Βέλτιστη Εκτίμηση Κατάστασης

ΙΙ. Μη γραμμικά Φίλτρα

Υποθέσεις Φίλτρου Kalman

- Σύστημα είναι γραμμικό
- Οι θόρυβοι και οι διαταραχές έχουν κανονική κατανομή
- Η αρχική κατάσταση κατανέμεται κανονικά

Αν ισχύουν όλα αυτά τότε η posterior κατανομή του x_k δοσμένων των μετρήσεων **είναι** κανονική με γνωστή μέση τιμή και συν-διακύμανση

$$x_k \mid y_{0:k} \sim N(\hat{x}_k, P_{x_k})$$

Όταν δεν ισχύουν οι υποθέσεις .. θα δουλέψουμε προσεγγιστικά

Περιεχόμενα

Extended Kalman Filter (EKF)

Unscented Kalman Filter

Particle Filter

Ελαφρά μη-γραμμικά συστήματα

$$x_{k+1} = f(x_k, u_k) + w_k$$
$$y_k = h(x_k) + v_k$$

Στόχος: Εκτίμηση της κατάστασης δοσμένων των μετρήσεων

Υπόθεση: Στο βήμα k η κατανομή της κατάστασης x_k δοσμένων των μετρήσεων $y_0, ..., y_k$ είναι Gaussian

$$x_k \mid y_{0:k} \sim N(\hat{x}_k, P_{x_k})$$

Ελαφρά μη-γραμμικά συστήματα

$$x_{k+1} = f(x_k, u_k) + w_k$$
$$y_k = h(x_k) + v_k$$

Στόχος: Εκτίμηση της κατάστασης δοσμένων των μετρήσεων

Υπόθεση: Στο βήμα k η κατανομή της κατάστασης x_k δοσμένων των μετρήσεων $y_0, ..., y_k$ είναι Gaussian

$$x_k \mid y_{0:k} \sim N(\hat{x}_k, P_{x_k})$$

Ιδέα: Θα προσεγγίσουμε το $x_{k+1}|y_0,...,y_{k+1}$ σαν να ήταν Gaussian

Prediction Step: Προσεγγίζουμε την $x_{k+1}|y_{0:k}$ από μια κανονική κατανομή

$$x_{k+1} \mid y_{0:k} \sim N(f(\hat{x}_k, u_k), P_{x_{k+1}}^-)$$
 $x_{k+1}^- = f(\hat{x}_k, u_k)$

Η αναμενόμενη τιμή είναι ο μη γραμμικός μετασχηματισμός του $\hat{\mathcal{X}}_k$ Η συν-διακύμανση?

Prediction Step: Προσεγγίζουμε την $x_{k+1}|y_{0:k}$ από μια κανονική κατανομή

$$x_{k+1} \mid y_{0:k} \sim N(f(\hat{x}_k, u_k), P_{x_{k+1}}^-)$$
 $x_{k+1}^- = f(\hat{x}_k, u_k)$

Η αναμενόμενη τιμή είναι ο μη γραμμικός μετασχηματισμός του

Η συν-διακύμανση? Κοντά στο μέσο η f είναι προσεγγιστικά γραμμική

$$f(x,u) \approx f(\hat{x},u) + \frac{\partial f}{\partial x}\Big|_{(\hat{x},u)} \frac{(x-\hat{x}) = f(\hat{x},u) + A_k(x-\hat{x})}{(x-\hat{x})}$$
 Jacobian

Έτσι προσεγγιστικά η συν-διακύμανση γίνεται

$$P_{x_{k+1}}^{-} = A_k P_{x_k} A_k^T + Q$$

Correction step

$$y_{k+1}^- = h(x_{k+1}^-) = h(f(\hat{x}_k, u_k))$$

$$C_{k+1} = \frac{\partial h}{\partial x} \bigg|_{\hat{x}_{k+1}^{-}}$$

$$P_{\bar{y}_{k+1}} = C_{k+1} P_{\bar{x}_{k+1}} C_{k+1}^T + R$$

$$P_{x_{k+1}y_{k+1}}^- = P_{x_{k+1}}^- C_{k+1}^T.$$

$$x_{k+1}^{-} = f(\hat{x}_k, u_k)$$

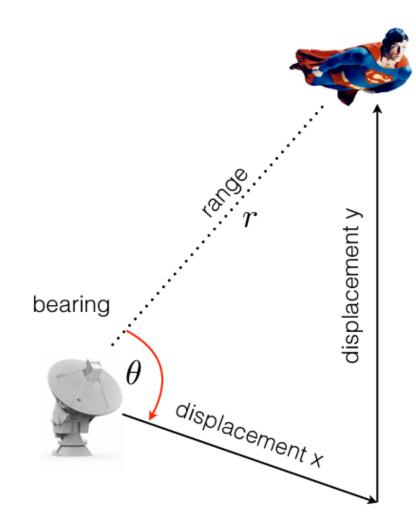
$$K_{k+1} = P_{x_{k+1}y_{k+1}}^{-} P_{y_{k+1}}^{-1}.$$

$$\hat{x}_{k+1} = \hat{x}_{k+1}^{-} + K_{k+1} (y_{k+1} - \hat{y}_{k+1}^{-}),$$

$$P_{x_{k+1}} = P_{x_{k+1}}^{-} - K_{k+1} P_{y_{k+1}}^{-} K_{k+1}^{T}.$$

Όπως πριν!

Παράδειγμα από https://www.cs.cmu.edu/~16385/s17/



state: position-velocity

$$oldsymbol{x} = \left[egin{array}{c} x \ \dot{x} \ y \ \dot{y} \end{array}
ight] egin{array}{c} ext{position} \ ext{velocity} \ ext{velocity} \end{array}$$

constant velocity motion model

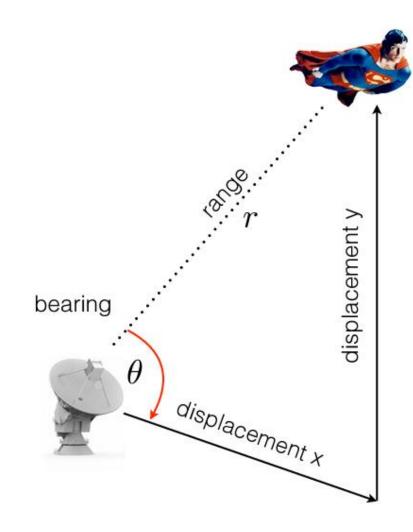
$$A = \left[egin{array}{cccc} 1 & \Delta t & 0 & 0 \ 0 & 1 & 0 & 0 \ 0 & 0 & 1 & \Delta t \ 0 & 0 & 0 & 1 \end{array}
ight]$$

with additive Gaussian noise

Slides from

https://www.cs.cmu.ed u/~16385/s17/

Motion model is linear but ...



measurement: range-bearing

$$egin{aligned} oldsymbol{z} &= \left[egin{array}{c} r \ heta \end{array}
ight] \ &= \left[egin{array}{c} \sqrt{x^2 + y^2} \ an^{-1}(y/x) \end{array}
ight] \end{aligned}$$

measurement model

Is the measurement model linear?

$$\boldsymbol{z} = h(r, \theta)$$

with additive Gaussian noise

Slides from

https://www.cs.cmu.ed u/~16385/s17/

linearize the observation/measurement model!

$$\mathbf{z} = \begin{bmatrix} r \\ \theta \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} \sqrt{x^2 + y^2} \\ \tan^{-1}(y/x) \end{bmatrix}$$

$$H = \frac{\partial \boldsymbol{z}}{\partial \boldsymbol{x}} = ?$$

What is the Jacobian?

$$H = \begin{bmatrix} \frac{\partial r}{\partial x} & \frac{\partial r}{\partial \dot{x}} & \frac{\partial r}{\partial \dot{y}} & \frac{\partial r}{\partial \dot{y}} \\ \frac{\partial \theta}{\partial x} & \frac{\partial \theta}{\partial \dot{x}} & \frac{\partial \theta}{\partial y} & \frac{\partial \theta}{\partial \dot{y}} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \cos(\theta) & 0 & \sin(\theta) & 0 \\ -\sin(\theta)/r & 0 & \cos(\theta)/r & 0 \end{bmatrix}$$

Slides from

https://www.cs.cmu.ed u/~16385/s17/

Παράδειγμα: Sensor Fusion

Ρομπότ με δύο ρόδες

Εξισώσεις κατάστασης

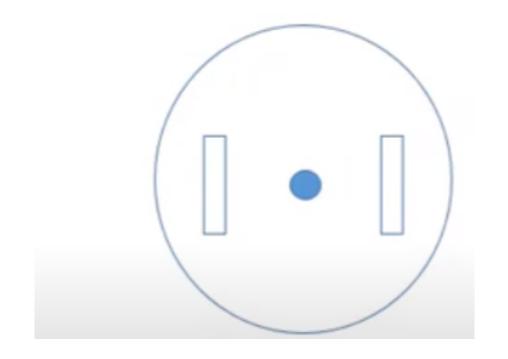
$$\begin{bmatrix} x_{k+1} \\ y_{k+1} \\ \theta_{k+1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_k + \delta t \cdot v_k \cos \theta_k \\ y_k + \delta t \cdot v_k \sin \theta_k \\ \theta_k + \delta t \cdot \alpha \left(v_k^r - v_k^l \right) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} w_k^1 \\ w_k^2 \\ w_k^3 \end{bmatrix}, \qquad v_k = \frac{v_k^l + v_k^r}{2}$$

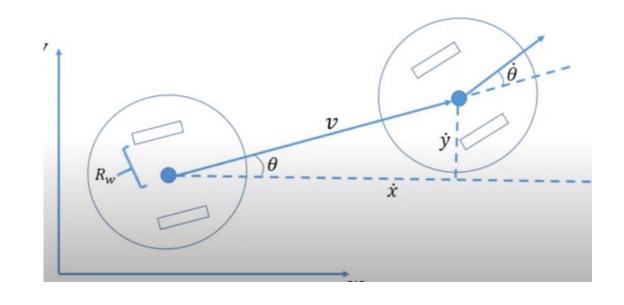
$$v_k = \frac{v_k^l + v_k^r}{2}$$

Γιατί μπορεί να έχω διαταραχές;

Πιθανοί αισθητήρες

- Odometry
- Inertial measurement unit
- GPS
- Optical



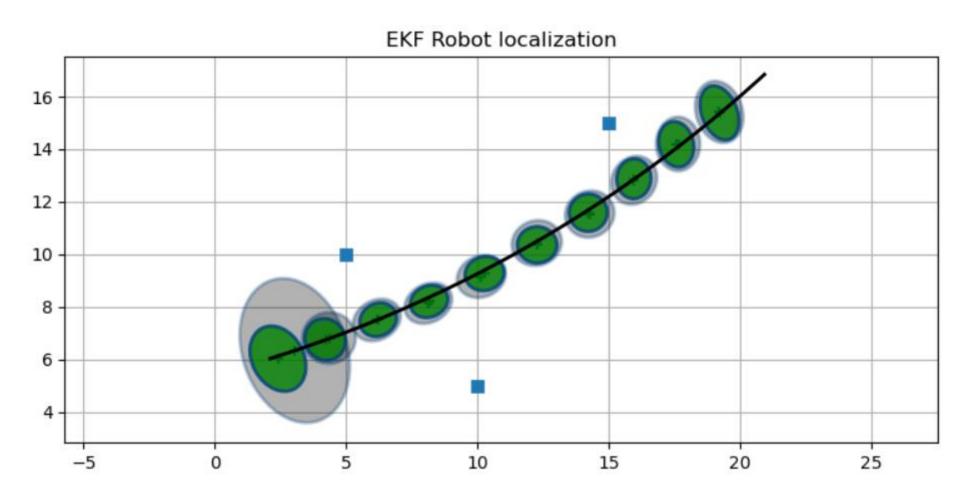


Example: Sensor Fusion

Γραμμικοποίηση

$$A_k = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \delta t \cdot v_k \cos \hat{\theta}_k \\ 0 & 1 & \delta t \cdot v_k \sin \hat{\theta}_k \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Παράδειγμα EKF



https://github.com/rlabbe/Kalman-and-Bayesian-Filters-in-Python/blob/master/11-Extended-Kalman-Filters.ipynb

Sigma Point Filters

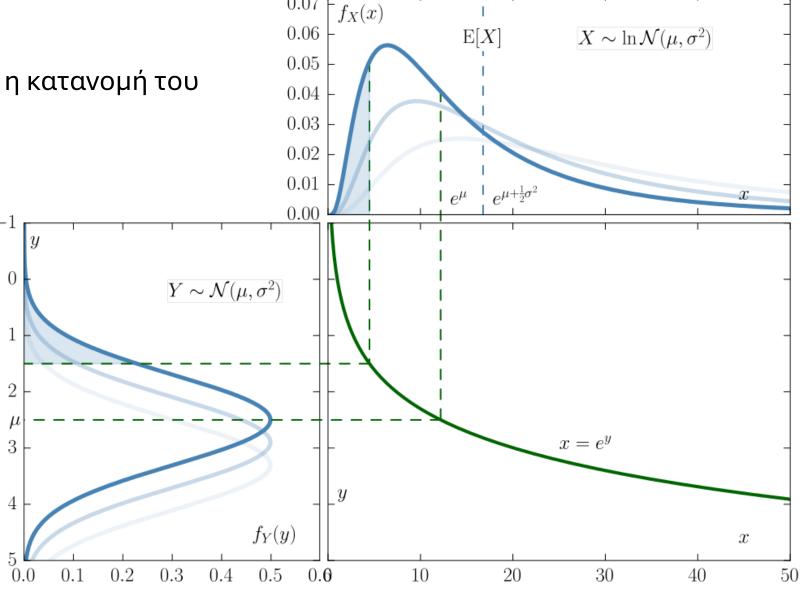
Μετασχηματισμός μιας Gaussian

Αν η f είναι πολύ μη γραμμική τότε η κατανομή του f(x) δεν είναι κοντά σε κανονική

Παράδειγμα $f(x) = \exp(x)$.

Το μέσο δεν απεικονίζεται κοντά στο μέσο!

 $\exp[E[Y]] \neq E[\exp(Y)]$



0.07

Πρόβλημα ΕΚΕ

Ακόμα κι αν τα x_k και w_k είναι gaussian, η επόμενη κατάσταση $f(x_k) + w_k$ δεν είναι. Θα την προσεγγίσουμε με gaussian

Ποια είναι τα στατιστικά χαρακτηριστικά της;

Πρόβλημα ΕΚΕ

Ακόμα κι αν τα x_k και w_k είναι gaussian, η επόμενη κατάσταση $f(x_k) + w_k$ δεν είναι.

Αν έχουμε έντονη μη γραμμικότητα τα χαρακτηριστικά που υπολογίζουμε για την $f(x_k) + w_k$ με τη γραμμικοποίηση δεν είναι σωστά!

Πρόβλημα ΕΚΕ

Ακόμα κι αν τα x_k και w_k είναι gaussian, η επόμενη κατάσταση $f(x_k) + w_k$ δεν είναι. Ποια είναι τα στατιστικά χαρακτηριστικά της; Μέσος και Συν-δικύμανση;

A-priori mean

$$\hat{x}_{k+1}^{-} = E[x_{k+1} | y_{0:k}] = E[f(x_k) | y_{0:k}]$$

$$x_{k+1} = f(x_k, u_k) + w_k$$
$$y_k = h(x_k) + v_k$$

A-priori covariance

$$P_{x_{k+1}}^{-} = E\left[\left(x_{k+1} - \hat{x}_{k+1}^{-}\right)\left(x_{k+1} - \hat{x}_{k+1}^{-}\right)^{T} \mid y_{0:k}\right]$$

$$= E\left[\left(f\left(x_{k}\right) + w_{k} - \hat{x}_{k+1}^{-}\right)\left(f\left(x_{k}\right) + w_{k} - \hat{x}_{k+1}^{-}\right)^{T} \mid y_{0:k}\right] = E\left[f\left(x_{k}\right)f\left(x_{k}\right)^{T} \mid y_{0:k}\right] - \hat{x}_{k+1}^{-}\left(\hat{x}_{k+1}^{-}\right)^{T} + Q$$

Πρόβλημα ΕΚΕ

Ακόμα κι αν τα x_k και w_k είναι gaussian, η επόμενη κατάσταση $f(x_k) + w_k$ δεν είναι. Ποια είναι τα στατιστικά χαρακτηριστικά της;

A-priori mean

$$\hat{x}_{k+1}^{-} = E[x_{k+1} \mid y_{0:k}] = E[f(x_k) \mid y_{0:k}] \longrightarrow E[g(X)]: X \text{ approximately Gaussian}$$

$$A-\text{priori covariance}$$

$$P_{x_{k+1}}^{-} = E[(x_{k+1} - \hat{x}_{k+1}^{-})(x_{k+1} - \hat{x}_{k+1}^{-})^{T} \mid y_{0:k}]$$

$$= E[(f(x_k) + w_k - \hat{x}_{k+1}^{-})(f(x_k) + w_k - \hat{x}_{k+1}^{-})^{T} \mid y_{0:k}] = E[f(x_k) f(x_k)^{T} \mid y_{0:k}] - \hat{x}_{k+1}^{-}(\hat{x}_{k+1}^{-})^{T} + Q$$

Παρόμοια, για τα $P_{y_{k+1}^-}, P_{x_{k+1,y_{k+1}}}$ θα χρειαστεί να υπολογίσουμε

$$E[g(X)]: X \sim N(\mu, \Sigma)$$

Παρόμοια, για τα $P_{y_{k+1}^-}, P_{x_{k+1},y_{k+1}}$ θα χρειαστεί να υπολογίσουμε

$$E[g(X)]: X \sim N(\mu, \Sigma)$$

Πώς θα υπολογίσουμε ολοκληρώματα στη μορφή

$$E\left[g(X)\right] = \frac{1}{C}\int g(x)\exp\left(-\frac{1}{2}(x-\mu)^{T}\Sigma^{-1}(x-\mu)\right)dx$$

Παρόμοια, για τα $P_{y_{k+1}^-}, P_{x_{k+1,y_{k+1}}}$ θα χρειαστεί να υπολογίσουμε

$$E[g(X)]: X \sim N(\mu, \Sigma)$$

Πώς θα υπολογίσουμε ολοκληρώματα στη μορφή

$$E[g(X)] = \frac{1}{C} \int g(x) \exp\left(-\frac{1}{2}(x-\mu)^{T} \Sigma^{-1}(x-\mu)\right) dx$$

Σε χαμηλή διάσταση μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε αριθμητική ολοκλήρωση (π.χ. κανόνα τραπεζίου), αλλά..

Παρόμοια, για τα $P_{y_{k+1}^-}, P_{x_{k+1}, y_{k+1}}$ θα χρειαστεί να υπολογίσουμε

$$E[g(X)]: X \sim N(\mu, \Sigma)$$

Πώς θα υπολογίσουμε ολοκληρώματα στη μορφή

$$E[g(X)] = \frac{1}{C} \int g(x) \exp\left(-\frac{1}{2}(x-\mu)^{T} \Sigma^{-1}(x-\mu)\right) dx$$

Σε χαμηλή διάσταση μπορούμε να χρησιμοποιήσουμε αριθμητική ολοκλήρωση (π.χ. κανόνα τραπεζίου), αλλά..

Σε υψηλότερη διάσταση προσέγγιση με σ-points

$$E[g(X)] \simeq \sum_{i=1}^{l} W_{l}g(\chi_{i}):$$
 $\chi_{i}:$ samples $W_{i}:$ weights,

Προσεγγιστική Ολοκλήρωση με σ-Points

Για το ολοκλήρωμα

$$E[g(X)] = \frac{1}{C} \int g(x) \exp\left(-\frac{1}{2}(x-\mu)^{T} \Sigma^{-1}(x-\mu)\right) dx$$

Ο Σ είναι θετικά ορισμένος. Άρα υπάρχει πίνακας \mathbf{S} έτσι ώστε $\mathbf{\Sigma} = \mathbf{S}\mathbf{S}^T$

$$\xi \sim N(0,I) \Rightarrow \mu + S\xi \sim N(\mu, SIS^T) = N(0,\Sigma)$$

συμβολίζουμε S=Σ1/2

Έτσι αρκεί να υπολογίσουμε

$$E\left[g\left(\mu+S\xi\right)\right] = \frac{1}{C}\int g\left(\mu+S\xi\right)\exp\left(-\frac{\left\|\xi\right\|^{2}}{2}\right)d\xi$$

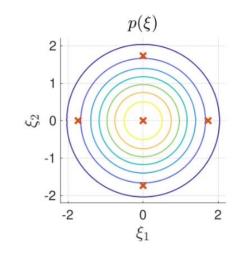
<u>Cholesky</u> <u>Decomposition</u>

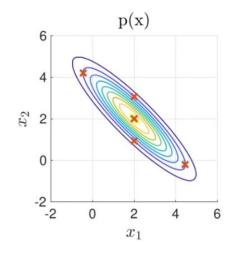
Προσεγγιστική Ολοκλήρωση με σ-Points: Παράδειγμα

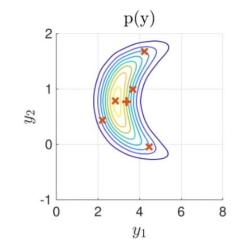
Θέλουμε να υπολογίσουμε

$$E[Y]$$
, where $Y = g(X)$

Illustration from Hammarstrand's lectures







$$E[g(X)] \simeq \sum_{i=1}^{l} W_{l}g(\chi_{i})$$
:

 χ_i : samples W_i : weights,

$$E\left[g\left(\mu+S\xi\right)\right] = \frac{1}{C}\int g\left(\mu+S\xi\right)\exp\left(-\frac{\left\|\xi\right\|^{2}}{2}\right)d\xi$$

Προσεγγιστική Ολοκλήρωση με σ-Points

Unscented Transformation:

$$E[g(X)] \simeq \sum_{i=1}^{l} W_{l}g(\chi_{i}):$$
 $\chi_{i}:$ samples $W_{i}:$ weights,

Όπου

$$\chi_{0} = \mu$$

$$\chi_{i} = \mu + \sqrt{\frac{n}{1 - W_{0}}} S_{i}, \quad i = 1, ..., n$$

$$\left(\Sigma = SS^{T}\right)$$

$$\chi_{i} = \mu - \sqrt{\frac{n}{1 - W_{0}}} S_{i}, \quad i = n + 1, ..., 2n$$

$$\sum_{i=1}^{2n+1} W_{i} S_{\chi_{i}}$$

$$W_0$$

$$W_i = \frac{1 - W_0}{2n}$$

Unscented Transformation: Illustration

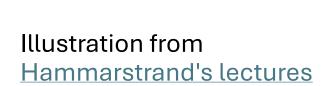
UT for polar measurements

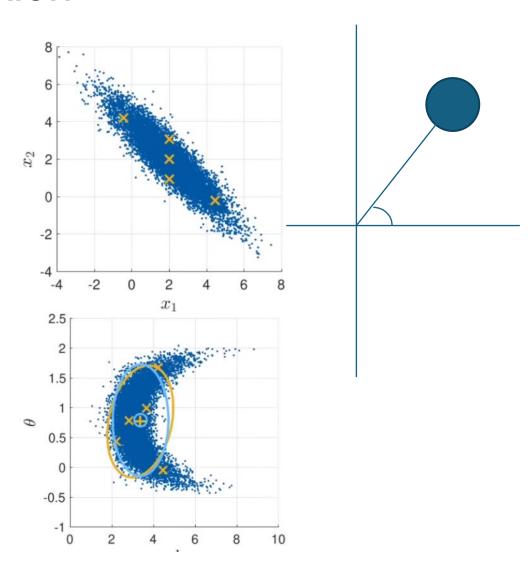
· Consider again the example where

$$\mathbf{y} = \mathbf{g}(\mathbf{x}) = \begin{bmatrix} \sqrt{x_1^2 + x_2^2} \\ \arctan\left(\frac{x_2}{x_1}\right) \end{bmatrix}$$

and

$$\mathbf{x} \sim \mathcal{N}\left(egin{bmatrix} 2 \\ 2 \end{bmatrix}, egin{bmatrix} 2 & -1.8 \\ -1.8 & 2 \end{bmatrix}
ight)$$





Unscented Kalman Filter

PREDICTION IN UKF

1. Form a set of $2n + 1 \sigma$ -points

$$\mathcal{X}_{k-1}^{(0)} = \hat{\mathbf{x}}_{k-1|k-1},$$

$$\mathcal{X}_{k-1}^{(i)} = \hat{\mathbf{x}}_{k-1|k-1} + \sqrt{\frac{n}{1 - W_0}} \left(\mathbf{P}_{k-1|k-1}^{1/2} \right)_i, \quad i = 1, 2, \dots, n,$$

$$\mathcal{X}_{k-1}^{(i+n)} = \hat{\mathbf{x}}_{k-1|k-1} - \sqrt{\frac{n}{1 - W_0}} \left(\mathbf{P}_{k-1|k-1}^{1/2} \right)_i, \quad i = 1, 2, \dots, n,$$

$$W_i = \frac{1 - W_0}{2n}, \qquad i = 1, 2, \dots, 2n.$$

2. Compute the predicted moments

$$\hat{\mathbf{x}}_{k|k-1} \approx \sum_{i=0}^{2n} \mathbf{f}(\mathcal{X}_{k-1}^{(i)}) W_i$$

$$\mathbf{P}_{k|k-1} \approx \mathbf{Q}_{k-1} + \sum_{i=0}^{2n} (\mathbf{f}(\mathcal{X}_{k-1}^{(i)}) - \hat{\mathbf{x}}_{k|k-1}) (\cdot)^T W_i$$

Unscented Kalman Filter

UPDATE IN UKF

1. Form a set of $2n + 1 \sigma$ -points

$$\mathcal{X}_{k}^{(0)} = \hat{\mathbf{x}}_{k|k-1}, \quad W_{i} = \frac{1 - W_{0}}{2n}, \quad i > 1,
\mathcal{X}_{k}^{(i)} = \hat{\mathbf{x}}_{k|k-1} + \sqrt{\frac{n}{1 - W_{0}}} \left(\mathbf{P}_{k|k-1}^{1/2} \right)_{i}, \quad i = 1, 2, \dots, n,
\mathcal{X}_{k}^{(i+n)} = \hat{\mathbf{x}}_{k|k-1} - \sqrt{\frac{n}{1 - W_{0}}} \left(\mathbf{P}_{k|k-1}^{1/2} \right)_{i}, \quad i = 1, 2, \dots, n,$$

2. Compute the desired moments

$$\begin{split} \hat{\mathbf{y}}_{k|k-1} &\approx \sum_{i=0}^{2n} \mathbf{h}(\mathcal{X}_{k}^{(i)}) W_{i} \\ \mathbf{P}_{xy} &\approx \sum_{i=0}^{2n} \left(\mathcal{X}_{k}^{(i)} - \hat{\mathbf{x}}_{k|k-1} \right) \left(\mathbf{h} \left(\mathcal{X}_{k}^{(i)} \right) - \hat{\mathbf{y}}_{k|k-1} \right)^{T} W_{i} \\ \mathbf{S}_{k} &\approx \mathbf{R}_{k} + \sum_{i=0}^{2n} \left(\mathbf{h} \left(\mathcal{X}_{k}^{(i)} \right) - \hat{\mathbf{y}}_{k|k-1} \right) (\cdot)^{T} W_{i} \\ \mathbf{P}_{k|k} &= \mathbf{P}_{k|k-1} - \mathbf{P}_{xy} \mathbf{S}_{k}^{-1} (\mathbf{y}_{k} - \hat{\mathbf{y}}_{k|k-1}) \\ \mathbf{P}_{k|k} &= \mathbf{P}_{k|k-1} - \mathbf{P}_{xy} \mathbf{S}_{k}^{-1} \mathbf{P}_{xy}^{T}. \end{split}$$

Άλλες Τεχνικές

• Cubature:

$$W_0 = 0$$

• Gauss Hermite: Πολλά σημεία σε κάθε διάσταση

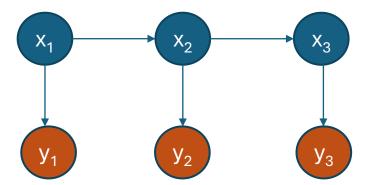
Εκτίμηση Κατάστασης σε Hidden Markov Models

The Filtering Problem for Hidden Markov Models

Σύστημα με διακριτό χώρο κατάστασης (ΗΜΜ)

$$x_{k+1} = f(x_k, w_k)$$
$$y_k = h(x_k, v_k)$$

- Το x_k μπορεί να πάρει ένα πεπερασμένο σύνολο από τιμές {1,...,m}
- Ονομάζεται Αλυσίδα Markov
- Το y_k μπορεί να πάρει είτε συνεχείς η διακριτές τιμές



The Filtering Problem for Hidden Markov Models

Σύστημα με διακριτό χώρο κατάστασης (ΗΜΜ)

$$x_{k+1} = f(x_k, w_k)$$
$$y_k = h(x_k, v_k)$$

- Για κάθε x_k υπάρχει μια σ.μ.π

$$P(x_{k+1} = j \mid y_0, ..., y_k) = \sum_{i=1}^m P(x_{k+1} = j \mid x_k = i, y_0, ..., y_k) P(x_k = i \mid y_0, ..., y_k)$$

$$= \sum_{i=1}^m P(x_{k+1} = j \mid x_k = i) P(x_k = i \mid y_0, ..., y_k)$$

The Filtering Problem for Hidden Markov Models

Σύστημα με διακριτό χώρο κατάστασης (ΗΜΜ)

$$x_{k+1} = f(x_k, w_k)$$
$$y_k = h(x_k, v_k)$$

- Όταν μετρήσουμε το y_{k+1} η εκ των υστέρων εκτίμηση του x_{k+1} , γίνεται

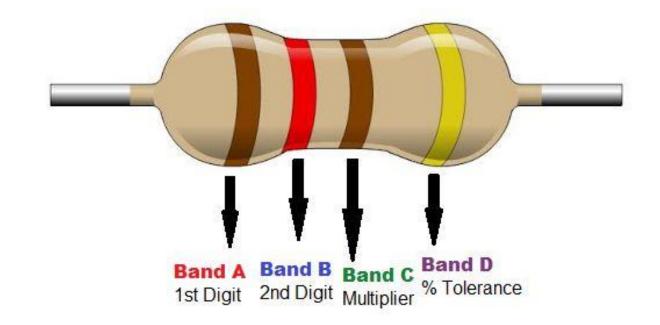
$$P(x_{k+1} = j \mid y_0, ..., y_{k+1}) = \frac{P(y_{k+1} \mid x_{k+1} = j, y_0, ..., y_k) P(x_{k+1} = j \mid y_0, ..., y_k)}{\sum_{i=1}^{m} P(y_{k+1} \mid x_{k+1} = i, y_0, ..., y_k) P(x_{k+1} = i \mid y_0, ..., y_k)}$$

$$= \frac{P(y_{k+1} \mid x_{k+1} = j) P(x_{k+1} = j \mid y_0, ..., y_k)}{\sum_{i=1}^{m} P(y_{k+1} \mid x_{k+1} = i) P(x_{k+1} = i \mid y_0, ..., y_k)}$$

Μια μηχανή παράγει αντιστάτες με ονομαστική αντίσταση *R*

Η μηχανή μπορεί να είναι σε μια από δύο καταστάσεις Proper (P) και non-proper (P')

- Αν η μηχανή είναι στην κατάσταση *R* οι αντιστάτες που παράγει έχουν αντίσταση από με κατανομή *N*(*R*, σ₁),
- Αλλιώς η κατανομή είναι $N(R, \sigma_2)$, με $\sigma_2 > \sigma_1$.



Η κατάσταση εξελίσσεται σύμφωνα με τη στοχαστική δυναμική

$$P(x_{k+1} = P \mid x_k = P) = 0.999,$$
 $P(x_{k+1} = P' \mid x_k = P) = 0.001$
 $P(x_{k+1} = P' \mid x_k = P') = 1$
 $y_k \sim N(R, \sigma(x_k))$

Θα εκτιμήσουμε την κατάσταση δοσμένων των μετρήσεων $y_1, ..., y_k$.

Η κατάσταση εξελίσσεται σύμφωνα με τη στοχαστική δυναμική

$$P(x_{k+1} = P \mid x_k = P) = 0.999,$$
 $P(x_{k+1} = P' \mid x_k = P) = 0.001$
 $P(x_{k+1} = P' \mid x_k = P') = 1$
 $y_k \sim N(R, \sigma(x_k))$

Θα εκτιμήσουμε την κατάσταση δοσμένων των μετρήσεων y_1 , ..., y_k . Αρχικά είναι σε κατάσταση P

$$P(x_{k+1} = P \mid y_0, ..., y_k) = 0.999P(x_k = P \mid y_0, ..., y_k)$$

$$P(x_{k+1} = P' \mid y_0, ..., y_k) = 0.001P(x_k = P \mid y_0, ..., y_k) + P(x_k = P' \mid y_0, ..., y_k)$$

An Example

Kανόνας Bayes

$$P(x_{k+1} = P \mid y_0, ..., y_{k+1}) = \frac{P(y_{k+1} \mid x_{k+1} = P)P(x_{k+1} = j \mid y_0, ..., y_k)}{P(y_{k+1} \mid x_{k+1} = P)P(x_{k+1} = P \mid y_0, ..., y_k) + P(y_{k+1} \mid x_{k+1} = P')P(x_{k+1} = P' \mid y_0, ..., y_k)}$$

Ισοδύναμα

$$P(x_{k+1} = P \mid y_0, ..., y_{k+1}) = \frac{\exp\left(-\frac{(y_k - R)^2}{2\sigma_1^2}\right) P(x_{k+1} = j \mid y_0, ..., y_k)}{\exp\left(-\frac{(y_k - R)^2}{2\sigma_1^2}\right) P(x_{k+1} = P \mid y_0, ..., y_k) + \exp\left(-\frac{(y_k - R)^2}{2\sigma_2^2}\right) P(x_{k+1} = P \mid y_0, ..., y_k)}$$

Φίλτρα Σωματιδίων

Εισαγωγή για τα Φίλτρα Σωματιδίων

Μέχρι τώρα υποθέσαμε ότι η $p(x_k \mid y_{0:k})$

είναι κατά προσέγγιση κανονική.

Είναι πάντα καλή υπόθεση;

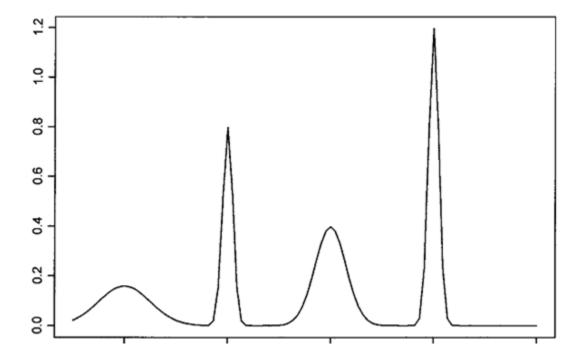
Εισαγωγή για τα Φίλτρα Σωματιδίων

Μέχρι τώρα υποθέσαμε ότι η

$$p(x_k \mid y_{0:k})$$

είναι κατά προσέγγιση κανονική.

Είναι πάντα καλή υπόθεση;

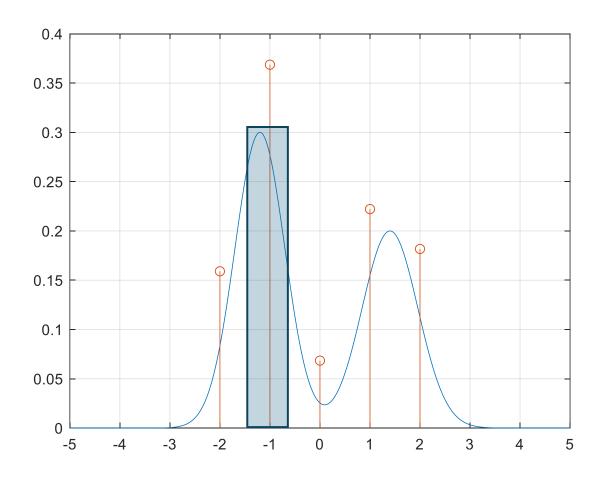


Εισαγωγή για τα Φίλτρα Σωματιδίων

Προσέγγιση με άθροισμα Dirac

$$p(x_k \mid y_{0:k}) \simeq \sum_{i=1}^{N} W_k^i \delta_{x_k^i}(x_k)$$

Είναι λογική αυτή η προσέγγιση;



$$F(x) = \int_{-\infty}^{x} p(z) dz$$

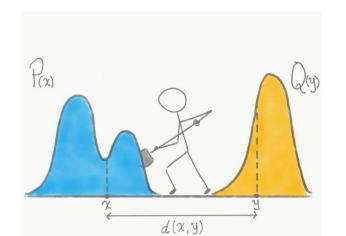
Εισαγωγή

Προσέγγιση στις σωρευτικές κατανομές

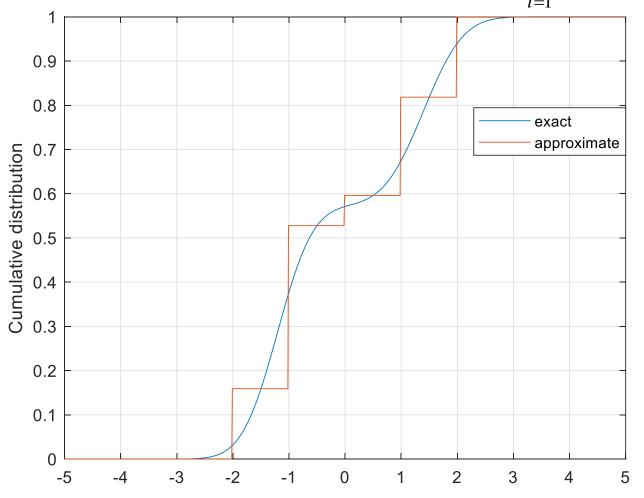
Πόσο καλή είναι η προσέγγιση;

Απόσταση κατανομών

- Kullback-Leibler divergence
- Wasserstein ...



$$E_{p(x)}[g(X)] \simeq E_{q(x)}[g(X)] = \sum_{i=1}^{N} W^{i}g(x^{i})$$



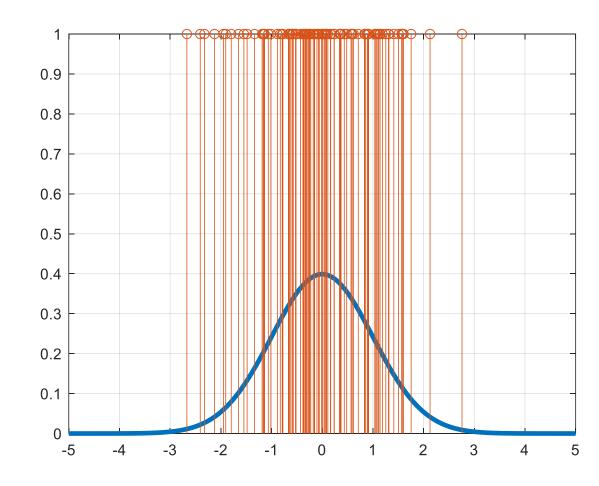
Προσέγγιση Κατανομής με Δειγματοληψία

Για την κατανομή p(x)

$$p(x) \simeq \sum_{i=1}^{N} \delta_{x^{i}}(x)$$

με x^i δείγματα μιας τ.μ. με κατανομή p(x)

$$E_{p(x)}[g(X)] \simeq \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} g(x^{i})$$



Διατύπωση

Σύστημα

$$x_{k+1} = f(x_k, w_k)$$
$$y_k = h(x_k, v_k)$$

- Δεν υποθέτουμε τίποτα για τις κατανομές ή τις συναρτήσεις εκτός από ότι
- Ξέρουμε τις κατανομές

Βήμα Πρόβλεψης

Ξεκινάμε με

$$p(x_k \mid y_{0:k}) \simeq \sum_{i=1}^{N} W_k^i \delta_{x_k^i}(x_k)$$

Κάθε όρος θα λέγεται σωματίδιο (particle)

Βήμα Πρόβλεψης

Ξεκινάμε με

$$p(x_k \mid y_{0:k}) \simeq \sum_{i=1}^{N} W_k^i \delta_{x_k^i}(x_k)$$

Κάθε όρος θα λέγεται σωματίδιο (particle)

Βήμα πρόβλεψης

Για κάθε particle δειγματοληπτούμε το w_k με μια τιμή $w_k^{\ i}$ και παράγουμε ένα νέο particle

$$x_{k+1}^{i,-} = f\left(x_k^i, w_k^i\right)$$

Η κατανομή του x_{k+1} με πληροφορία μέχρι τη στιγμή k, δίνεται προσεγγιστικά από

$$p(x_{k+1} | y_{0:k}) \simeq \sum_{i=1}^{N} W_k^i \delta_{x_{k+1}^{i-}}(x_{k+1})$$

Βήμα Διόρθωσης

Εκ των προτέρων

$$p(x_{k+1} \mid y_{0:k}) \simeq \sum_{i=1}^{N} W_k^i \delta_{x_{k+1}^i}(x_{k+1})$$

$$P(x_{k+1} = x_{k+1}^{i,-}) = W_k^i$$

- Εκ των υστέρων πριν την κανονικοποίηση

$$\tilde{W}_{k+1}^{i} = W_{k}^{i} P(y_{k+1} \mid x_{k+1}^{i-})$$

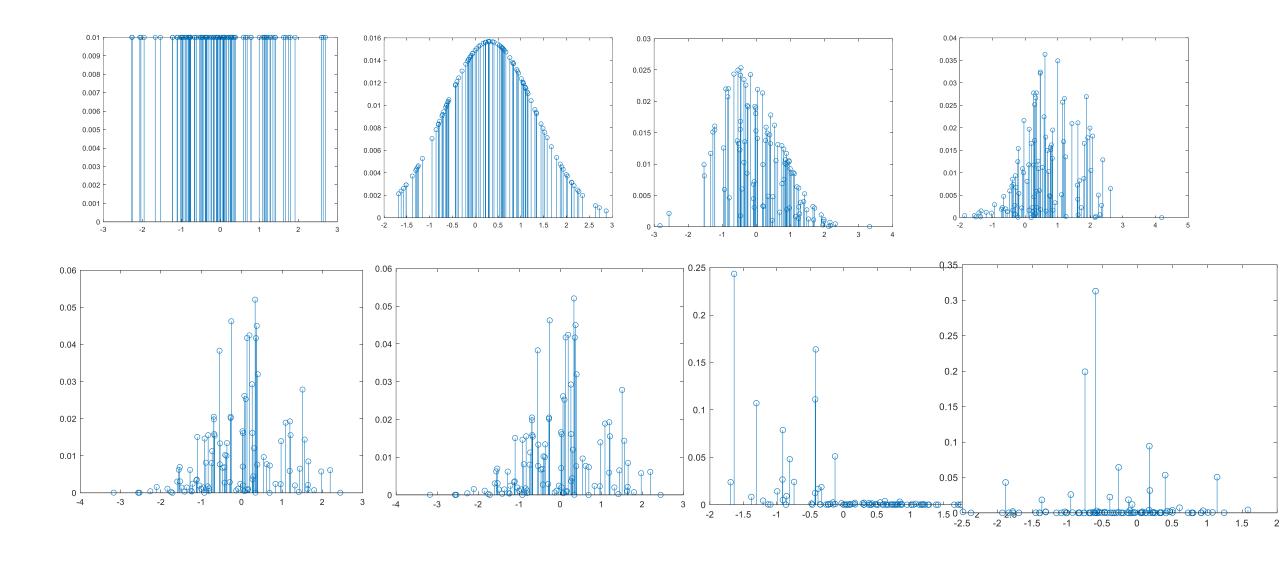
- Κανονικοποίηση

$$W_{k+1}^i = rac{ ilde{W}_{k+1}^i}{\sum_{i=1}^N ilde{W}_{k+1}^i}$$

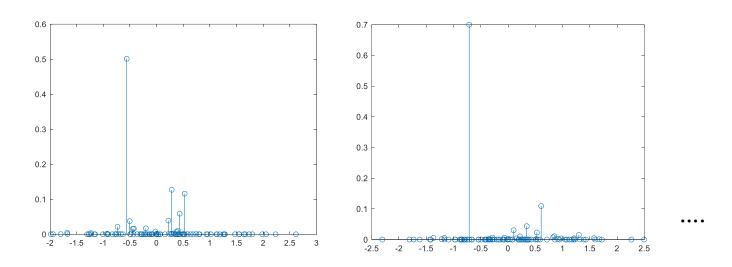
Importance Sampling

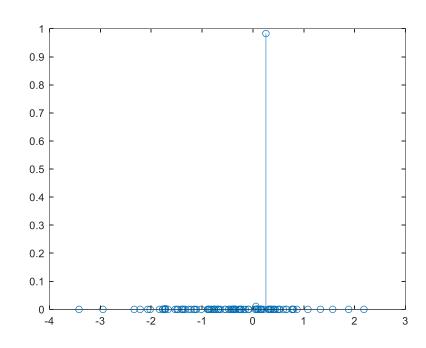
Ένας άλλος τρόπος να δούμε τις ίδιες εξισώσεις είναι η προσπάθεια δειγματοληψίας από την $p(x_{k+1} \mid y_{0:k+1})$

Degeneration Problem



Degeneration Problem





Το βάρος συγκεντρώνεται όλο και περισσότερο σε ένα particle

- Πώς θα προσεγγίσουμε κατανομές;

Resampling (Επανα-δειγματοληψία)

Πρόβλημα: Degeneracy

- Όλα τα βάρη προσεγγίζουν το 0 εκτός από ένα
- Δεν προσεγγίζουμε καλά την κατανομή
- Σπαταλάμε πόρους

Resampling (Επανα-δειγματοληψία)

Πρόβλημα: Degeneracy

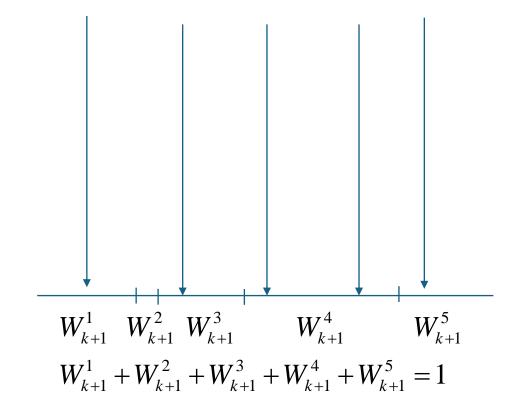
- Όλα τα βάρη προσεγγίζουν το 0 εκτός από ένα
- Δεν προσεγγίζουμε καλά την κατανομή
- Σπαταλάμε πόρους

Resampling

- Ξεκινάμε με τα δείγματα

$$\left(x_{k+1}^{i}, W_{k+1}^{i}\right)_{i=1}^{N}$$

και παράγουμε ομοιόμορφα N particles με ίσα βάρη



Particle Filter Αλγόριθμος

• Αρχικοποιούμε ένα σύνολο Particles

$$(x_{-1}^i, W_{-1}^i), i = 1, ..., N$$

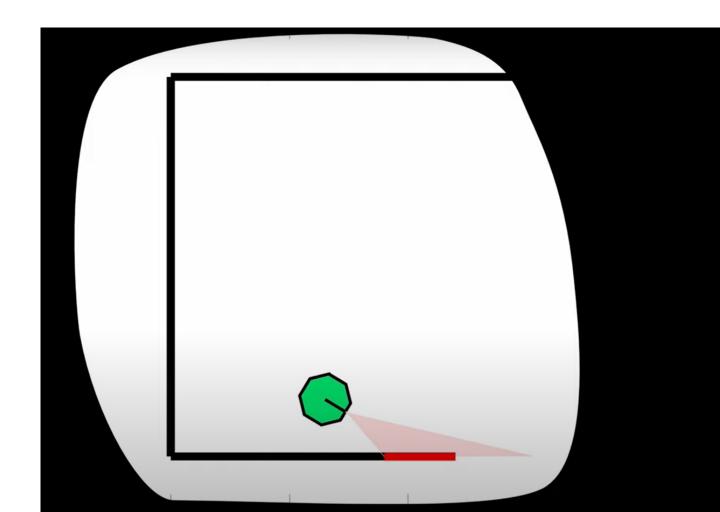
- Βήμα Πρόβλεψης
- Βήμα διόρθωσης
- Resampling

Example from MATLAB

Pose estimation for a robot with lidar sensor

See video

https://www.youtube.com/watch?v=
NrzmH_yerBU



Importance Sampling

Αρχική ιδέα για Particle Filters: Importance Sampling

Αν δεν μπορούμε να δειγματοληπτήσουμε από την κατανομή p(x)? Ας υποθέσουμε ότι μπορούμε να δειγματοληπτούμε από την q(x)

$$E_{p}[g(x)] = \int g(x)p(x)dx = \int g(x)\frac{p(x)}{q(x)}q(x)dx = \int \tilde{g}(x)q(x)dx = E_{q}[\tilde{g}(x)]$$

$$\approx \sum_{i=1}^{N}g(x^{i})\frac{p(x^{i})}{q(x^{i})} = \sum_{i=1}^{N}w^{i}g(x^{i})$$

Importance Sampling

ρ(x) προσεγγίζεται από

$$\sum_{k=1}^{N} w^{i} x^{i}$$

$$x^i \sim q(x), \qquad w^i = \frac{p(x^i)}{q(x^i)}$$

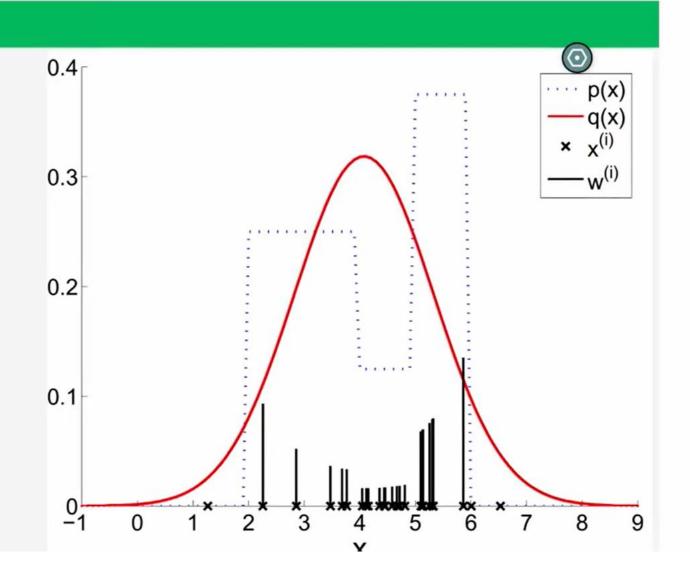
Η μέση τιμή είναι η ίδια, αλλά, η διακύμανση εξαρτάται από την q. Βέλτιστο για q = p

Example - Importance sampling

• Approximate p(x) using N independent samples from $q(x) = \mathcal{N}(x; 4, 1.5^2)$.

Figure from

7.2 Monte Carlo approximations and Importance sampling - YouTube



Επεκτάσεις

- Πότε και πώς γίνεται η δειγματοληψία πιθανόν με χρήση Importance Sampling
- Πότε και πώς γίνεται η επανάδειγματοληψία
- Χρήση μιας proposal distribution
- Rao-Blackwellized PF