## Доказать, что оптимальные направления PCA совпадают с собственными векторами матрицы ковариаций

## Решение задачи

Пусть  $\mathbf{X} \in \mathbb{R}^{n \times m}$  центрированная матрица данных, где n — число наблюдений, m — число признаков, и каждый столбец имеет нулевое среднее  $(\sum_{i=1}^n x_{ij} = 0)$ . Матрица ковариаций:

$$\Sigma = \frac{1}{n-1} \mathbf{X}^T \mathbf{X}.$$

Цель РСА — найти единичные векторы  $\mathbf{v} \in \mathbb{R}^m \ (\mathbf{v}^T \mathbf{v} = 1)$ , максимизирующие дисперсию проекций данных на  $\mathbf{v}$ .

Проекция i-го наблюдения  $\mathbf{x}_i \in \mathbb{R}^m$  (строка матрицы  $\mathbf{X}$ ) на вектор  $\mathbf{v}$ :

$$z_i = \mathbf{x}_i^T \mathbf{v}.$$

Так как данные центрированы, среднее проекций равно нулю:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} z_i = \mathbf{v}^T \left( \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} \mathbf{x}_i \right) = 0.$$

Дисперсия проекций:

$$\operatorname{Var}(z) = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^{n} z_i^2 = \frac{1}{n-1} (\mathbf{X} \mathbf{v})^T (\mathbf{X} \mathbf{v}) = \frac{1}{n-1} \mathbf{v}^T \mathbf{X}^T \mathbf{X} \mathbf{v} = \mathbf{v}^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{v}.$$

Задача РСА:

$$\max_{\mathbf{v}} \mathbf{v}^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{v}$$
 при  $\mathbf{v}^T \mathbf{v} = 1$ .

Составим функцию Лагранжа:

$$\mathcal{L}(\mathbf{v}, \lambda) = \mathbf{v}^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{v} - \lambda (\mathbf{v}^T \mathbf{v} - 1).$$

Дифференцируем по **v**:

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \mathbf{v}} = 2\mathbf{\Sigma}\mathbf{v} - 2\lambda\mathbf{v} = 0 \implies \mathbf{\Sigma}\mathbf{v} = \lambda\mathbf{v}.$$

Таким образом,  ${\bf v}$  — собственный вектор  ${\bf \Sigma}$ , а  $\lambda$  — собственное значение. Дисперсия:

$$\mathbf{v}^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{v} = \mathbf{v}^T (\lambda \mathbf{v}) = \lambda.$$

Для максимизации дисперсии выбираем  $\mathbf{v} = \mathbf{v}_1$ , соответствующий наибольшему  $\lambda_1$ , что даёт дисперсию  $\lambda_1$ .

Вторая компонента максимизирует дисперсию при  $\mathbf{v}^T \mathbf{v}_1 = 0$ . Функция Лагранжа:

$$\mathcal{L}(\mathbf{v}, \lambda, \mu) = \mathbf{v}^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{v} - \lambda (\mathbf{v}^T \mathbf{v} - 1) - \mu \mathbf{v}^T \mathbf{v}_1.$$

Дифференцируем:

$$2\Sigma \mathbf{v} - 2\lambda \mathbf{v} - \mu \mathbf{v}_1 = 0.$$

Умножим на  $\mathbf{v}_1^T$ :

$$2\mathbf{v}_1^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{v} - 2\lambda \mathbf{v}_1^T \mathbf{v} - \mu = 0.$$

Так как  $\mathbf{v}_1^T \mathbf{v} = 0$  и  $\mathbf{v}_1^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{v} = \mathbf{v}^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{v}_1 = \lambda_1 \mathbf{v}^T \mathbf{v}_1 = 0$ , то  $\mu = 0$ . Получаем:

$$\Sigma \mathbf{v} = \lambda \mathbf{v}$$
.

Представим  $\mathbf{v} = \sum_{i=2}^m \alpha_i \mathbf{v}_i$ . Дисперсия:

$$\mathbf{v}^T \mathbf{\Sigma} \mathbf{v} = \sum_{i=2}^m \alpha_i^2 \lambda_i \le \lambda_2 \sum_{i=2}^m \alpha_i^2 = \lambda_2,$$

максимум при  $\mathbf{v} = \mathbf{v}_2$ . Аналогично, k-я компонента —  $\mathbf{v}_k$ , собственный вектор для  $\lambda_k$ , ортогональный  $\mathbf{v}_1,\dots,\mathbf{v}_{k-1}$ .

Таким образом, оптимальные направления PCA — собственные векторы  $\Sigma$ , где k-я компонента соответствует  $\lambda_k$ , максимизируя дисперсию в ортогональном подпространстве.

## Выполнили:

Абаянцева Евгения Юрьевна J3110, ИСУ 329004 Смольникова Юлия Юрьевна, J3114, ИСУ 474363