

کارگاه مدلسازی داده: Fisher forecast analysis

سید محمد صادق موحد

دانشکده فیزیک - دانشگاه شهید بهشتی

پژوهشکده فیزیک، پژوهشگاه دانشهای بنیادی (IPM)

گروه کیهان شناسی محاسباتی (GCC-SBU)

آزمایشگاه میان رشته ای ابن سینا

<http://facultymembers.sbu.ac.ir/movahed/>

کارگاه مدلسازی داده (شماره ۱)

۹۷/۲/۲۶

Books:

- Data analysis: A Bayesian Tutorial, by D.S. Sivia & J. Skilling, Oxford science Publication, 2010
- Data reduction and error analysis for the physical sciences, P. R. Bevington & D. K. Robinson, McGrawHill, 2003
- Error of Observations and their Treatment, J. Topping, 1972.
- Practical Physics, G. L. Squires, 1985.
- Data analysis in cosmology, "Lecture notes in physics 665"
- Mathematical statistics with applications, J.E. Freund's, Pearson education, 2005,
- All of Statistics, L. Wasserman, Springer, 2004
- Statistics, R.J. Barlow, Wiley, 2002.
- Introduction to statistics and Data analysis for Physicist, Gerhard Bohm, Günter Zech, 2010.
- Statistics, Data Mining, and Machine Learning in Astronomy: A Practical Python Guide for the Analysis of Survey Data (Princeton Series in Modern Observational Astronomy), Željko Ivezić, Andrew J. Connolly, Jacob T. VanderPlas, and Alexander Gray, PRINCETON UNIVERSITY PRESS, 2014
- Algebraic Topology of Random Fields and Complexes, Research thesis, Omer Bobrowski, 2012
- Random Fields and Geometry, Adler, R. J., Taylor, Jonathan E., Springer 2007.
- The Geometry of Random fields, Adler, 1981.
- GEOMETRY, TOPOLOGY and Physics, M. Nakahara, 2003
- Topological Complexity of Smooth Random Functions, Robert J. Adler, Jonathan E. Taylor, Springer 2009.

Papers and Lectures:

- Bassett, B. A., Fantaye, Y., Hlozek, R., & Kotze, J. (2011). Fisher matrix preloaded—Fisher4Cast. *International Journal of Modern Physics D*, 20(13), 2559-2598.
- <http://facultymembers.sbu.ac.ir/movahed/>

SHAHID BEHESHTI UNIVERSITY

Department of Physics

MAIN MENU

- Home
- About Me
- Contact me
- Researches of Interest
- Publications
- Students
- Courses
- Talks & Presentations
- Useful Stuff
- Group Meetings
- My CV
- Collaborations
- Other Activities
- Photo
- Login
- پارسی (Persian)

Seyed Mohammad Sadegh Movahed Academic Homepage

News



My program in the Autumn semester (1396-1397 (2017-2018)) ([Download](#))



Some proposals for Master Researches in my group (عناوین تعدادی پیشنهاده پایان نامه دوره کارشناسی ارشد) ([Download](#))

Some proposals for Ph.D. Researches in my group (عناوین تعدادی پیشنهاده تز دوره دکتری) ([Download](#))

[Some proposed Books for the relation between Physics and Philosophy.](#)

فهرست مطالب

- (۱) یادآوری و مفاهیم مربوط
- (۲) ماتریس فیشر و ماتریس کئواریانس
- (۳) خطای پارامترها در بیضی گون
- (۴) خطاهای نامتقارن

Fisher information matrix

$$P(x) : \exp\left(-\frac{(x - \bar{x})^2}{2\sigma_x^2}\right)$$

مفهوم ماتریس fisher و اهمیت آن:

$$F \equiv -\frac{\partial^2 \log(P(x))}{\partial x^2} \Big|_{x=\bar{x}} = \frac{1}{\sigma_x^2} \quad \rightarrow \quad \sigma_x^2 = \sqrt{F^{-1}}$$

$$P(x, y) : \exp\left(-\frac{(x - \bar{x})^2}{2\sigma_x^2} - \frac{(y - \bar{y})^2}{2\sigma_y^2}\right)$$

$$F_{xx} \equiv -\frac{\partial^2 \log(P(x, y))}{\partial x^2} \Big|_{\substack{x=\bar{x} \\ y=\bar{y}}} = \frac{1}{\sigma_x^2} \quad F_{yy} \equiv -\frac{\partial^2 \log(P(x, y))}{\partial y^2} \Big|_{\substack{x=\bar{x} \\ y=\bar{y}}} = \frac{1}{\sigma_y^2}$$

$$F_{xy} = F_{yx} \equiv -\frac{\partial^2 \log(P(x, y))}{\partial x \partial y} \Big|_{\substack{x=\bar{x} \\ y=\bar{y}}} = 0$$

$$F = \begin{pmatrix} 1/\sigma_x^2 & 0 \\ 0 & 1/\sigma_y^2 \end{pmatrix} \rightarrow F^{-1} = \begin{pmatrix} \sigma_x^2 & 0 \\ 0 & \sigma_y^2 \end{pmatrix}$$

$$D : \{x_i, y_i\} \quad i = 1, \dots, N$$

$$\Theta : \{\theta_j\} \quad Y(x; \{\Theta\}) = \sum_{k=1}^M \theta_k f_k(x)$$

$$p(\Theta | D) = \frac{p(D | \Theta)p(\Theta)}{\int d\Theta p(D | \Theta)p(\Theta)}$$

if $p(\Theta) = cts$

$$p(\Theta | D) : p(D | \Theta)$$

$$p(D | \Theta) \equiv \prod_{i=1}^N P_i = \prod_{i=1}^N \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_i^2}} \exp\left(-\frac{[y_i - Y(x_i; \{\Theta\})]^2}{2\sigma_i^2}\right)$$

$$\chi^2(\{\Theta\}) \equiv \sum_{i=1}^N \frac{[y_i - Y(x_i; \{\Theta\})]^2}{\sigma_i^2} = \sum_{i=1}^N \frac{\left[y_i - \sum_{k=1}^M \theta_k f_k(x_i)\right]^2}{\sigma_i^2}$$

$$p(D | \Theta) : e^{-\frac{\chi^2(\{\Theta\})}{2}}$$

$$p(D | \Theta) \equiv \prod_{i=1}^N P_i = \prod_{i=1}^N \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_i^2}} \exp\left(-\frac{[y_i - Y(x_i; \{\Theta\})]^2}{2\sigma_i^2}\right)$$

$$\Gamma(D | \Theta) \equiv \frac{P(D | \Theta)}{P_{Max}(D | \Theta_*)} = \exp\left(-\frac{[\chi^2(\Theta) - \chi_{min}^2]}{2}\right)$$

$$\begin{aligned} \log(P(D | \Theta)) &= \log(P(D | \Theta = \Theta_{Best})) + \sum_{k=1}^M (\theta_k - \theta_k^{Best}) \frac{\partial \log(P(D | \Theta))}{\partial \theta_k} \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{k,l}^M \frac{\partial^2 \log(P(D | \Theta))}{\partial \theta_k \partial \theta_l} (\theta_k - \theta_k^{Best})(\theta_l - \theta_l^{Best}) + O(\delta\Theta^3) + \dots \end{aligned}$$

در صورتی که در نظر بگیریم تابع درست نمایی بر حسب پارامترهای آزاد به شکل Gaussian Multivariate باشد. در آن صورت خواهیم داشت:

$$\Gamma(D | \Theta) = \exp\left(-\frac{[\chi^2(\Theta) - \chi_{\min}^2]}{2}\right) = \sqrt{\frac{\det[F]}{(2\pi)^M}} \exp\left(-\frac{\delta\Theta^T \cdot [F] \cdot \delta\Theta}{2}\right)$$

$$\Theta : \{\theta_k\} \quad k = 1, \dots, M$$

$$\delta\Theta \equiv \Theta - \Theta_{Best}$$

$$\chi_{\min}^2 = \chi^2(\Theta = \Theta_{Best})$$

$$\Gamma(D | \Theta) : \exp\left(-\frac{\delta\Theta^T \cdot [F] \cdot \delta\Theta}{2}\right)$$

$$\Gamma(D | \Theta) = \sqrt{\frac{\det[F]}{(2\pi)^M}} \exp\left(-\frac{\delta\Theta^T \cdot [F] \cdot \delta\Theta}{2}\right)$$

$$\Theta : \{\theta_k\} \quad k = 1, \dots, M \quad \delta\Theta \equiv \Theta - \Theta_{Best} \quad \chi_{\min}^2 = \chi^2(\Theta = \Theta_{Best})$$

$$\delta\Theta^T \cdot [F] \cdot \delta\Theta = \sum_{k=1}^M \sum_{l=1}^M F_{kl} \delta\theta_k \delta\theta_l$$

$$F_{kl} = -\frac{\partial^2 \log(\Gamma(D | \Theta))}{\partial\theta_k \partial\theta_l}$$

$$\sigma_{\theta_i}^2 = F_{ii}^{-1}$$

$$\sigma_{\theta_i \theta_j}^2 = F_{ij}^{-1}$$

بنابراین در صورتی که ماتریس Fisher تعیین گردد می توان خطاها و حوزه اعتبار کمیتهای آزاد مدل را مشخص کرد. پرواضح است که این در چارچوب گوسی گرفتن تابع درست نمایی برای پارامترهای آزاد است.

به غیر از خطاهای مربوط به هر کمیت آزاد در مدل که عناصر قطری در ماتریس معکوس Fisher هستند. همبستگی‌ها بین دو یا چند کمیت آزاد نیز اهمیت دارد. برای بررسی این موضوع مثلاً فضای دو پارامتری را در نظر می‌گیریم.

$$\Gamma(D | \Theta) = \sqrt{\frac{\det[F]}{(2\pi)^M}} \exp\left(-\frac{\delta\Theta^T \cdot [F] \cdot \delta\Theta}{2}\right)$$

$$\begin{aligned} \delta\Theta^T \cdot [F] \cdot \delta\Theta &= \sum_{k=1}^2 \sum_{l=1}^2 F_{kl} \delta\theta_k \delta\theta_l \\ &= F_{11} (\theta_1 - \theta_1^{Best})^2 + F_{22} (\theta_2 - \theta_2^{Best})^2 + 2F_{12} (\theta_1 - \theta_1^{Best})(\theta_2 - \theta_2^{Best}) \end{aligned}$$

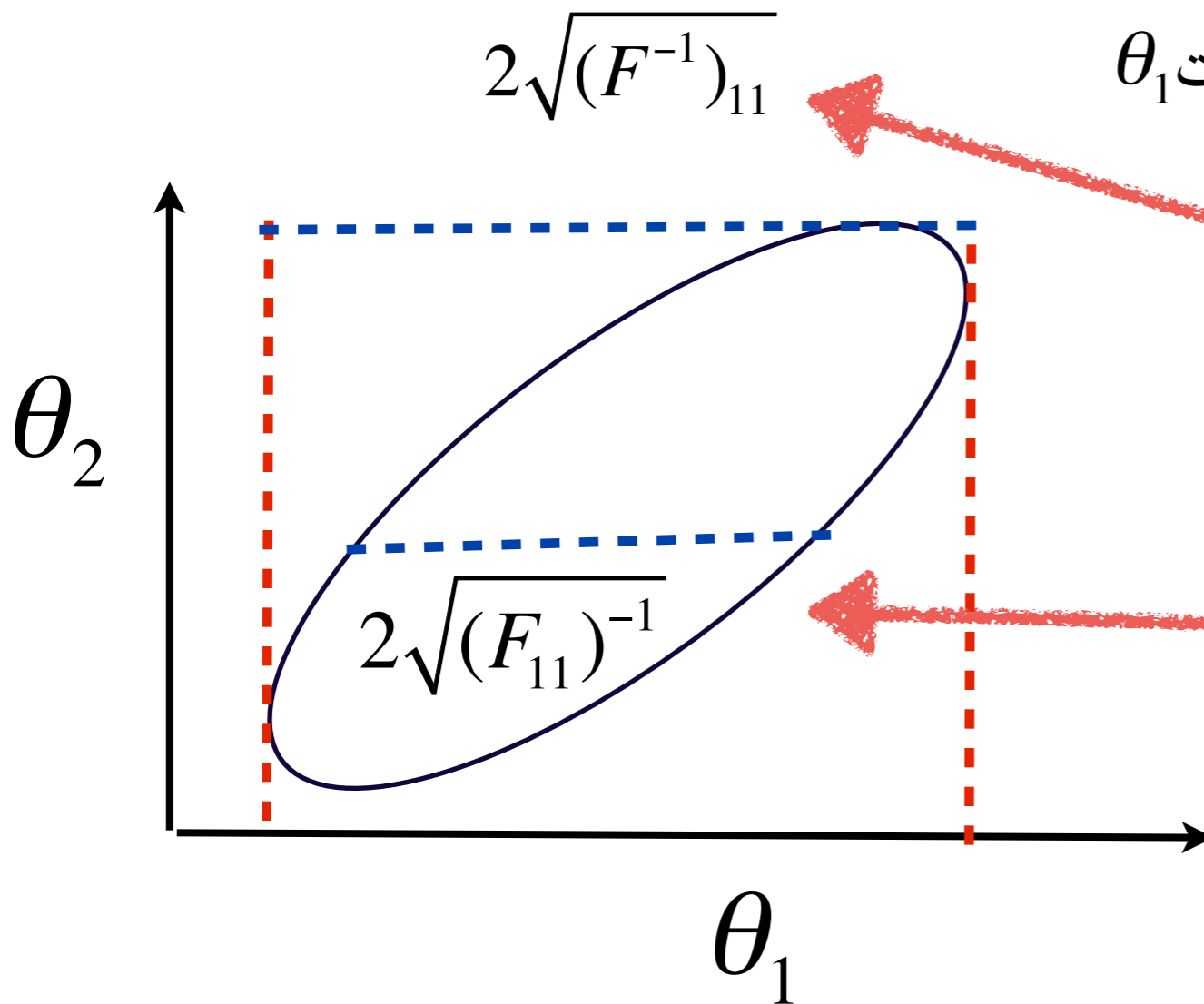
$$\Gamma(D | \theta_1) = \int d\theta_2 \Gamma(D | \{\theta_1, \theta_2\}) : \exp\left(-\frac{(\theta_1 - \theta_1^{Best})^2}{2} \times \frac{(F_{11}F_{22} - F_{12}F_{21})}{F_{22}}\right)$$

$$\rightarrow \sigma_{\theta_1}^2 = \frac{F_{22}}{(F_{11}F_{22} - F_{12}F_{21})} = (F^{-1})_{11}$$

با کمک بی اثر سازی (Marginalization)

$$F = \begin{pmatrix} F_{11} & F_{12} \\ F_{21} & F_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_{\theta_1}^{-2} & a_{12} \\ a_{21} & \sigma_{\theta_2}^{-2} \end{pmatrix}$$

$$F^{-1} = \frac{1}{(F_{11}F_{22} - F_{12}F_{21})} \begin{pmatrix} F_{22} & -F_{12} \\ -F_{21} & F_{11} \end{pmatrix}$$



در حالت دیگر در نظر گرفته شده که با تغییر کمیت θ_1 از مقدار بهینه اش بقیه کمیت ها هم آنقدر تغییر کنند تا تابع Likelihood به مقدار بیشینه اش برسد.

مقدار مربوط به خطای کمیت θ_1 یعنی اگر بقیه کمیت های آزاد مدل در مقدار بهینه اش ثابت باشند.

ویژگی های ماتریس فیشر

① Marginalization on arbitrary parameter

$$\mathcal{L}(\theta_1 \dots \theta_p) = \int \mathcal{L}(\theta_1 \dots \theta_M) \underbrace{\mathcal{P}(\theta_{r+1} \dots \theta_M)}_{\text{prior}} d\theta_{r+1} \dots d\theta_M$$

$$F = \begin{bmatrix} F_{11} & F_{12} & F_{1j} & F_{1M} \\ F_{j1} & F_{j2} & \dots & F_{jM} \\ F_{M1} & & F_{Mj} & F_{MM} \end{bmatrix}_{M \times M}$$

حذف ستون
یا سطر

ویژگی های ماتریس فیشر

② Add Prior

$$F_{ii} \rightarrow F_{ii} + \frac{1}{\sigma_{ip}^2}$$

For Gaussian prior

③ Add New Data

$$F_{old} \rightarrow F_{New} = F_{old} + F$$

④ Fixed Parameter

$$F_{ii} \rightarrow F_{ii} + \frac{1}{\sigma_i^2}$$

$$\sigma_i \rightarrow 0$$

ویژگی های ماتریس فیشر

$$C = F^{-1}$$

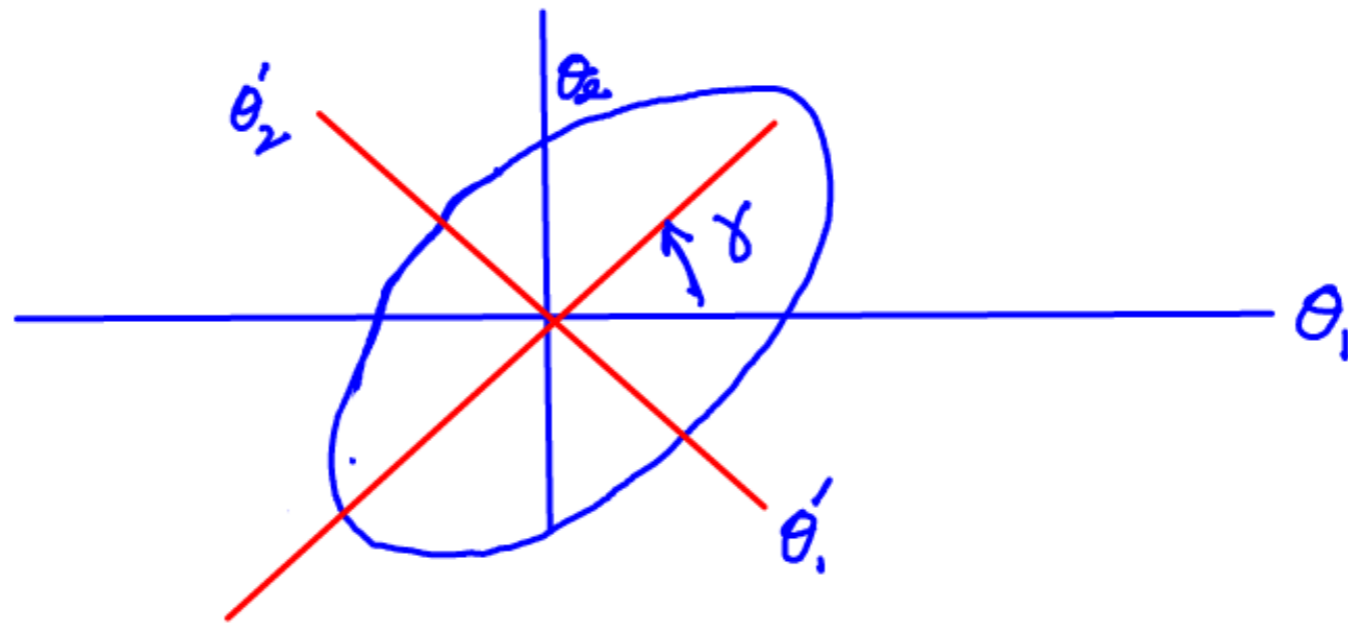
for 2x2

$$C = \begin{bmatrix} \sigma_{11}^2 & \sigma_{12}^2 \\ \sigma_{12}^2 & \sigma_{22}^2 \end{bmatrix}$$

$$P(\theta_1, \theta_2) = \frac{1}{2\pi\sqrt{\det C}} \exp\left(-\frac{\Delta\theta^T \cdot C^{-1} \cdot \Delta\theta}{2}\right)$$

$$\Delta\theta^T \cdot C^{-1} \cdot \Delta\theta = \frac{\delta\theta_1^2}{\sigma_{11}^2} + \frac{\delta\theta_2^2}{\sigma_{22}^2} - \frac{2g\delta\theta_1\delta\theta_2}{\sigma_{11}\sigma_{22}}$$

$$g \equiv \frac{\sigma_{12}^2}{\sigma_{11}\sigma_{22}}$$



$$\tan 2\gamma = \frac{2\sigma_{12}}{(\sigma_{22} - \sigma_{11})}$$

$$\text{Probability}(\Delta\theta^T \cdot F \cdot \Delta\theta \leq \Delta X_\alpha^2) = \text{Probability}(\Delta X^2 < \Delta X_\alpha^2)$$

$$\int_0^{\Delta X_\alpha^2} P(\Delta X^2, n) d\Delta X^2 = 1 - e^{-\frac{\Delta X_\alpha^2}{2}} \quad \text{for } n=2$$

$$\alpha = 90\% \Rightarrow 1 - e^{-\frac{\Delta X_\alpha^2}{2}} = 0.9 \Rightarrow \Delta X_\alpha^2 = 2.146^2$$

$$\mathcal{L}(D|\theta) = \frac{1}{\sqrt{(2\pi)^N \det(C)}} \exp\left(-\frac{1}{2} \delta y \cdot C_y^{-1} \cdot \delta y\right)$$

$$\delta y = y_{\text{exp}} - y_{\text{Theory}}$$

$$F_{ij} = \left\langle -\frac{\partial^2 \ln \mathcal{L}}{\partial \theta_i \partial \theta_j} \right\rangle, \quad C_y = \langle \delta y \delta y^T \rangle$$

$$F_{ij} = \frac{1}{2} \text{Tr} \left[C_y^{-1} C_{y_{\theta i}} C_y^{-1} C_{y_{\theta j}} + C_y^{-1} \langle (\delta y \delta y^T)_{ij} \rangle \right]$$

جمع بندی

- (۱) ماتریس فیشر و ماتریس کئوواریانس
- (۲) خطای پارامترها در بیضی گون
- (۳) خطاهای نامتقارن

کارگاه **مدل سازی داده**

مهلث ثبت نام ۱۶ اردیبهشت ۱۳۹۷
۲۶ اردیبهشت ۱۳۹۷

Workshop on
Data Modeling

آزمایشگاه میان رشته ای ابن سینا، دانشکده فیزیک، دانشگاه شهید بهشتی
Ibn-Sina Multidisciplinary Laboratory, Department of Physics, Shahid Beheshti University

کمیته برگزاری
مقصود ارشدی (آزمایشگاه ابن سینا، دانشگاه شهید بهشتی)
مرضیه فرهنگ (دانشگاه شهید بهشتی)
سید علیرضا معنوی (آزمایشگاه ابن سینا، دانشگاه شهید بهشتی)
سید محمدصادق موحد (دانشگاه شهید بهشتی و پژوهشگاه دانشهای بنیادی)
علیرضا وفايي صدر (دانشگاه شهید بهشتی)

$$x = \frac{\sum_{data} x_i}{\sum_{data} \sigma_i}$$

$$P(\Upsilon|D) = \frac{\mathcal{L}(D|\Upsilon)P(\Upsilon)}{\int \mathcal{L}(D|\Upsilon)P(\Upsilon)d\Upsilon}$$

$$C.L. = \int_{-\infty}^A d\mathcal{A}'P(\mathcal{A}'|D)$$

$$\chi^2(\Upsilon) \equiv \Delta^\dagger \cdot C^{-1} \cdot \Delta$$

$$68.3\% = \int_{-\sigma_{68}(q)}^{+\sigma_{68}(q)} \mathcal{L}(\mathcal{F}_q(s)|h(q))dh(q)$$

<https://aavaat.com/dmw/>

کارگاه آشنایی با کدهای کیهان شناسی
CAMB و CosmoMC
۲۷ اردیبهشت ۱۳۹۷
دانشکده فیزیک، دانشگاه شهید بهشتی

مهلث ثبت نام ۱۶ اردیبهشت ۱۳۹۷
آزمایشگاه میان رشته ای ابن سینا با هم کاری گروه آوات برگزار می کند

کمیته برگزاری
مرضیه فرهنگ (دانشکده فیزیک، دانشگاه شهید بهشتی)
حسین مصحفی (آزمایشگاه ابن سینا، دانشگاه شهید بهشتی)
سید علیرضا معنوی (آزمایشگاه ابن سینا، دانشگاه شهید بهشتی)
سید محمدصادق موحد (دانشکده فیزیک، دانشگاه شهید بهشتی و پژوهشگاه دانشهای بنیادی)
علیرضا وفايي صدر (دانشکده فیزیک، دانشگاه شهید بهشتی)

<https://aavaat.com/ccw/>