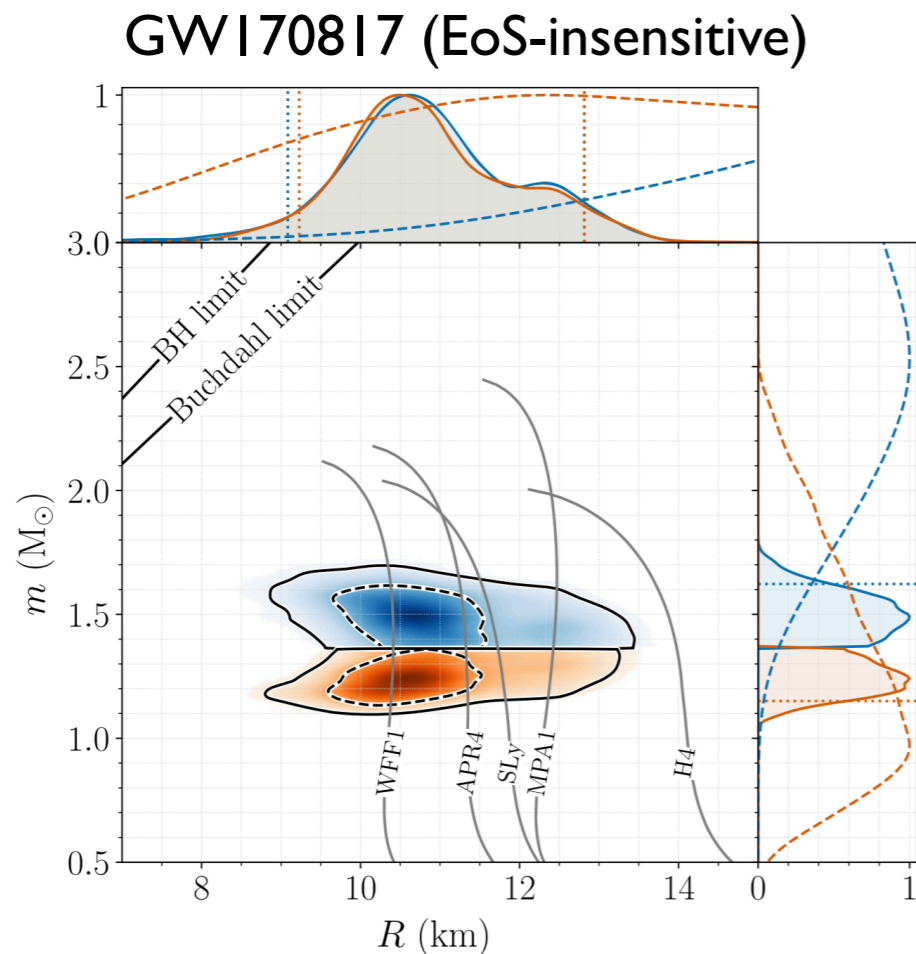
```
priors = dict(
    logp1=bilby.core.prior.Uniform(34, 34.9, "logp1"),
    gamma1=bilby.core.prior.Uniform(4.0, 6.0, "gamma1"),
    gamma2=bilby.core.prior.Uniform(2.0, 4.0, "gamma2"),
    gamma3=bilby.core.prior.Uniform(1.0, 4.0, "gamma3"),
)
```

Piece-wise polytope: 4 parameters

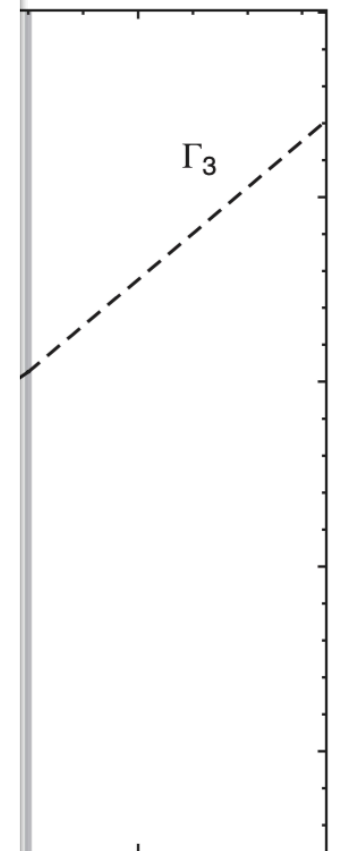
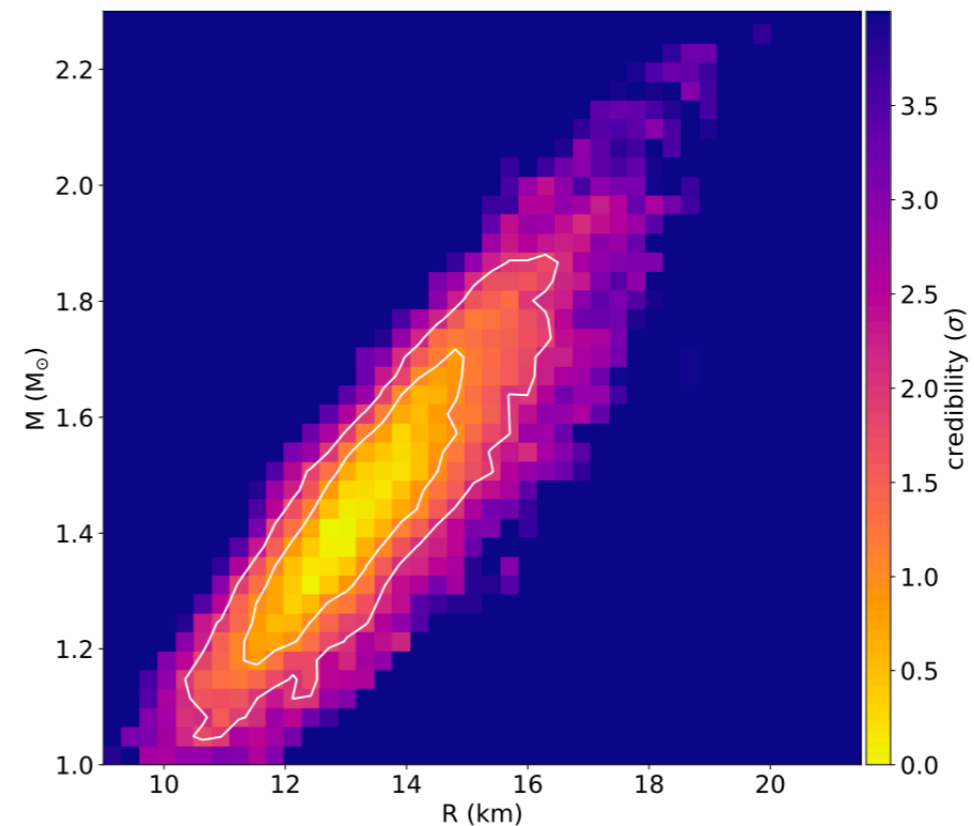
$$\epsilon(\rho) = (1 + a_i)\rho + \frac{K_i}{\Gamma_i - 1} \rho^{\Gamma_i},$$

PSR J0030+0451

THE ASTROPHYSICAL JOURNAL LETTERS, 887:L24 (28pp), 2019 December 10



Abbott et al. (LSC and Virgo),
PhysRevLett.121.161101



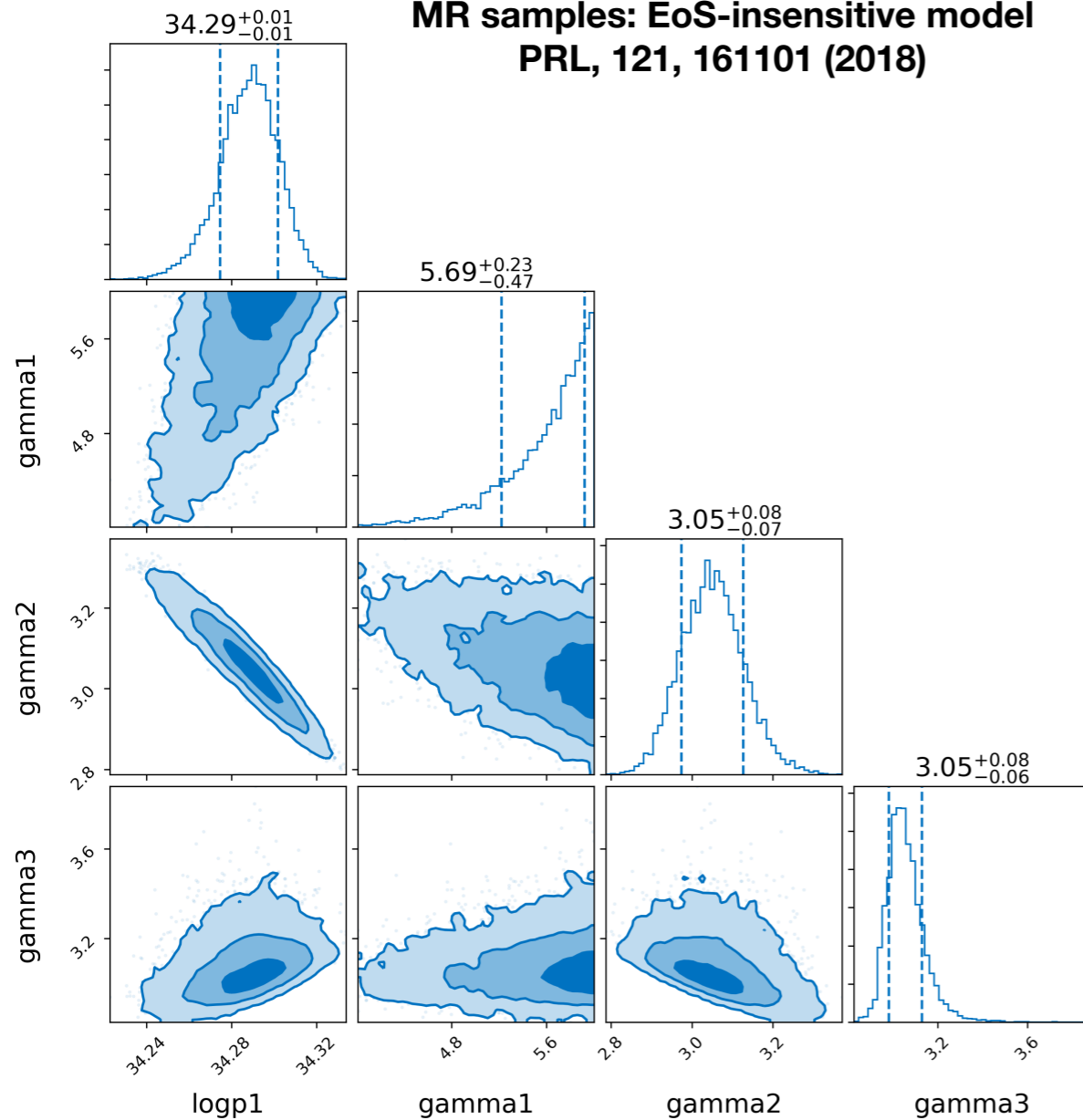
15.2
032 (2009)

Posteriors w/ Piece-wise Polytrropic EoSs

Reference for Piece-wise Polytrropic EoSs : Read et al. PRD 79, 124032 (2009)

GW170817

MR samples: EoS-insensitive model
PRL, 121, 161101 (2018)



PSR J0030+0451

MR samples: 2 spot model
Miller et al., ApJL, 887, L24 (2019)

