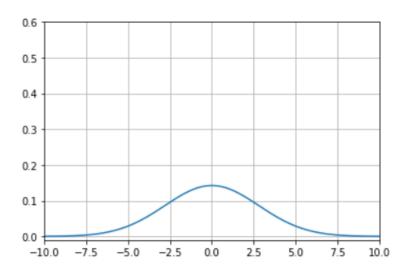
# Od rozkładu Gaussa do autoenkoderów wariacyjnych

Arkadiusz Kwasigroch

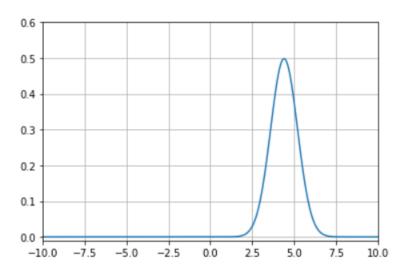
#### Plan

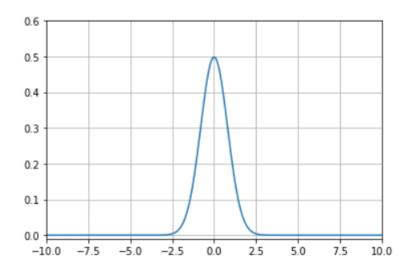
- Estymacja rozkładu
- Regresja liniowa
- Regresja logistyczna
- PCA
- Autoenkodery
- Probabilistyczne PCA
- Autoenkodery wariacyjne

#### Rozkład Gaussa



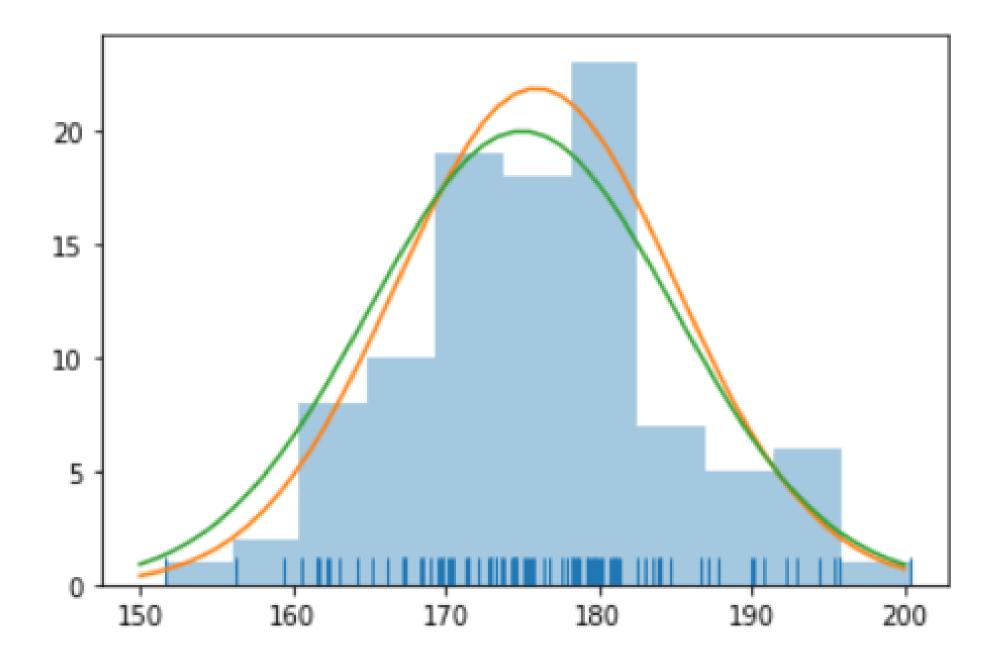
$$\mathcal{N}(x|\mu,\sigma^2) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2\right\}$$





- Zakładamy wektor obserwacji X (np. wzrost poszczególnych osób w grupie)
- Zakładamy, że wzrost jest zmienną losową o rozkładzie normalnym (Gaussa), których parametrów μ i σ nie znamy
- 3. Zakładamy, że prawdopodobieństwo pojawienia się osoby o określonym wzroście wynosi:

$$p(x|\mu,\sigma^2) = \mathcal{N}(x|\mu,\sigma^2)$$



4. Szukamy natomiast prawdopodobieństwa łącznego wystąpienia wszystkich zdarzeń – wylosowania grupy osób

$$p(x_1, x_2, x_3, x_4) = p(x_1)p(x_2)p(x_3)p(x_4)$$

Tylko dla IID
Independent and
identically
distributed

Co w naszym przypadku prowadzi do następującego wzoru

$$p(\mathbf{x}|\mu,\sigma^2) = \prod_{n=1}^{N} \mathcal{N}\left(x_n|\mu,\sigma^2\right)$$

Otrzymana funkcja nazywa się funkcją wiarygodności (likelihood function)

Funkcja wiarygodności (wiarygodność) – w statystyce, funkcja parametru modelu i próby losowej, która jest proporcjonalna do prawdopodobieństwa zaobserwowania próby o konkretnej postaci przy różnych parametrach modelu. Wyraża "wiarygodność" wartości parametru w obliczu danych.

$$p(\mathbf{x}|\mu,\sigma^2) = \prod_{n=1}^{N} \mathcal{N}\left(x_n|\mu,\sigma^2\right)$$

• In <u>statistics</u>, the <u>likelihood function</u> (often simply called the <u>likelihood</u>) measures the <u>goodness of fit</u> of a statistical model to a sample of data for given values of the <u>unknown parameters</u>. It is formed from the <u>joint probability distribution</u> of the sample, but viewed and used as a <u>function of the parameters only</u>, thus treating the random variables as fixed at the observed values

$$p(\mathbf{x}|\mu,\sigma^2) = \prod_{n=1}^{N} \mathcal{N}\left(x_n|\mu,\sigma^2\right)$$

Chcemy aby nasze dopasowanie było jak najlepsze, dlatego funkcję wiarygodności maksymalizujemy. Procedura uzyskania parametrów, które maksymalizują tę funkcję nazywamy:

#### **Maximum Likelihood Estimation (MLE)**

$$p(\mathbf{x}|\mu,\sigma^2) = \prod_{n=1}^{N} \mathcal{N}\left(x_n|\mu,\sigma^2\right)$$

Uzyskana forma funkcji wiarygodności jest podatna na niestabilność numeryczną. Niskie wartości prawdopodobieństwa mogą prowadzić do bardzo małych liczb bliskich zera. Aby temu zapobiec korzystamy z właściwości logarytmów:

$$log(ab) = log(a) + log(b)$$

Logarytm jest monotoniczną funkcją rosnącą, więc maksymalizacja logarytmu danej funkcji jest równoznaczna maksymalizacji samej funkcji

$$\arg\max_{x} log(f(x)) = \arg\max_{x} f(x)$$

Wykorzystując opisane własności możemy zapisać:

$$\log p(\boldsymbol{X}|\mu,\sigma) = \sum_{n=1}^{N} \log \mathcal{N}(x_n|\mu,\sigma)$$

Zmienić na In

Po podstawieniu równania rozkładu Gaussowskiego i uproszczeniu otrzymujemy:

$$\ln p\left(\mathbf{x}|\mu,\sigma^{2}\right) = -\frac{1}{2\sigma^{2}} \sum_{n=1}^{N} (x_{n} - \mu)^{2} - \frac{N}{2} \ln \sigma^{2} - \frac{N}{2} \ln(2\pi)$$

$$\mathcal{N}\left(x|\mu,\sigma^2\right) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2\right\}$$

Maksymalizując równanie względem parametrów otrzymujemy:

$$\mu_{\text{ML}} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} x_n$$

$$\sigma_{\text{ML}}^2 = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} (x_n - \mu_{\text{ML}})^2$$

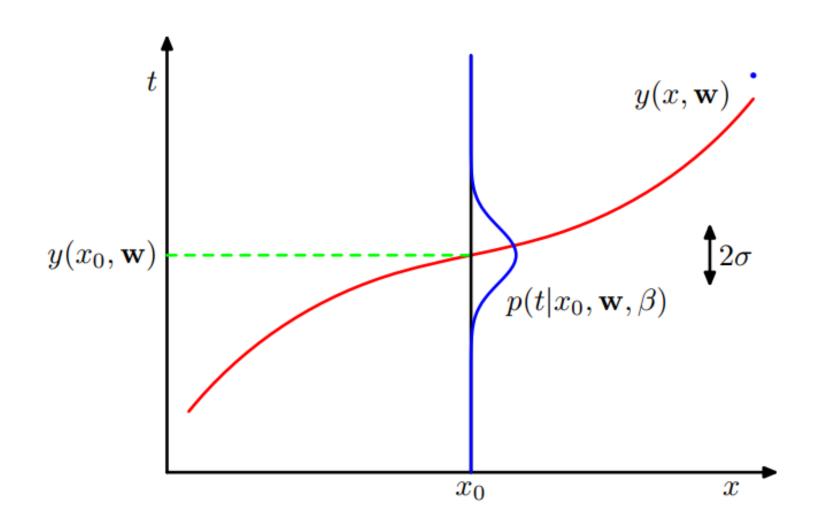
#### Regresja liniowa

Funkcja wiarygodności jest pojęciem ogólnym, stosowanym do dużego zakresu różnych algorytmów.

Regresję liniową możemy przedstawić jako model probabilistyczny:

$$p(t|x, \mathbf{w}, \beta) = \mathcal{N}\left(t|y(x, \mathbf{w}), \beta^{-1}\right)$$

# Regresja liniowa



#### Regresja liniowa – funkcja wiarygodności

$$p(\mathbf{t}|\mathbf{x}, \mathbf{w}, \beta) = \prod_{n=1}^{N} \mathcal{N}\left(t_n|y(x_n, \mathbf{w}), \beta^{-1}\right)$$

Podstawiając równanie na rozkład Gaussa oraz logarytmując dwie strony funkcji wiarygodności:

$$\ln p(\mathbf{t}|\mathbf{x},\mathbf{w},\beta) = -\frac{\beta}{2} \sum_{n=1}^{N} \left\{ y(x_n,\mathbf{w}) - t_n \right\}^2 + \frac{N}{2} \ln \beta - \frac{N}{2} \ln(2\pi).$$

$$\beta = \frac{1}{\sigma^2} \qquad \qquad \mathcal{N}\left(x|\mu,\sigma^2\right) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2\right\}$$

#### Regresja liniowa – funkcja wiarygodności

W praktyce funkcję wiarygodności mnożymy przez -1, co prowadzi do minimalizacji błędu średniokwadratowego.

#### Regresja liniowa – funkcja wiarygodności

Aby uzyskać parametr β maksymalizujący funkcję wiarygodności korzystamy z równania

$$\frac{1}{\beta_{\text{ML}}} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^{N} \{y(x_n, \mathbf{w}_{\text{ML}}) - t_n\}^2$$

#### Regresja liniowa – ostateczny model

Ostatecznie otrzymujemy "rozkład predykcyjny" (*predictive* distribution)

$$p(t|x, \mathbf{w}_{\mathrm{ML}}, \beta_{\mathrm{ML}}) = \mathcal{N}\left(t|y(x, \mathbf{w}_{\mathrm{ML}}), \beta_{\mathrm{ML}}^{-1}\right)$$

#### Regresja logistyczna

Model probabilistyczny dwuklasowej regresji logistycznej wyrażony jest wzorami:

$$p(C_1|\boldsymbol{\phi}) = y(\boldsymbol{\phi}) = \sigma\left(\mathbf{w}^{\mathrm{T}}\boldsymbol{\phi}\right)$$

$$p(\mathcal{C}_2|\boldsymbol{\phi}) = 1 - p(\mathcal{C}_1|\boldsymbol{\phi})$$

Gdzie:

$$\sigma(\cdot)$$

jest funkcją sigmoidalną

#### Regresja logistyczna – funkcja wiarygodności

Funkcja wiarygodności dla takiego modelu wygląda następująco

$$p(\mathbf{t}|\mathbf{w}) = \prod_{n=1}^{N} y_n^{t_n} \left\{ 1 - y_n \right\}^{1 - t_n}$$
$$\sigma(\mathbf{w}^{\mathrm{T}} \boldsymbol{\phi})$$

## Regresja logistyczna – funkcja wiarygodności

Po zlogarytmowaniu i uproszczeniu, otrzymujemy dobrze znaną funkcję nazywaną "binary cross entropy"

$$-\ln p(\mathbf{t}|\mathbf{w}) = -\sum_{n=1}^{N} \{t_n \ln y_n + (1-t_n) \ln(1-y_n)\}\$$

#### Funkcja wiarygodności - podsumowanie

$$m{ heta}_{ ext{ML}} = rg \max_{m{ heta}} p_{ ext{model}}(\mathbb{X}; m{ heta})$$

$$= rg \max_{m{ heta}} \prod_{i=1}^{m} p_{ ext{model}}(m{x}^{(i)}; m{ heta})$$

Funkcja wiarygodności może być zastosowana do rozkładów warunkowych (uczenie nadzorowane)

$$\boldsymbol{\theta}_{\mathrm{ML}} = \underset{\boldsymbol{\theta}}{\mathrm{arg\,max}} P(\boldsymbol{Y} \mid \boldsymbol{X}; \boldsymbol{\theta})$$

#### PCA - Principal Conponent Analysis

Algorytm PCA wykorzystywany jest do redukcji wymiarowości danych Zastosowania:

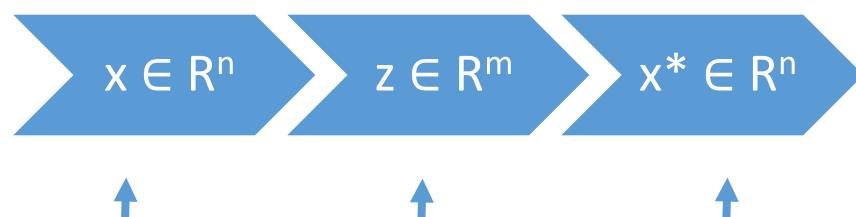
- Kompresja danych
- Ekstrakcja cech
- Wizualizacja danych

#### PCA - wzór

$$J(\mathbf{W}, \mathbf{Z}) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} ||\mathbf{x}_i - \hat{\mathbf{x}}_i||^2$$

$$z = W^T x$$

$$x^* = Wz$$

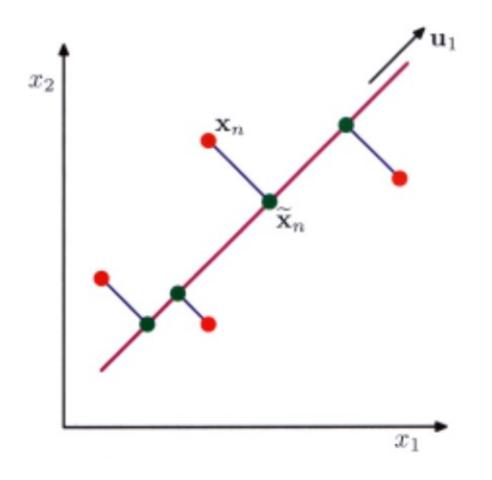


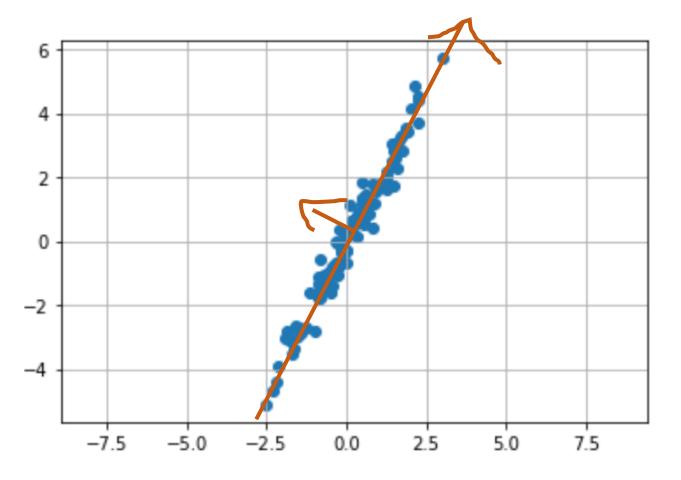
Zmienna obserwowana (observed variable)

Zmienna ukryta (latent variable)

Rekonstrukcja

# PCA - intuicja





Original



$$M = 1$$



$$M = 10$$



$$M = 50$$

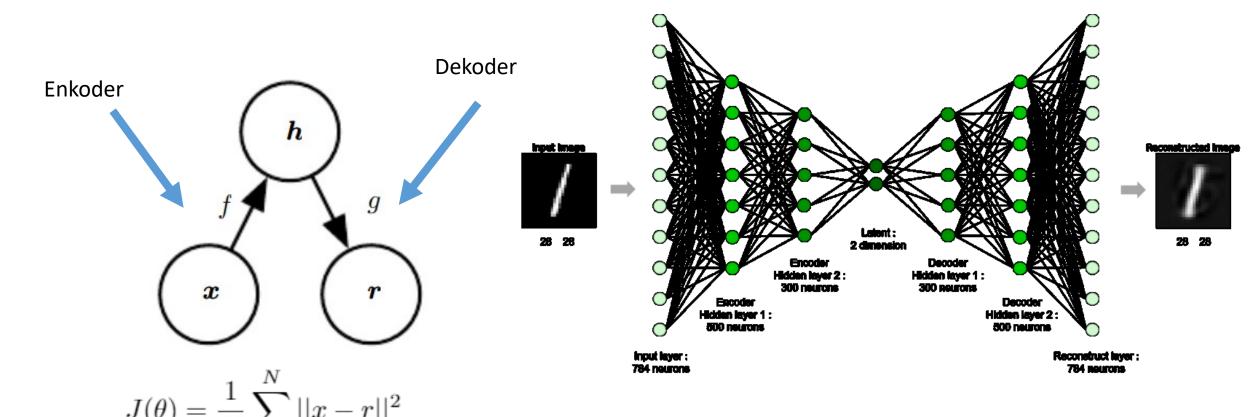


$$M = 250$$



#### Autoenkodery

Na podobnej zasadzie do PCA działają autoenkodery, które są oparte o sieci neuronowe



#### Autoenkodery - wykorzystanie

- Redukcja wymiarowości
- Wizualizacja
- Odszumianie (denoising autoencoders)
- Nienadzorowana ekstrakcja cech (nie potrzeba danych oetykietowanych)

#### Probabilistyczne PCA

Uogólnieniem algorytmu PCA, jest probabilistyczne PCA

#### PCA - wzór

$$z = W^T x \qquad x^* = Wz$$

$$x \in \mathbb{R}^n \qquad z \in \mathbb{R}^m \qquad x^* \in \mathbb{R}^n$$

$$\lim_{\text{Zmienna obserwowana (observed variable)}} \lim_{\text{Zmienna ukryta (latent variable)}} \lim_{\text{Rekonstrukcja (latent variable)}}$$

#### Probabilistyczne PCA – budowa modelu

Definiujemy równanie na zmienną obserwowaną

$$x = Wz + \mu + \epsilon$$

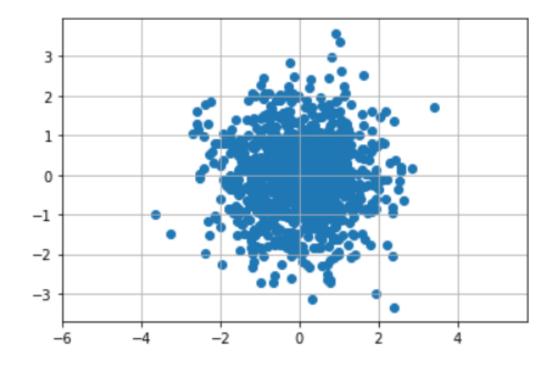
Ze względu na to, że ε jest zmienną losową, x również jest zmienną losową wyrażoną rozkładem

$$p(\mathbf{x}|\mathbf{z}) = \mathcal{N}(\mathbf{x}|\mathbf{W}\mathbf{z} + \boldsymbol{\mu}, \sigma^2 \mathbf{I})$$
Parametry modelu

#### Probabilistyczne PCA – budowa modelu

Zakładamy rozkład zmiennej ukrytej z (latent variable) jako wielowymiarowy rozkład Gaussa:

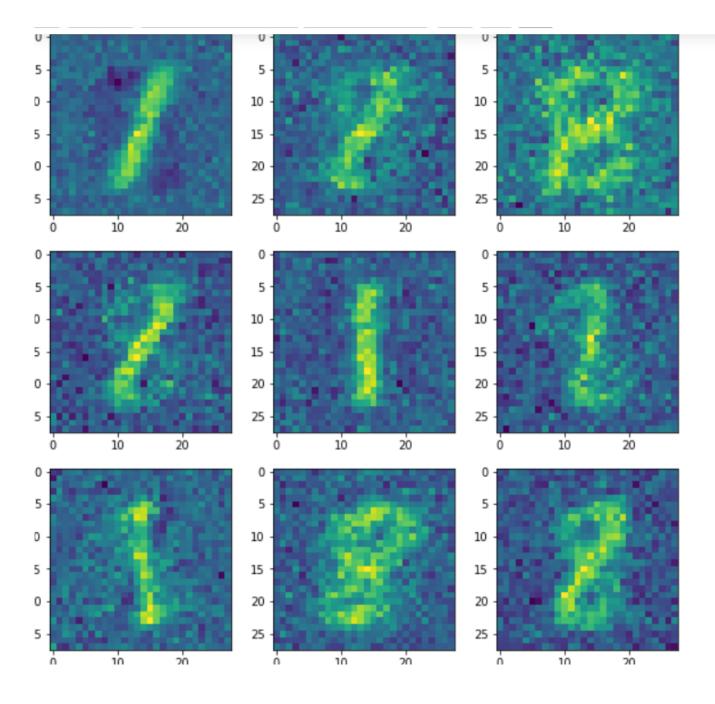
$$p(\mathbf{z}) = \mathcal{N}(\mathbf{z}|\mathbf{0}, \mathbf{I})$$



#### Probabilistyczne PCA – model generatywny

Zdefiniowane prawdopodobieństwa umożliwiają nam generowanie przykładów z rozkładu p(x), który jest rozkładem danych (data distribution)

- 1. Losujemy zmienną ukrytą z rozkładu p(z)
- 2. Losujemy zmienną obserwowaną z rozkładu p(x|z) wykorzystując wylosowane z



#### Dwie zasady prawdopodobieństwa

#### The Rules of Probability

$$\mathbf{sum rule} \qquad p(X) = \sum_{Y} p(X, Y) \tag{1.10}$$

**product rule** 
$$p(X,Y) = p(Y|X)p(X).$$
 (1.11)

#### Probabilistic PCA – rozkład p(x)

W probabilistycznym PCA, możemy obliczyć funkcję wiarygodności. Aby to zrobić należy wyznaczyć rozkład p(x)

Mając zdefiniowane rozkłady p(z) oraz p(x|z) możemy z łatwością obliczyć rozkład p(x), wykorzystując zasady iloczyny i sumy prawdopodobieństwa

Znane rozkłady Gaussa

$$p(x,z) = p(x \mid z)p(z)$$
 
$$p(x) = \int p(x,z)dz = \int p(x \mid z)p(z)dz$$

### Probabilistic PCA – rozkład p(x)

Dzięki temu, że rozkład p(z) oraz p(x|z) są rozkładami Gaussa, korzystając z tablic, można otrzymać rozkład p(x) oraz p(z|x)

#### Marginal and Conditional Gaussians

Given a marginal Gaussian distribution for x and a conditional Gaussian distribution for y given x in the form

$$p(\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{x}|\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Lambda}^{-1})$$
 (2.113)  
$$p(\mathbf{y}|\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{y}|\mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b}, \mathbf{L}^{-1})$$
 (2.114)

$$p(\mathbf{y}|\mathbf{x}) = \mathcal{N}(\mathbf{y}|\mathbf{A}\mathbf{x} + \mathbf{b}, \mathbf{L}^{-1})$$
 (2.114)

the marginal distribution of y and the conditional distribution of x given y are given by

$$p(\mathbf{y}) = \mathcal{N}(\mathbf{y}|\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}, \mathbf{L}^{-1} + \mathbf{A}\boldsymbol{\Lambda}^{-1}\mathbf{A}^{\mathrm{T}})$$
 (2.115)

$$p(\mathbf{y}) = \mathcal{N}(\mathbf{y}|\mathbf{A}\boldsymbol{\mu} + \mathbf{b}, \mathbf{L}^{-1} + \mathbf{A}\boldsymbol{\Lambda}^{-1}\mathbf{A}^{\mathrm{T}})$$
(2.115)  
$$p(\mathbf{x}|\mathbf{y}) = \mathcal{N}(\mathbf{x}|\mathbf{\Sigma}\{\mathbf{A}^{\mathrm{T}}\mathbf{L}(\mathbf{y} - \mathbf{b}) + \boldsymbol{\Lambda}\boldsymbol{\mu}\}, \boldsymbol{\Sigma})$$
(2.116)

where

$$\mathbf{\Sigma} = (\mathbf{\Lambda} + \mathbf{A}^{\mathrm{T}} \mathbf{L} \mathbf{A})^{-1}. \tag{2.117}$$

#### Probabilistic PCA – zbiór rozkładów

$$p(\mathbf{z}) = \mathcal{N}(\mathbf{z}|\mathbf{0}, \mathbf{I})$$

$$p(\mathbf{x}|\mathbf{z}) = \mathcal{N}(\mathbf{x}|\mathbf{W}\mathbf{z} + \boldsymbol{\mu}, \sigma^2 \mathbf{I})$$

Wynikające z budowy modelu

$$p(x) = \mathcal{N}(x|\mu, C)$$

$$p(\mathbf{z}|\mathbf{x}) = \mathcal{N}\left(\mathbf{z}|\mathbf{M}^{-1}\mathbf{W}^{\mathrm{T}}(\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}), \sigma^{-2}\mathbf{M}\right)$$

Otrzymane z zasad sumy i iloczynu prawdopodobieństwa

$$p(x,z) = p(x \mid z)p(z)$$
 
$$p(x) = \int p(x,z)dz = \int p(x \mid z)p(z)dz$$

Otrzymane z twierdzenia Bayesa

$$p(z|x) = \frac{p(x|z)p(z)}{p(x)}$$

### PCA - przypadek szczególny PPCA

Przy  $\sigma \rightarrow 0$  algorytm PPCA staje się algorytmem PCA

$$p(\mathbf{z}|\mathbf{x}) = \mathcal{N}\left(\mathbf{z}|\mathbf{M}^{-1}\mathbf{W}^{\mathrm{T}}(\mathbf{x}-\boldsymbol{\mu}), \boldsymbol{\sigma}^{-2}\mathbf{M}\right)$$

# Funkcja wiarygodności

Mając wyznaczone p(x), możemy obliczyć funkcję wiarygodności dla posiadanych danych. Jak zazwyczaj, używa się logarytmu funkcji wiarygodności w celu ułatwienia obliczeń. Parametrami naszego modelu są W,  $\mu$ , i  $\sigma^2$ 

$$\ln p(\mathbf{X}|\boldsymbol{\mu}, \mathbf{W}, \sigma^2) = \sum_{n=1}^{N} \ln p(\mathbf{x}_n | \mathbf{W}, \boldsymbol{\mu}, \sigma^2)$$

$$= -\frac{ND}{2} \ln(2\pi) - \frac{N}{2} \ln |\mathbf{C}| - \frac{1}{2} \sum_{n=1}^{N} (\mathbf{x}_n - \boldsymbol{\mu})^{\mathrm{T}} \mathbf{C}^{-1} (\mathbf{x}_n - \boldsymbol{\mu})$$

## Maksymalizacja funkcji wiarygodności

Maksymalizację funkcji wiarygodności można dokonać na dwa sposoby

• Closed-form solution – obliczenie parametrów z równań

$$\mathbf{\mu} = \overline{\mathbf{X}}$$

$$\sigma_{\mathrm{ML}}^2 = \frac{1}{D-M} \sum_{i=M+1}^{D} \lambda_i$$

$$\mathbf{W}_{\mathrm{ML}} = \mathbf{U}_M (\mathbf{L}_M - \sigma^2 \mathbf{I})^{1/2} \mathbf{R}$$

 Expected Maximization – algorytm iteracyjny wyznaczania parametrów modelu

Losowo wybieramy parametry modelu, następnie podczas każdej iteracji parametry są akutalizowane

## Algorytm EM dla PCA

$$\mathbf{\Omega} = (\mathbf{W}_{\mathrm{old}}^{\mathrm{T}} \mathbf{W}_{\mathrm{old}})^{-1} \mathbf{W}_{\mathrm{old}}^{\mathrm{T}} \widetilde{\mathbf{X}}$$

and the M step (12.56) takes the form

$$\mathbf{W}_{\mathrm{new}} = \widetilde{\mathbf{X}}^{\mathrm{T}} \mathbf{\Omega}^{\mathrm{T}} (\mathbf{\Omega} \mathbf{\Omega}^{\mathrm{T}})^{-1}.$$

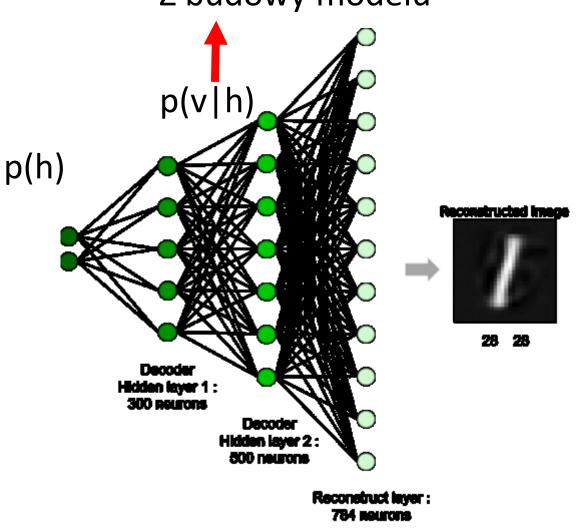
#### Zalety PPCA

- We can derive an EM algorithm for PCA that is computationally efficient in situations where only a few leading eigenvectors are required and that avoids having to evaluate the data covariance matrix as an intermediate step.
- The combination of a probabilistic model and EM allows us to deal with missing values in the data set.
- Probabilistic PCA forms the basis for a Bayesian treatment of PCA in which the dimensionality of the principal subspace can be found automatically from the data.
- The existence of a likelihood function allows direct comparison with other probabilistic density models. By contrast, conventional PCA will assign a low reconstruction cost to data points that are close to the principal subspace even if they lie arbitrarily far from the training data.
- Probabilistic PCA can be used to model class-conditional densities and hence be applied to classification problems.
- The probabilistic PCA model can be run generatively to provide samples from the distribution.

# Wariacyjny autoenkoder

 $p(v|h) = d(\theta,h)$ 

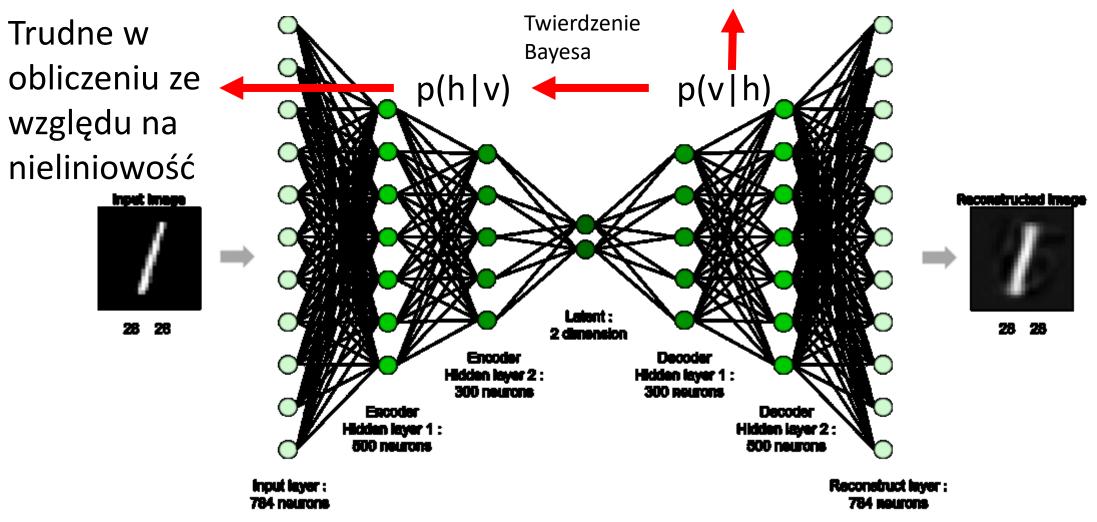




## Wariacyjny autoenkoder

$$p(v|h) = d(\theta,h)$$

#### Z budowy modelu



### Uczenie autoenkodera wariacyjnego

Chcąc uczyć wariacyjny autoenkoder musimy przygotować funkcję wiarygodności:

#### log p(v)

v – visible

h - hidden

Niestety, rozkład p(v) i rozkład p(h|v) są "intractable" i mogą zostać obliczone tylko numerycznie, co jest bardzo kosztowne

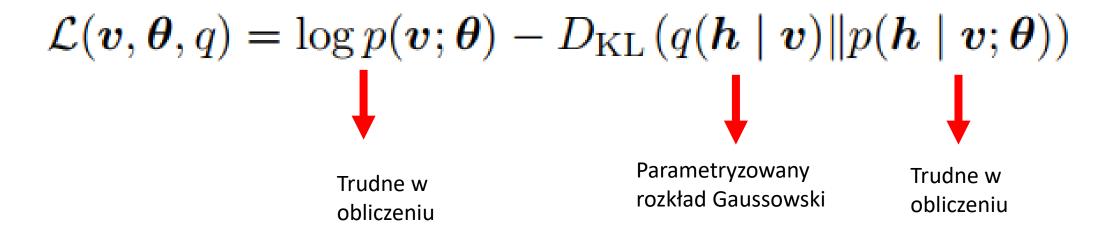
#### Approximate Inference

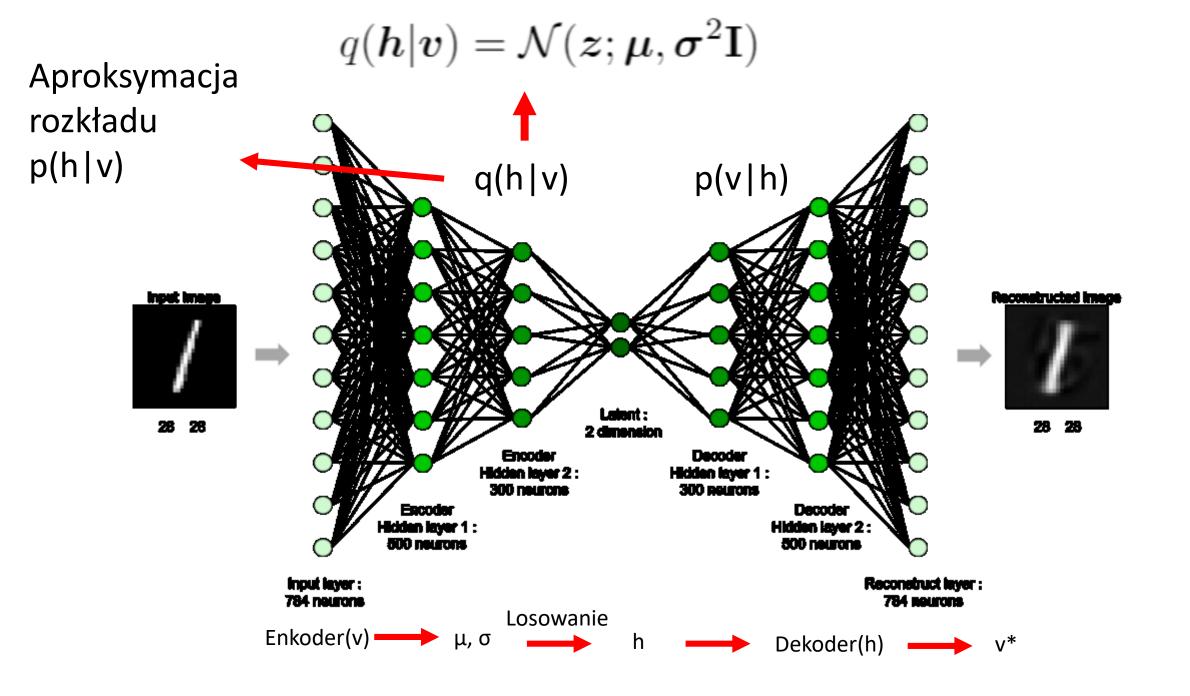
Negative Free Energy Evidence Lower Bound (ELBO)

Takimi problemami w uczeniu maszynowym zajmuje się dziedzina "Approximate Inference"

Zamiast funkcji wiarygodności

log p(v) optymalizujemy funkcję:





$$\mathcal{L}(\boldsymbol{v}, \boldsymbol{\theta}, q) = \log p(\boldsymbol{v}; \boldsymbol{\theta}) - D_{\mathrm{KL}}(q(\boldsymbol{h} \mid \boldsymbol{v}) || p(\boldsymbol{h} \mid \boldsymbol{v}; \boldsymbol{\theta}))$$

$$= \log p(\boldsymbol{v}; \boldsymbol{\theta}) - \mathbb{E}_{\mathbf{h} \sim q} \log \frac{q(\boldsymbol{h} \mid \boldsymbol{v})}{p(\boldsymbol{h} \mid \boldsymbol{v})}$$

$$= \log p(\boldsymbol{v}; \boldsymbol{\theta}) - \mathbb{E}_{\mathbf{h} \sim q} \log \frac{q(\boldsymbol{h} \mid \boldsymbol{v})}{\frac{p(\boldsymbol{h}, \boldsymbol{v}; \boldsymbol{\theta})}{p(\boldsymbol{v}; \boldsymbol{\theta})}}$$

$$= \log p(\boldsymbol{v}; \boldsymbol{\theta}) - \mathbb{E}_{\mathbf{h} \sim q} \left[ \log q(\boldsymbol{h} \mid \boldsymbol{v}) - \log p(\boldsymbol{h}, \boldsymbol{v}; \boldsymbol{\theta}) + \log p(\boldsymbol{v}; \boldsymbol{\theta}) \right]$$

$$= - \mathbb{E}_{\mathbf{h} \sim q} \left[ \log q(\boldsymbol{h} \mid \boldsymbol{v}) - \log p(\boldsymbol{h}, \boldsymbol{v}; \boldsymbol{\theta}) \right].$$

$$\mathcal{L}(\theta; v^{(i)}) = -D_{KL}(q_{\theta}(h|v^{(i)})||p_{\theta}(h)) + \mathbb{E}(\log p_{\theta}(v^{(i)}|h))$$
Rozkład Gaussa, parametryzowany przez enkoder

Przyjęty rozkład Gaussa (prior)
Różnica pomiędzy przykładam v, jago odtworzeniem W zależności od zadania:

$$p_{\theta}(h) = \mathcal{N}(h; 0, I)$$

Różnica pomiędzy przykładam v, a

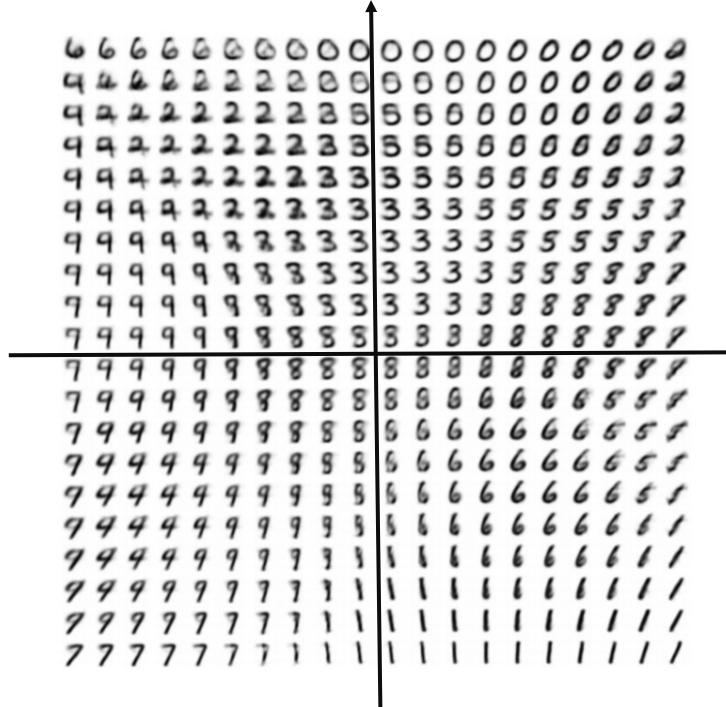
- **MSE**
- binary cross entropy

$$\mathcal{L}(\theta; v^{(i)}) = -D_{KL}(q_{\theta}(h|v^{(i)})||p_{\theta}(h)) + \mathbb{E}(\log p_{\theta}(v^{(i)}|h))$$

$$-D_{KL}((q_{\phi}(\mathbf{h})||p_{\theta}(\mathbf{h})) = \int q_{\theta}(\mathbf{h}) (\log p_{\theta}(\mathbf{h}) - \log q_{\theta}(\mathbf{h})) d\mathbf{h}$$
$$= \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{J} (1 + \log((\sigma_j)^2) - (\mu_j)^2 - (\sigma_j)^2)$$

$$\mathcal{L}(\boldsymbol{\theta} \; \; ; \mathbf{v}^{(i)}) \simeq \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{J} \left( 1 + \log((\sigma_{j}^{(i)})^{2}) - (\mu_{j}^{(i)})^{2} - (\sigma_{j}^{(i)})^{2} \right) + \frac{1}{L} \sum_{l=1}^{L} \log p_{\boldsymbol{\theta}}(\mathbf{v}^{(i)} | \mathbf{h}^{(i,l)})$$

MSE lub binary cross-entropy



## Zalety VAE względem AE

- Wypełnienie przestrzeni
- Disentangle of factors (rozwikłanie czynników)