

### MI Metody Identyfikacji

wykład #10b

1. Particle filter

 Rozszerzenie Bayesowskiego estymatora stanu na ogólny model nieliniowy oraz ogólne zakłócenia.

#### • Idea:

- Aproksymacja gęstości prawdopodobieństwa stanu za pomocą dużej ilości próbek, nazywanych cząstkami (particles).
- W regionach o dużych wartościach funkcji gęstości jest dużo owych cząstek.
- Rekurencyjny algorytm aktualizacji działa następująco:
  - i. Cząstki są propagowane w obiekcie
  - ii. Następnie są ważone w zależności od wiarygodności pomiaru
  - iii. Podczas nowego kroku próbkowania wybieramy nowy zbiór cząstek, też o równych wagach.



Rozważamy ogólny model nieliniowy:

$$x(k) = q_{k-1}(x(k-1), v(k-1)), \quad k = 1, 2, ...$$
  
 $z(k) = h_k(x(k), w(k)),$ 

• Ogólnie wyprowadzenie będzie dla systemu bez wejścia u(k-1), jednakże można dyskusje rozszerzyć na system zawierający wejście.



- Próbkowanie Monte Carlo
- Wykorzystanie dużej liczby próbek w celu aproksymacji funkcji gęstości prawdopodobieństwa
- Podstawa algorytmu filtru cząstek



- Rozważmy dyskretna zmienna losową y
  - Skończona przestrzeń wartości  $Y = (1, 2, 3, ..., \overline{Y})$
  - Odpowiadająca funkcja gęstości prawdopodobieństwa  $f_{\mathcal{Y}}(\cdot)$
- Wybieramy N <u>niezależnych</u> próbek z funkcją gęstości:  $\{y^1, y^2, y^3, \dots, y^N\}$
- Dla  $n \in \{1,2,\ldots,N\}$  niechaj

$$p_i^n \coloneqq \begin{cases} 1 & \text{je\'sli } y^n = i \\ 0 & \text{w pozosta\'sych przypadkach} \end{cases}, i = 1, \dots, \overline{Y}$$

• Niech  $p_i$  oznacza średnią z  $p_i^n$  na N próbkach

$$p_i \coloneqq \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} p_i^n$$

Z prawa wielkich liczb

$$p_i \xrightarrow{N \to \infty} E[p_i^n] = f_y(i)$$

Wniosek:

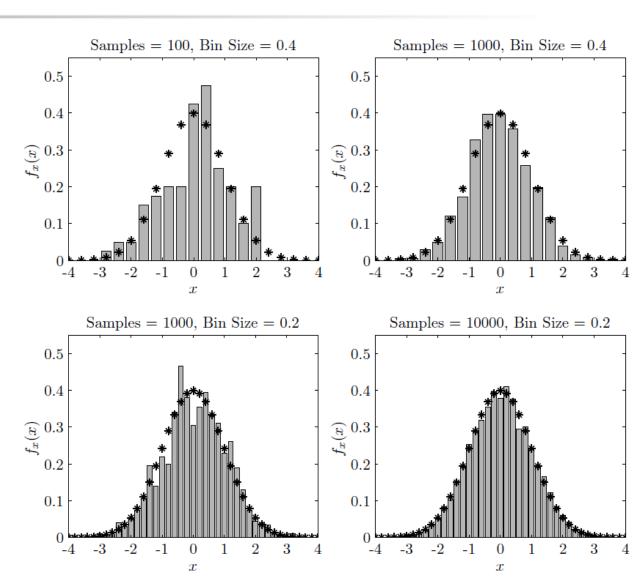
funkcja gęstości prawdopodobieństwa zmiennej losowej może być aproksymowana powtarzanym próbkowaniem z funkcji gęstości prawdopodobieństwa





# Filtr cząstek – Particle Filter przykład

- Aproksymujemy rozkład normalny o zerowej średniej oraz wariancji powtarzając rysowanie próbek z tej funkcji gęstości.
- Poniższy rysunek pokazuje przykłady dla różnych ilości próbek oraz rozmiarów podziałów na podzbiory (ang. bins)  $\Delta x$ .
- Rzeczywisty kształt pokazany jest gwiazdkami, natomiast histogram pokazuje próbkowanie Monte Carlo.



Automatyki i Informatyki Stosowanej Politechnika Warszawska

2018 zima

- Bayesowski estymator stanu (filtr śledzący) wyznacza f(x(k)|z(1:k))
- Celem filtru cząstek jest aproksymacja f(x(k)|z(1:k))
- Wyznaczamy dodatkowe zmienne jak dla filtru Kalmana:  $x_p(k)$ ,  $x_m(k)$  i  $z_m(k)$ .
- Rozróżniamy zmienną z(k) oraz wartość  $\bar{z}(k)$  jaką ona przyjmuje (aktualny pomiar w chwili k).

Init: 
$$x_m(0) := x(0)$$
  
S1:  $x_p(k) := q_{k-1}(x_m(k-1), v(k-1))$   
S2:  $z_m(k) := h_k(x_p(k), w(k))$   
 $x_m(k)$  defined via its PDF  
 $f_{x_m(k)}(\xi) := f_{x_p(k)|z_m(k)}(\xi|\bar{z}(k)) \quad \forall \xi$   $k = 1, 2, ...$ 

$$f_{x_p(k)}(\xi) = f_{x(k)|z(1:k-1)}(\xi|\bar{z}(1:k-1))$$
  
$$f_{x_m(k)}(\xi) = f_{x(k)|z(1:k)}(\xi|\bar{z}(1:k)).$$

2018 zima



- Zadanie: mając funkcję gęstości  $f_{x_m(k-1)}(\cdot)$  zmiennej  $x_m(k-1)$  budujemy funkcje gęstości  $f_{x_p(k)}(\cdot)$  zmiennej  $x_n(k)$ . Obie będziemy aproksymować metodą próbkowania Monte Carlo.
- Niech:

$$f_{x_m(k-1)}(\xi) \approx \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \delta(\xi - x_m^n(k-1)) \quad \forall \xi$$

• gdzie  $\{x_m^n(k-1)\}$  to jest N próbek aproksymujących funkcje gęstości  $x_m(k-1)$ . Są to próbki Monte Carlo  $f_{x_m(k-1)}(\cdot)$ .

$$f_{x_p(k)}(\xi) \approx \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \delta(\xi - x_p^n(k)) \quad \forall \xi$$

• gdzie  $x_p^n(k) := q_{k-1}(x_m^n(k-1), v^n(k-1))$ , dla n=1,2,...,N i  $v^n(k-1)$  jest próbką  $f_{v(k-1)}(\cdot)$ .



# Filtr cząstek – Particle Filter predykcja *a priori*

- Metoda jest intuicyjna. Propagujemy N cząstek przez dynamikę procesu. Taka symulacja równoległa.
- Założywszy N wystarczająco "duże" i  $\{x_m^n(k-1)\}$  jako "dobrq" reprezentację  $f_{x_m(k-1)}(\cdot)$ , to wtedy  $\{x_p^n(k)\}$  będzie "dobrq" reprezentację  $f_{x_p(k)}(\cdot)$ .



- Zadanie: mając funkcję gęstości  $f_{x_p(k)}(\cdot)$  zmiennej  $x_p(k) \in X$  (z predykcji *a priori* pomiaru  $\bar{z}(k)$ ) budujemy funkcje gęstości  $f_{x_m(k)}(\cdot)$  zmiennej  $x_m(k)$ . Obie będziemy aproksymować metodą próbkowania Monte Carlo.
- Z reguly Bayesa mamy:

$$f_{x_{m}(k)}(\xi) := f_{x_{p}(k)|z_{m}(k)}(\xi|\bar{z}(k)) = \frac{f_{z_{m}(k)|x_{p}(k)}(\bar{z}(k)|\xi) f_{x_{p}(k)}(\xi)}{\sum_{\zeta \in \mathcal{X}} f_{z_{m}(k)|x_{p}(k)}(\bar{z}(k)|\zeta) f_{x_{p}(k)}(\zeta)}, \quad \forall \xi.$$

• Aproksymujemy  $f_{x_n(k)}(\cdot)$  na podstawie próbkowania Monte Carlo

$$f_{x_p(k)}(\xi) \approx \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \delta\left(\xi - x_p^n(k)\right), \quad \forall \xi$$



• Podstawiając  $f_{\chi_n(k)}(\cdot)$  do wzoru na  $f_{\chi_n(k)|z_m(k)}(\xi|\bar{z}(k))$  otrzymujemy

$$f_{x_p(k)|z_m(k)}(\xi|\bar{z}(k)) \approx \sum_{n=1}^N \beta_n \,\delta(\xi - x_p^n(k)) = \alpha \,f_{z_m(k)|x_p(k)}(\bar{z}(k)|\xi) \,\sum_{n=1}^N \delta(\xi - x_p^n(k))$$

gdzie  $\alpha$  jest stałą dla wszystkich  $\xi$ .

• Otrzymujemy N równań podstawiając odpowiednio  $\xi = x_p^n(k)$  dla n=1,2,...,N (pamiętajmy, że  $\delta(.)$  wynosi zero, oprócz sytuacji gdy argument jest zerowy)

$$\beta_n = \alpha f_{z_m(k)|x_n(k)}(\bar{z}(k)|x_p^n(k)) \qquad n = 1, 2, \dots, N$$

• Ponieważ wymagamy  $\sum_{n=1}^N \beta_n = 1$ , aby  $f_{x_p(k)|z_m(k)}(\xi|\bar{z}(k))$  było ważną funkcją gęstości prawdopodobieństwa, otrzymujemy:

$$\alpha = \left(\sum_{n=1}^{N} f_{z_m(k)|x_p(k)}(\bar{z}(k)|x_p^n(k))\right)^{-1}$$



- Intuicyjnie traktujemy każdą cząstkę oddzielnie. Aktualizacja *a posteriori* używa tych samych cząstek co predykcja *a priori*, tyle że skalowanych wiarygodnością pomiaru.
- Podsumowanie: otrzymujemy reprezentację funkcji gęstości  $f_{\chi_m(k)}(\cdot)$

$$f_{x_m(k)}(\xi) = f_{x_p(k)|z_m(k)}(\xi|\bar{z}(k)) \approx \sum_{n=1}^{N} \beta_n \,\delta(\xi - x_p^n(k)), \quad \forall \xi$$

• Chociaż to jeszcze nie koniec. Cząstki muszą być identycznie ważone 1/N.



- Ponowne próbkowanie
  - Wybieramy N cząstek, z prawdopodobieństwem wybrania n-tej cząstki  $\beta_n$ . Rysujemy N próbek z funkcji gęstości danej jako  $\sum_{n=1}^N \beta_n \delta\left(\xi-x_p^n(k)\right)$ . Stosujemy <u>algorytm</u>:
  - Powtórz *N* razy:
    - 1. Wybierz losowy numer r równomiernie z przedziału (0,1)
    - 2. Wybierz cząstkę  $\bar{n}$ , taką że  $\sum_{n=1}^{\bar{n}} \beta_n \geq r$  i  $\sum_{n=1}^{\bar{n}-1} \beta_n < r$
  - Otrzymujemy N nowych cząstek  $x_m^n(k)$ , będących podzbiorem poprzednich. Wszystkie maja taka samą wagę.

$$f_{x_m(k)}(\xi) \approx \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \delta(\xi - x_m^n(k)), \quad \forall \xi$$

• To kończy się praca algorytmu.



# Filtr cząstek – Particle Filter podsumowanie

- Inicjalizacja: wybieramy N próbek  $\{x_m^n(0)\}$  z  $f_{x(0)}(\cdot)$ . To są wstępne cząstki.
- Krok 1: Predykcja a priori

Wyznaczamy cząstki a priori  $\{x_p^n(k)\}$  na podstawie równania stanu dla znanych cząstek  $\{x_m^n(k-1)\}$   $x_p^n(k)=q_{n-1}\big(x_m^n(k-1),v^n(k-1)\big)$  dla  $n=1,2,\ldots,N,$  co wymaga N próbek szumu z rozkładu  $f_{v(k-1)}(\cdot)$ 

• Krok 2: Aktualizacja a posteriori

Skalujemy wszystkie próbki przez wiarygodność pomiaru

$$\beta_n = \alpha f_{z(k)|x(k)} \left( \bar{z}(k) | x_p^n(k) \right) \text{dla } n=1,2,...,N,$$

Gdzie  $\alpha$  jest stała normalizacji, taką że  $\sum_{n=1}^{N} \beta_n = 1$ .

Wykonujemy ponowne próbkowanie w celu otrzymania N nowych cząstek a posteriori  $x_m^n(k)$ .



# Filtr cząstek – Particle Filter problemy

- Wszystkie cząstki zbiegają do jednej  $\rightarrow$  co jest błędną reprezentacją funkcji gęstości prawdopodobieństwa. Wynika ze skończonej ilości posiadanych danych N (założenie było, że  $N \rightarrow \infty$ ).
- Rozwiązanie jest bardzo kosztowne obliczeniowo. W szczególności konieczność posiadania dużej ilości próbek N.
- Przedstawiony algorytm jest w wersji podstawowej. Istnieje wiele jego modyfikacji, w szczególności uwzględniających zastosowanie wydajniejszych metod numerycznych.

