Odbačene informacije

• Da smo sačuvali sve komponente $z_1, ..., z_D$, mogli bismo rekonstruisati originalni vektor x:

$$x = \sum_{i=1}^{D} z_i v_i$$

• Sa prvih K komponenti, rekonstrukcija je

$$\hat{x} = \sum_{i=1}^{K} z_i v_i$$

• Magnituda odbačenih informacija (greška rekonstrukcije) je:

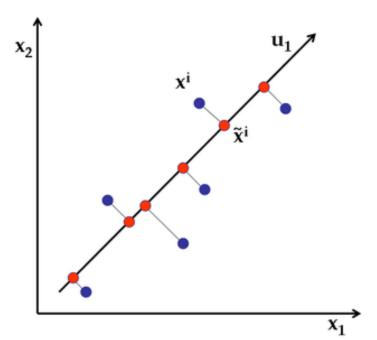
$$\|x - \hat{x}\|^2 = \left\|\sum_{i=K+1}^D z_i v_i\right\|^2 = \sum_{i=K+1}^D z_i^2$$

Odbačene informacije

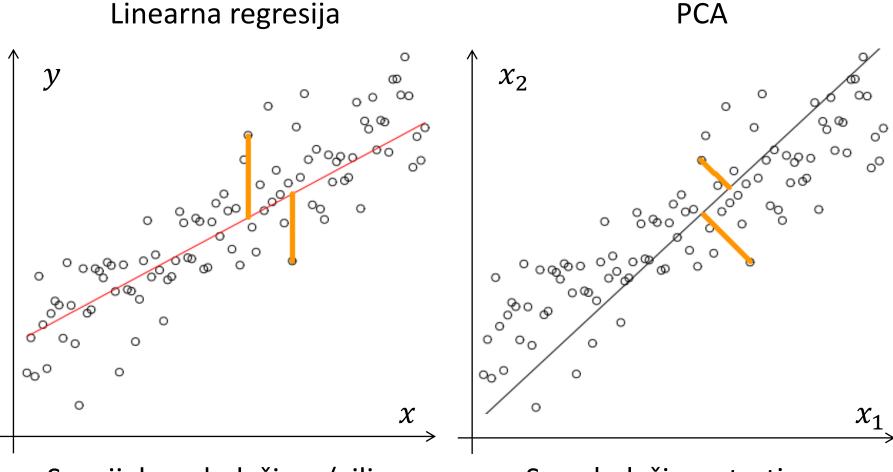
• Novi koordinatni sistem je dobar ako je suma grešaka rekonstrukcije izračunata za sve primere skupa podataka mala $(\hat{x}_n \approx x_n \text{ za } n \in \{1, ..., N\})$, tj., ako je malo:

$$\sum_{n=1}^{N} ||x_n - \hat{x}_n||^2$$

- PCA zato pronalazi koordinatni sistem koji mimimizuje ukupnu grešku rekonstrukcije
- Minimizujemo rastojanja tačaka od njihovih projekcija



PCA nije linearna regresija

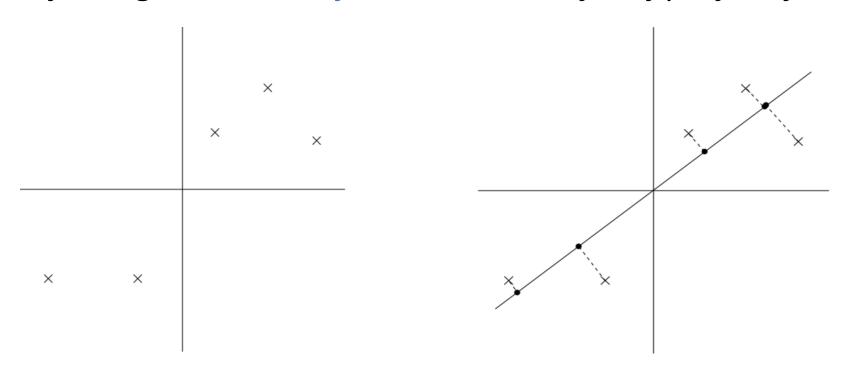


Specijalno obeležje y (ciljna varijabla) y = f(x)

Sva obeležja su tretirana identično

PCA – druga (ekvivalentna) formulacija

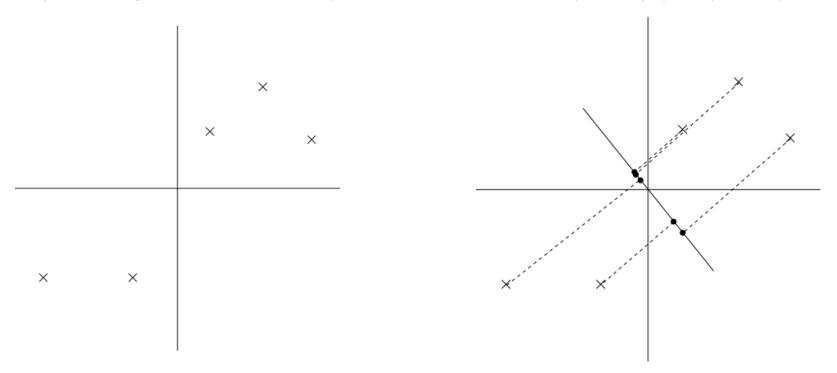
- Cilj: zadržati što više informacija u podacima
 - ⇒ novi koordinatni sistem određujemo tako da zadržimo što je moguće više *varijabilnosti* u dobijenoj projekciji



Projektovani podaci i dalje imaju dosta veliku varijansu. Podaci imaju tendenciju da budu daleko od nule

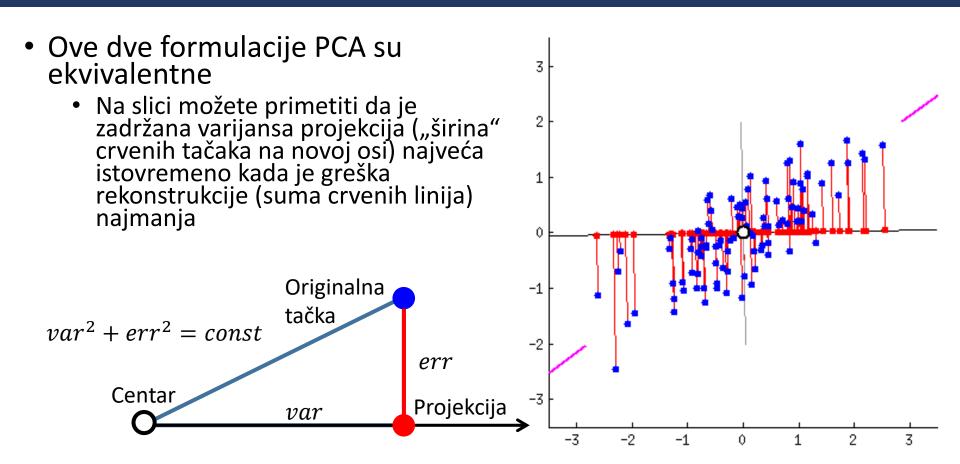
PCA – druga (ekvivalentna) formulacija

- Cilj: zadržati što više informacija u podacima
 - ⇒ novi koordinatni sistem određujemo tako da zadržimo što je moguće više *varijabilnosti* u dobijenoj projekciji



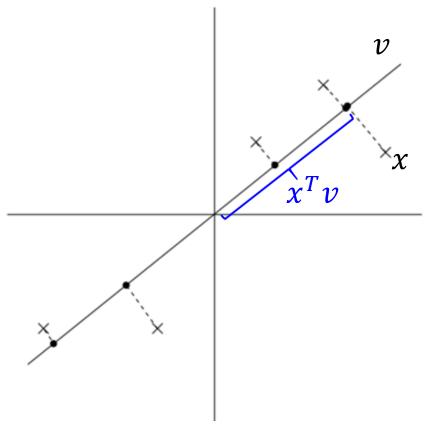
Projektovani podaci imaju znatno manju varijansu i mnogo su bliži nuli

PCA – dve ekvivalentne formulacije



- PCA: Principal Component Analysis (analiza glavnih komponenti)
 - Nova osa je prva glavna komponenta

- ullet Želimo da automatski pronađemo pravac u koji će sačuvati najviše varijanse
- Dužina projekcije tačke x na jedinični vektor v je data sa x^Tv :



• Dakle, da maksimizujemo varijansu projekcija, pronalazimo jedinični vektor \boldsymbol{v} koji maksimizuje:

$$\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} \left((x^{(i)})^{T} v \right)^{2}$$

$$= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} v^{T} x^{(i)} (x^{(i)})^{T} v$$

$$= v^{T} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} x^{(i)} (x^{(i)})^{T} \right) v$$

 Ako pretpostavimo da podaci imaju srednju vrednost 0, matrica

$$\Sigma = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{N} x^{(i)} (x^{(i)})^{\mathrm{T}}$$

predstavlja empirijsku matricu kovarijanse podataka

• Imamo optimizacioni problem:

$$\max_{v \in \mathbb{R}^D} v^{\mathsf{T}} \Sigma v$$
 pod ograničenjem $v^{\mathsf{T}} v = 1$

za simetričnu matricu Σ

 Standardan način za rešavanje optimizacionih problema sa uslovima tipa jednakosti je formiranje Lagranžijana, ciljne funkcije koja u sebi sadrži ova ograničenja:

$$\mathcal{L}(x,\lambda) = v^T \Sigma v - \lambda v^T v$$
 ciljna funkcija koju optimizujemo ograničenje

 λ – Lagranžov množilac ("cena" narušavanja ograničenja)

• Da bi smo pronašli optimalno rešenje problema \hat{v} , izjednačićemo parcijalni izvod Lagranžijana po v sa 0:

$$\nabla_{v} \mathcal{L}(x, \lambda) = 2\Sigma^{T} v - 2\lambda v = 0$$
$$\Sigma v = \lambda v$$

• Sopstveni vektor (eigenvector) x i odgovarajuća sopstvena vrednost (eigenvalue) λ matrice A predstavljaju rešenja jednačine:

$$Ax = \lambda x$$

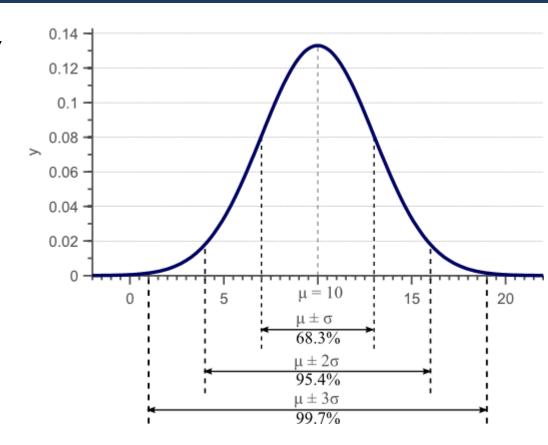
• Dakle, da bismo pronašli 1-dimenzioni potprostor sa kojim aproksimiramo podatke, treba da odaberemo v kao najveću glavnu komponentu (eigenvector) matrice Σ

Podsetnik – varijansa i kovarijansa

• Varijansa σ^2 meri "rasutost" slučajne promenljive oko njene srednje vrednosti

 ML ocena varijanse slučajne promenljive x iz uzorka:

$$\sigma_x^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (x^{(i)} - \mu)^2$$
$$= \sigma(x, x)$$



Podsetnik – varijansa i kovarijansa

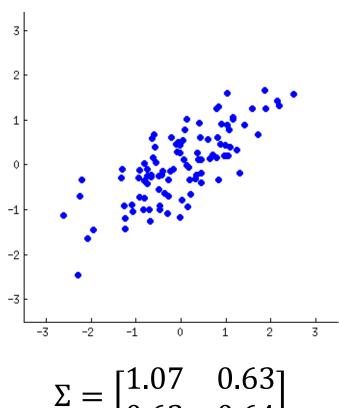
- Međutim, varijansa se može koristiti samo da se opiše rasipanje podataka u pravcima paralelnim sa osama
- Ako pogledamo 2D primer na slici, možemo izračunati $\sigma(x,x)$ u pravcu x-ose i $\sigma(y,y)$ u pravcu y-ose. Ali, ovo horizontalno i vertiklano rasipanje nam ne objašnjavaju jasnu dijagonalnu korelaciju
- Zato koncept varijanse proširujemo konceptom kovarijanse:

$$\sigma(x,y) = \mathbb{E}[(x - \mathbb{E}[x])(y - \mathbb{E}[y])]$$

Za 2D podatke, matrica kovarijanse je:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma(x, x) & \sigma(x, y) \\ \sigma(y, x) & \sigma(y, y) \end{bmatrix}$$

• Matrica Σ je simetrična (x je korelirano sa y isto koliko je y korelirano sa x)



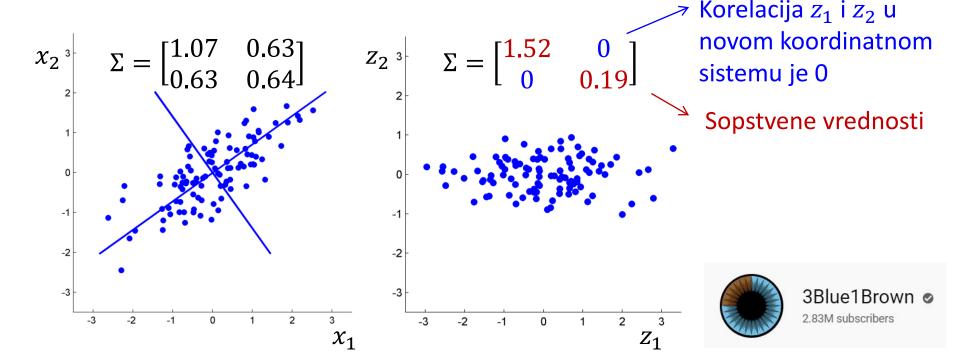
$$\Sigma = \begin{bmatrix} 1.07 & 0.63 \\ 0.63 & 0.64 \end{bmatrix}$$

Sopstveni vektori matrice Σ

- Σ definiše i "rasipanje" (varijansu) po osama i "orijentaciju" (kovarijansu) podataka
- Sopstveni vektori (i njima odgovarajuće sopstvene vrednosti) jedinstveno definišu matricu Σ i time "oblikuju" naše podatke
- Želimo da reprezentujemo Σ vektorom i magnitudom tako da:
 - Vektor pokazuje u pravcu najveće varijanse (najvećeg rasipanja) podataka
 - Magnituda ovog vektora pokazuje varijansu (rasipanje) u ovom pravcu

Sopstvene vrednosti matrice Σ

- Kvadratnu simetričnu matrica Σ transformišemo u dijagonalnu matricu
 - $\Sigma \in \mathbb{R}^{D \times D}$ ima D sopstvenih vektora v_1, v_2, \dots, v_D kojima odgovaraju sopstvene vrednosti $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_D$
 - Sopstveni vektori biće ose novog koordinatnog sistema
 - U novom koordinatnom sistemu, odgovarajuće sopstvene vrednosti se nalaze na dijagonali transformisane matrice Σ

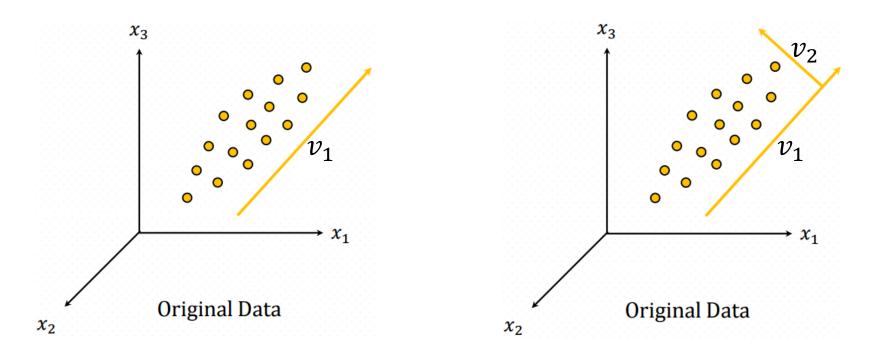


Sopstvene vrednosti matrice Σ

Teorema [Eckart-Young]:

- Pravci v_1, v_2, \dots, v_D rezultuju najboljom rekonstrukcijom podataka
- Takođe, ovi vektori obuhvataju najviše varijanse
- Dakle, da bismo izračunali glavne komponente (ose novog koordinatnog sistema):
 - Pronađemo sopstvene vektore v_1,v_2,\dots,v_D matrice kovarijansi Σ kojima redom odgovaraju sopstvene vrednosti $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_D$
 - i-toj glavnoj komponenti odgovara i-ti sopstveni vektor v_i . Iznos varijanse koju opisuje ta komponenta je λ_i
 - Zbir $\lambda_1 + \lambda_2 + \cdots + \lambda_D$ je ukupna varijansa skupa podataka

PCA: dekompozicija matrice Σ



podataka

Prvi sopstveni vektor v_1 (sa najvećim Naredna projekcija v_2 (drugo po veličini λ_2) je u λ_1) je u pravcu najveće varijabilnosti pravcu sledeće najveće varijabilnosti, pri čemu je ortogonalna na sve prethodne projekcije

> (da nije ortogonalna, obuhvatala bi varijabilnost već obuhvaćenu prethodnim projekcijama)