
Автоматическая регуляризация байесовских нейронных сетей

Препринт

Басов Дмитрий Константинович

Аннотация

В байесовском выводе, в отличие от гипотезы максимального правдоподобия, не делается никаких предположений о размере обучающей выборки. Это делает байесовские модели устойчивыми к переобучению.

Однако применение байесовского вывода сопряжено с такими проблемами, как задание подходящего априорного распределения и вычисление апостериорного распределения весов модели.

В данной работе предлагается следующее решение этих проблем:

1. Применяя вариационный вывод, мы аппроксимируем апостериорное распределение весов модели нормальным распределением с диагональной матрицей ковариации, и задача сводится к максимизации нижней вариационной границы. В этом случае каждый вес модели определяется двумя обучаемыми параметрами.
2. Априорное распределение весов модели задается в виде нормального распределения с нулевым математическим ожиданием и диагональной матрицей ковариации, элементы которой вычисляются из данных. Этот приём лежит в основе Relevance Vector Machine (RVM) — байесовского варианта Support Vector Machine (SVM).

Полученную модель можно рассматривать как ансамбль из бесконечного числа нейронных сетей, веса которых сэмпляются из нормального распределения. При этом каждый вес имеет свой индивидуальный коэффициент $L2$ регуляризации, который автоматически определяется из тренировочных данных при обучении.

1 Обозначения и сокращения

$\mathbf{x} \odot \mathbf{y}$ — поэлементное произведение (произведение Адамара) векторов

\mathcal{L} — Evidence Lower Bound (ELBO)

$KL(q \parallel p) = \int q(\mathbf{Z}) \ln \frac{q(\mathbf{Z})}{p(\mathbf{Z})} d\mathbf{Z}$ — дивергенция Кульбака–Лейблера (KL-дивергенции)

\mathbf{x} — вектор признаков

\mathbf{y} — вектор целевой переменной

D — датасет — пары значений $\{\mathbf{x}_i, \mathbf{y}_i\}$, где $i = 1, \dots, L$

\mathbf{W} — веса модели — случайная величина размерности M

$p(\mathbf{y}|\mathbf{x}, D)$ — предсказательное распределение

$p(D|\mathbf{W}) = \prod_{i=1}^L p(\mathbf{y}_i|\mathbf{x}_i, \mathbf{W})$ — правдоподобие (likelihood)

$p(\mathbf{W})$ — априорное распределение весов модели (prior)

$p(\mathbf{W}|D)$ — апостериорное распределение весов модели (posterior)

$q_{\boldsymbol{\theta}}(\mathbf{W})$ — аппроксимация апостериорного распределения весов модели

$\boldsymbol{\theta}$ — обучаемые параметры байесовской модели

2 Введение

В классическом машинном обучении делается следующее предположение: веса модели \mathbf{W} являются пусть и неизвестной, но фиксированной величиной. В этом случае можно получить точечную оценку весов модели согласно гипотезе максимального правдоподобия:

$$\mathbf{W}_{ML} = \underset{\mathbf{W}}{\operatorname{argmax}} p(D|\mathbf{W}) \quad (2.1)$$

Тогда распределение $p(\mathbf{y}|\mathbf{x}, D)$ аппроксимируется следующим образом:

$$p(\mathbf{y}|\mathbf{x}, D) \approx p(\mathbf{y}|\mathbf{x}, \mathbf{W}_{ML}) \quad (2.2)$$

Однако это справедливо при условии, что количество объектов в датасете D сильно больше количества весов модели ($L \gg M$). В противном случае веса модели \mathbf{W} могут слишком сильно подстроиться под обучающую выборку D , что может привести к переобучению.

Для борьбы с переобучением используется ряд приёмов (штрафы на норму весов, early stopping, dropout), однако для их настройки требуются дополнительные вычислительные ресурсы и отложенные (не участвующие в обучении) выборки данных.

Альтернативным подходом к машинному обучению является нахождение апостериорного распределения весов модели $p(\mathbf{W}|D)$ по теореме Байеса:

$$p(\mathbf{W}|D) = \frac{p(D|\mathbf{W}) p(\mathbf{W})}{\int p(D|\mathbf{W}) p(\mathbf{W}) d\mathbf{W}} \quad (2.3)$$

Тогда предсказательное распределение $p(\mathbf{y}|\mathbf{x}, D)$ рассчитывается следующим образом:

$$p(\mathbf{y}|\mathbf{x}, D) = \int p(\mathbf{y}|\mathbf{x}, \mathbf{W}) p(\mathbf{W}|D) d\mathbf{W} \quad (2.4)$$

Байесовские модели можно рассматривать как ансамбль из бесконечного числа моделей, веса которых сэмпляются из распределения $p(\mathbf{W}|D)$. Такой подход устойчив к переобучению, так как о размере обучающей выборки не делается никаких предположений. Однако возникают такие проблемы, как выбор подходящего априорного распределения $p(\mathbf{W})$ и вычисление апостериорного распределения $p(\mathbf{W}|D)$.

Неудачный выбор $p(\mathbf{W})$ может сильно снизить качество модели, а расчёт апостериорного распределения $p(\mathbf{W}|D)$ требует вычисления интеграла по всему пространству весов модели, что для нейронных сетей практически невозможно.

В данной статье предлагается следующий подход к решению этих проблем.

1. Применяя вариационный вывод, мы аппроксимируем распределение $p(\mathbf{W}|D)$ распределением $q_{\theta}(\mathbf{W})$, и задача сводится к максимизации нижней вариационной границы \mathcal{L} по параметрам θ .
2. Распределение $q_{\theta}(\mathbf{W})$ задаётся в виде нормального распределения с диагональной матрицей ковариации.
3. Так как распределение $q_{\theta}(\mathbf{W})$ является нормальным, применяя трюк с репараметризацией (reparameterization trick), становится возможным использовать градиентные методы для максимизации \mathcal{L} .
4. Априорное распределение весов модели $p(\mathbf{W})$ задаётся в виде нормального распределения с нулевым математическим ожиданием и диагональной матрицей ковариации, элементы которой определяются при обучении из датасета D . Такой подход обладает большой универсальностью, однако из-за определения параметров априорного распределения $p(\mathbf{W})$ из данных D теряется теоретическая устойчивость к переобучению. Идея определения некоторых параметров априорного распределения $p(\mathbf{W})$ из датасета D известна как эмпирический Байес.
5. Вводятся новые параметры γ и ρ , через которые выражаются математическое ожидание и дисперсия распределения $q_{\theta}(\mathbf{W})$. Это позволяет избежать неопределённости деления $\frac{0}{0}$, которая может возникнуть из-за определения дисперсии распределения $p(\mathbf{W})$ из данных.

3 Известные результаты

В [1, 2, 3] рассматривается применение байесовского подхода к нейронным сетям, в том числе использование эмпирического Байеса для нахождения гиперпараметров.

В работах [4, 5, 6] представлена техника Automatic Relevance Determination (ARD), которая легла в основу метода релевантных векторов (RVM) [7], байесовского варианта метода опорных векторов (SVM). В отличие от SVM, RVM не требует подбора коэффициента регуляризации.

В [1, 2, 3, 4, 5] при вычислении апостериорного распределения весов модели использовалась аппроксимация Лапласа, а в [6] для сэмплирования весов из апостериорного распределения применялись методы Монте-Карло для марковских цепей (MCMC). Недостатком данных подходов являются сложности с масштабированием на большие модели.

В работе [8] была применена техника вариационного вывода для аппроксимации апостериорного распределения весов модели нормальным распределением с диагональной матрицей ковариации. Параметры распределения были найдены аналитически, что возможно только в случае нейронных сетей с одним скрытым слоем.

В [9] для оценки параметров аппроксимации апостериорного распределения используются градиентные методы, что позволяет масштабировать вариационный вывод на большие модели.

В [10] для обучения байесовской нейронной сети используется трюк с репараметризацией, который до этого был реализован в модели вариационного автокодировщика [11].

Различные способы задания априорных распределений весов байесовских нейронных сетей рассматриваются в [12, 13, 14, 15].

Обзор байесовских методов машинного обучения приведён в книгах [16, 17, 18].

4 Постановка задачи

Задача машинного обучения с учителем в вероятностной постановке формулируется следующим образом: необходимо получить распределение вероятностей $p(\mathbf{y}|\mathbf{x}, D)$ целевой переменной \mathbf{y} для неразмеченных \mathbf{x} , используя информацию из датасета D . В случае параметрических моделей, которыми являются нейронные сети, информация из датасета D кодируется посредством весов модели \mathbf{W} . Сделаем следующие преобразования:

$$p(\mathbf{y}|\mathbf{x}, D) = \int p(\mathbf{y}, \mathbf{W}|\mathbf{x}, D) d\mathbf{W} = \int p(\mathbf{y}|\mathbf{W}, \mathbf{x}, D) p(\mathbf{W}|\mathbf{x}, D) d\mathbf{W} = \int p(\mathbf{y}|\mathbf{W}, \mathbf{x}) p(\mathbf{W}|D) d\mathbf{W} \quad (4.1)$$

Пояснения:

- $p(\mathbf{y}|\mathbf{x}, D) = \int p(\mathbf{y}, \mathbf{W}|\mathbf{x}, D) d\mathbf{W}$, так как для любых случайных величин \mathbf{a} и \mathbf{b} справедливо $p(\mathbf{a}) = \int p(\mathbf{a}, \mathbf{b}) d\mathbf{b}$;
- $p(\mathbf{y}, \mathbf{W}|\mathbf{x}, D) = p(\mathbf{y}|\mathbf{W}, \mathbf{x}, D) p(\mathbf{W}|\mathbf{x}, D)$, так как для любых случайных величин \mathbf{a} и \mathbf{b} справедливо $p(\mathbf{a}, \mathbf{b}) = p(\mathbf{a}|\mathbf{b}) p(\mathbf{b})$;
- $p(\mathbf{y}|\mathbf{W}, \mathbf{x}, D) = p(\mathbf{y}|\mathbf{W}, \mathbf{x})$, так как вся информация из датасета D отражена в весах \mathbf{W} ;
- $p(\mathbf{W}|\mathbf{x}, D) = p(\mathbf{W}|D)$, так как веса модели \mathbf{W} не зависят от неразмеченных \mathbf{x} , которых не было в датасете D .

Получим выражение для $p(\mathbf{W}|D)$, используя формулу Байеса:

$$p(\mathbf{W}|D) = \frac{p(\mathbf{W}, D)}{p(D)} = \frac{p(\mathbf{W}, D)}{\int p(\mathbf{W}, D) d\mathbf{W}} = \frac{p(D|\mathbf{W}) p(\mathbf{W})}{\int p(D|\mathbf{W}) p(\mathbf{W}) d\mathbf{W}} \quad (4.2)$$

Предсказательное распределение (4.1) можно аппроксимировать следующим образом:

$$p(\mathbf{y}|\mathbf{x}, D) \approx \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T p(\mathbf{y}|\mathbf{x}, \hat{\mathbf{W}}_t) \quad (4.3)$$

где $\hat{\mathbf{W}}_t$ — сэмпл весов модели из распределения $p(\mathbf{W}|D)$ и T — количество сэмплов для аппроксимации. Однако для этого нужно иметь возможность сэмплировать из распределения $p(\mathbf{W}|D)$.

Один из подходов к решению этой проблемы — сэмплирование из $p(\mathbf{W}|D)$ с применением методов Монте-Карло для марковских цепей (МСМС). Однако эти методы требуют большого количества вычислительных ресурсов, что делает их неприменимыми для больших датасетов и большого числа весов.

Другим подходом является вариационный вывод — аппроксимация распределения $p(\mathbf{W}|D)$ распределением $q_\theta(\mathbf{W})$, из которого сэмплировать намного проще.

5 Вариационный вывод

Идея вариационного вывода — сведение задачи байесовского вывода к задаче максимизации нижней вариационной границы (ELBO) \mathcal{L} , которая для распределения $q_\theta(\mathbf{W})$ записывается следующим образом:

$$\mathcal{L} = \int q_\theta(\mathbf{W}) \ln \frac{p(\mathbf{W}, D)}{q_\theta(\mathbf{W})} d\mathbf{W} \quad (5.1)$$

Покажем мотивацию максимизации \mathcal{L} . Запишем выражение для $KL(q_\theta(\mathbf{W}) \parallel p(\mathbf{W}|D))$ и преобразуем его, используя тождество $p(\mathbf{W}, D) = p(\mathbf{W}|D)p(D)$:

$$\begin{aligned} KL(q_\theta(\mathbf{W}) \parallel p(\mathbf{W}|D)) &= \int q_\theta(\mathbf{W}) \ln \frac{q_\theta(\mathbf{W})}{p(\mathbf{W}|D)} d\mathbf{W} = \\ &= \int q_\theta(\mathbf{W}) \ln \frac{p(D) q_\theta(\mathbf{W})}{p(\mathbf{W}, D)} d\mathbf{W} = \\ &= \ln p(D) \int q_\theta(\mathbf{W}) d\mathbf{W} - \int q_\theta(\mathbf{W}) \ln \frac{p(\mathbf{W}, D)}{q_\theta(\mathbf{W})} d\mathbf{W} = \\ &= \ln p(D) - \mathcal{L} \end{aligned} \quad (5.2)$$

Так как $\ln p(D)$ не зависит от θ , максимизация \mathcal{L} по параметрам θ ведёт к минимизации $KL(q_\theta(\mathbf{W}) \parallel p(\mathbf{W}|D))$. Таким образом, при максимизации \mathcal{L} распределение $q_\theta(\mathbf{W})$ будет приближаться к распределению $p(\mathbf{W}|D)$.

Преобразуем выражение для \mathcal{L} , используя тождество $p(\mathbf{W}, D) = p(D|\mathbf{W})p(\mathbf{W})$:

$$\begin{aligned} \mathcal{L} &= \int q_\theta(\mathbf{W}) \ln \frac{p(\mathbf{W}, D)}{q_\theta(\mathbf{W})} d\mathbf{W} = \int q_\theta(\mathbf{W}) \ln \frac{p(D|\mathbf{W})p(\mathbf{W})}{q_\theta(\mathbf{W})} d\mathbf{W} = \\ &= \int q_\theta(\mathbf{W}) \ln p(D|\mathbf{W}) d\mathbf{W} - \int q_\theta(\mathbf{W}) \ln \frac{q_\theta(\mathbf{W})}{p(\mathbf{W})} d\mathbf{W} = \\ &= \int q_\theta(\mathbf{W}) \ln p(D|\mathbf{W}) d\mathbf{W} - KL(q_\theta(\mathbf{W}) \parallel p(\mathbf{W})) \end{aligned} \quad (5.3)$$

Поставив $p(D|\mathbf{W}) = \prod_{i=1}^L p(\mathbf{y}_i|\mathbf{x}_i, \mathbf{W})$ в формулу (5.3), получим:

$$\mathcal{L} = \int q_\theta(\mathbf{W}) \sum_{i=1}^L \ln p(\mathbf{y}_i|\mathbf{x}_i, \mathbf{W}) d\mathbf{W} - KL(q_\theta(\mathbf{W}) \parallel p(\mathbf{W})) \quad (5.4)$$

Так как в случае нейронной сети аналитически посчитать интеграл по всему пространству весов \mathbf{W} не представляется возможным, воспользуемся следующей аппроксимацией для $p(\mathbf{y}|\mathbf{x}, D)$ и \mathcal{L} :

$$p(\mathbf{y}|\mathbf{x}, D) \approx \int p(\mathbf{y}|\mathbf{W}, \mathbf{x}) q_\theta(\mathbf{W}) d\mathbf{W} \approx \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T p(\mathbf{y}|\mathbf{x}, \hat{\mathbf{W}}_t) \quad (5.5)$$

$$\mathcal{L} \approx \frac{1}{S} \sum_{j=1}^S \sum_{i=1}^L \ln p(\mathbf{y}_i|\mathbf{x}_i, \hat{\mathbf{W}}_{ij}) - KL(q_\theta(\mathbf{W}) \parallel p(\mathbf{W})) \quad (5.6)$$

где $\hat{\mathbf{W}}_t$ и $\hat{\mathbf{W}}_{ij}$ — сэмплы весов модели из распределения $q_\theta(\mathbf{W})$, T и S — количество сэмплов для аппроксимации, L — количество объектов в датасете D .

6 Задание функциональных форм распределений

Для дальнейшего вывода положим, что распределения $p(\mathbf{W})$ и $q_{\theta}(\mathbf{W})$ являются нормальными с диагональными матрицами ковариации:

$$q_{\theta}(\mathbf{W}) = N(\mathbf{W}|\boldsymbol{\mu}, \text{diag}(\boldsymbol{\sigma})^2) = \prod_{k=1}^M N(W_k|\mu_k, \sigma_k^2) \quad (6.1)$$

$$p(\mathbf{W}) = N(\mathbf{W}|\mathbf{0}, \text{diag}(\boldsymbol{\delta})^2) = \prod_{k=1}^M N(W_k|0, \delta_k^2) \quad (6.2)$$

Так как распределение $q_{\theta}(\mathbf{W})$ нормальное, мы можем использовать трюк с репараметризацией при сэмплировании весов, что позволяет применять градиентные методы для оптимизации:

$$\hat{\mathbf{W}}_{ij} = \boldsymbol{\varepsilon}_{ij} \odot \boldsymbol{\sigma} + \boldsymbol{\mu} \quad (6.3)$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_{ij} \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{I}) \quad (6.4)$$

Так как распределения $p(\mathbf{W})$ и $q_{\theta}(\mathbf{W})$ нормальные, $KL(q_{\theta}(\mathbf{W}) \parallel p(\mathbf{W}))$ считается аналитически:

$$KL(q_{\theta}(\mathbf{W}) \parallel p(\mathbf{W})) = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^M \left(\frac{\sigma_k^2}{\delta_k^2} + \frac{\mu_k^2}{\delta_k^2} - \ln \frac{\sigma_k^2}{\delta_k^2} - 1 \right) \quad (6.5)$$

Подставив (6.5) в (5.6), получим:

$$\mathcal{L} \approx \frac{1}{S} \sum_{j=1}^S \sum_{i=1}^L \ln p(\mathbf{y}_i | \mathbf{x}_i, \hat{\mathbf{W}}_{ij}) - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^M \left(\frac{\sigma_k^2}{\delta_k^2} + \frac{\mu_k^2}{\delta_k^2} - \ln \frac{\sigma_k^2}{\delta_k^2} - 1 \right) \quad (6.6)$$

Таким образом, $\boldsymbol{\mu}$ и $\boldsymbol{\sigma}$ — это обучаемые параметры модели, а параметр $\boldsymbol{\delta}$ — гиперпараметр (так как является параметром априорного распределения $p(\mathbf{W})$). В байесовском выводе все параметры априорного распределения должны задаваться до начала обучения. Однако мы можем определить параметр $\boldsymbol{\delta}$ из данных. Такой прием, как уже указывалось, называется эмпирический Байес.

7 Эмпирический Байес

Найдём такое значение $\boldsymbol{\delta}$, при котором \mathcal{L} максимальна. Так как в выражении (5.6) левое слагаемое не зависит от параметров распределения $p(\mathbf{W})$, то максимум \mathcal{L} достигается при минимуме $KL(q_{\theta}(\mathbf{W}) \parallel p(\mathbf{W}))$ по параметру $\boldsymbol{\delta}$.

Пусть $\boldsymbol{\alpha} = \text{diag}(\boldsymbol{\delta})^{-2}$. Тогда выражение (6.5) будет иметь следующий вид:

$$KL(q_{\theta}(\mathbf{W}) \parallel p(\mathbf{W})) = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^M (\alpha_k \cdot \sigma_k^2 + \alpha_k \cdot \mu_k^2 - (\ln \sigma_k^2 + \ln \alpha_k) - 1) \quad (7.1)$$

Найдём производную $KL(q_{\theta}(\mathbf{W}) \parallel p(\mathbf{W}))$ по параметру $\boldsymbol{\alpha}$:

$$\frac{\partial (KL(q_{\theta}(\mathbf{W}) \parallel p(\mathbf{W})))}{\partial \alpha_k} = \frac{1}{2} \left(\sigma_k^2 + \mu_k^2 - \frac{1}{\alpha_k} \right) = \frac{1}{2} (\sigma_k^2 + \mu_k^2 - \delta_k^2) \quad (7.2)$$

Приравняв (7.2) к нулю, получим выражение для оптимального значения $\boldsymbol{\delta}$:

$$\delta_k^2 = \sigma_k^2 + \mu_k^2 \quad (7.3)$$

Подставив (7.3) в (6.5) и (6.6), получим:

$$KL(q_{\theta}(\mathbf{W}) \parallel p(\mathbf{W})) = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^M \ln \left(1 + \frac{\mu_k^2}{\sigma_k^2} \right) \quad (7.4)$$

$$\mathcal{L} \approx \frac{1}{S} \sum_{j=1}^S \sum_{i=1}^L \ln p(\mathbf{y}_i | \mathbf{x}_i, \hat{\mathbf{W}}_{ij}) - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^M \ln \left(1 + \frac{\mu_k^2}{\sigma_k^2} \right) \quad (7.5)$$

Таким образом, задача свелась к максимизации \mathcal{L} по параметрам $\boldsymbol{\mu}$ и $\boldsymbol{\sigma}$. Однако градиентная оптимизация по параметрам $\boldsymbol{\mu}$ и $\boldsymbol{\sigma}$ может привести к численной нестабильности.

8 Замена переменных

В некоторых случаях при максимизации \mathcal{L} какой-либо вес модели может перестать быть случайной величиной и вырождаться в ноль ($\sigma_k \rightarrow 0$ и $\mu_k \rightarrow 0$). Это приведет к неопределенности деления 0 на 0 при вычислении KL-дивергенции.

Также при градиентной оптимизации компоненты вектора σ могут попасть в отрицательную область, что нежелательно, так как среднеквадратическое отклонение не может быть отрицательным по определению.

Чтобы избежать этих проблем, определим параметры σ и μ через новые параметры ρ и γ следующим образом:

$$\sigma = \ln(1 + e^\rho) = \text{Softplus}(\rho) \quad (8.1)$$

$$\mu = \gamma \odot \sigma = \gamma \odot \text{Softplus}(\rho) \quad (8.2)$$

Подставив (8.1) и (8.2) в (7.4) и (7.5), получим:

$$KL(q_\theta(\mathbf{W}) \parallel p(\mathbf{W})) = \frac{1}{2} \sum_{k=1}^M \ln(1 + \gamma_k^2) \quad (8.3)$$

$$\mathcal{L} \approx \frac{1}{S} \sum_{j=1}^S \sum_{i=1}^L \ln p(\mathbf{y}_i | \mathbf{x}_i, \hat{\mathbf{W}}_{ij}) - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^M \ln(1 + \gamma_k^2) \quad (8.4)$$

Таким образом, задача свелась к максимизации (8.4) по параметрам ρ и γ . Значение $\hat{\mathbf{W}}_{ij}$ вычисляется по (6.3), которое, в свою очередь, вычисляется через (6.4), (8.1) и (8.2).

9 Алгоритм обучения

Возьмем выражение для \mathcal{L} из (8.4) со знаком минус и, разделив на размер обучающей выборки L , получим следующую функцию потерь:

$$\text{loss}(\rho, \gamma) = -\frac{1}{S \cdot L} \sum_{j=1}^S \sum_{i=1}^L \ln p(\mathbf{y}_i | \mathbf{x}_i, \hat{\mathbf{W}}_{ij}) + \frac{\frac{1}{2} \sum_{k=1}^M \ln(1 + \gamma_k^2)}{L} \quad (9.1)$$

Введём следующие упрощения расчёта функции потерь на каждом градиентном шаге:

- на каждый объект делать только один сэмпл весов (то есть задать $S = 1$);
- средний отрицательный логарифм правдоподобия считать не по всей обучающей выборке, а на случайном подмножестве (батче).

Тогда выражение (9.1) для функции потерь будет выглядеть следующим образом:

$$\text{loss}(\rho, \gamma) \approx -\frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \ln p(\mathbf{y}_b | \mathbf{x}_b, \hat{\mathbf{W}}_b) + \frac{\frac{1}{2} \sum_{k=1}^M \ln(1 + \gamma_k^2)}{L} \quad (9.2)$$

Для минимизации (9.2) можно использовать любые методы градиентной оптимизации. Для наглядности рассмотрим алгоритм стохастического градиентного спуска.

Задаем шаг градиентного спуска η и инициализируем параметры распределения ρ и γ . Затем повторяем, пока не достигнем критерия остановки:

1. $\sigma \leftarrow \text{Softplus}(\rho)$ — расчёт среднеквадратических отклонений весов
2. $\mu \leftarrow \gamma \odot \sigma$ — расчёт математических ожиданий весов
3. $\varepsilon \leftarrow N(0, 1)$ — сэмплирование случайных весов
4. $\hat{\mathbf{W}} \leftarrow \varepsilon \odot \sigma + \mu$ — репараметризация
5. $nll \leftarrow -\frac{1}{B} \sum_{b=1}^B \ln p(\mathbf{y}_b | \mathbf{x}_b, \hat{\mathbf{W}})$ — расчёт среднего отрицательного логарифма правдоподобия

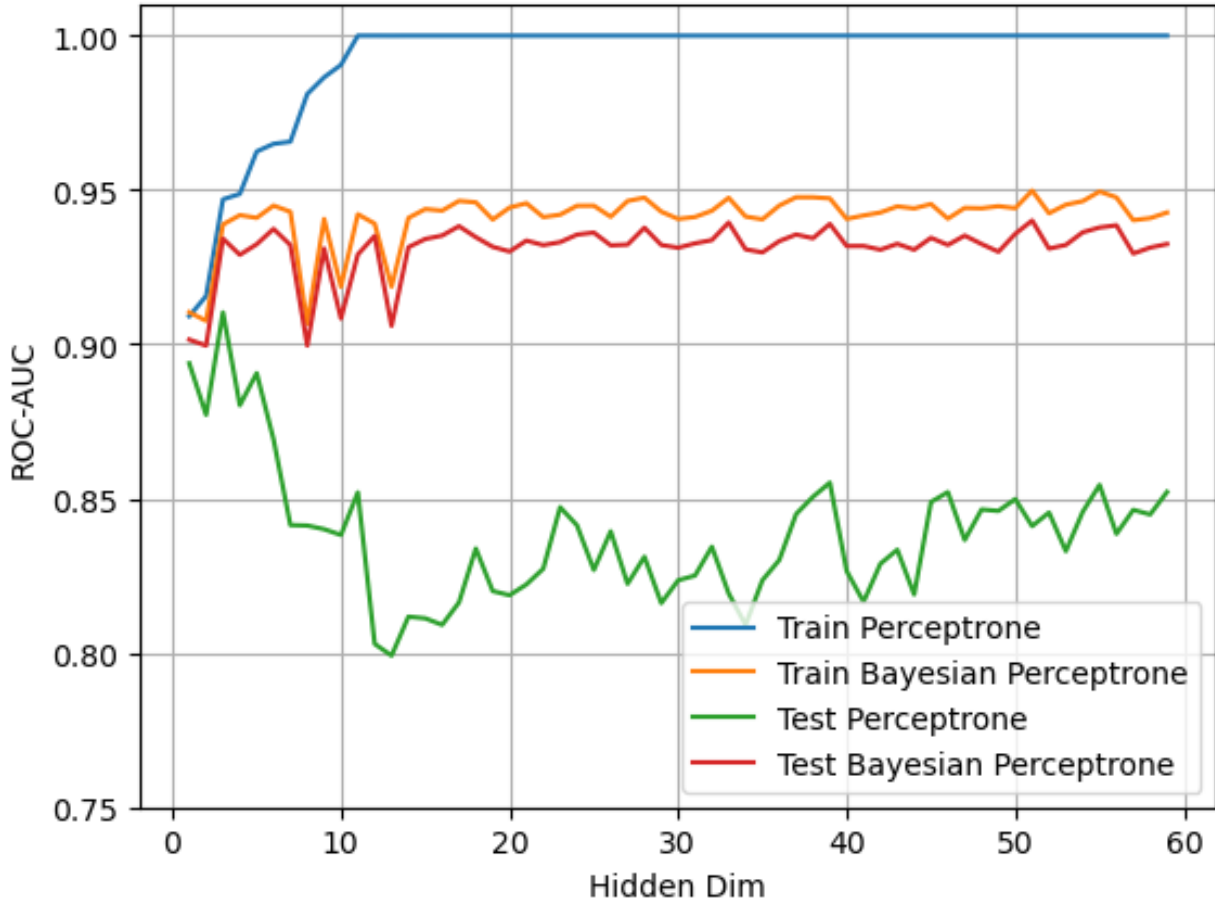


Рис. 1: Зависимость ROC-AUC от размерности скрытого состояния на тренировочных и тестовых данных

6. $kl \leftarrow \frac{1}{2} \sum_{k=1}^M \ln(1 + \gamma_k^2)$ — расчёт KL-дивергенции

7. $l \leftarrow nll + \frac{kl}{L}$ — расчёт функции потерь

8. $\rho \leftarrow \rho - \eta \frac{\partial l}{\partial \rho}$ — обновление ρ

9. $\gamma \leftarrow \gamma - \eta \frac{\partial l}{\partial \gamma}$ — обновление γ .

10 Эксперименты

Для проверки гипотезы был выбран Alzheimer's Disease Dataset. Данные были разбиты на тренировочную и тестовую часть в пропорции 80 на 20. В качестве архитектуры была выбрана полносвязная нейронная сеть с одним скрытым слоем и функцией активации ReLU, то есть,

$$z = \text{ReLU}(\text{matmul}(x, W_1))$$

$$y = \text{Sigmoid}(\text{matmul}(z, W_2)).$$

Размерность скрытого состояния z варьировалась от 1 до 60. Для каждой размерности обучались 2 модели: классическая (без регуляризации) и байесовская. Для каждой модели производилась оценка ROC-AUC на тренировочной и тестовой выборках.

На рисунке 1 представлены результаты экспериментов.

11 Выводы

По результатам работы можно сделать следующие выводы:

- с ростом сложности модели байесовская нейронная сеть не переобучилась;
- значение ROC-AUC на тестовой выборке имеет очень высокую корреляцию со значением ROC-AUC на тренировочной выборке (0.97 по Пирсону). Следовательно, для подбора гиперпараметров можно ориентироваться на метрики, полученные по тренировочной выборке. Это даёт возможность отказаться от деления на тренировочную и валидационную выборки для подбора гиперпараметров.

Также стоит отметить, что данный подход переносится на другие архитектуры нейронных сетей (рекуррентные, свёрточные, трансформеры).

Имплементация данного подхода была выполнена с использованием PyTorch. Весь исходный код для проведения экспериментов размещён по адресу <https://github.com/dimabasow/bayesian-neural-networks>.

Список литературы

- [1] MacKay, D. J. C. (1992a). Bayesian interpolation. *Neural Computation* 4(3), 415–447.
- [2] MacKay, D. J. C. (1992b). The evidence framework applied to classification networks. *Neural Computation* 4(5), 720–736.
- [3] MacKay, D. J. C. (1992c). A practical Bayesian framework for back-propagation networks. *Neural Computation* 4(3), 448–472.
- [4] MacKay, D. J. C. (1994). Bayesian methods for backprop networks. In E. Domany, J. L. van Hemmen, and K. Schulten (Eds.), *Models of Neural Networks, III*, Chapter 6, pp. 211–254. Springer.
- [5] MacKay, D. J. C. (1995). Probable networks and plausible predictions — a review of practical Bayesian methods for supervised neural networks”. In: *Network: Computation in Neural Systems* 6.3, pp. 469–505.
- [6] R. Neal. (1996). *Bayesian learning for neural networks*. Springer.
- [7] Tipping, M. E. (2001). Sparse Bayesian learning and the relevance vector machine. *Journal of Machine Learning Research* 1, 211–244.
- [8] Hinton, G. E. and D. van Camp (1993). Keeping neural networks simple by minimizing the description length of the weights. In *Proceedings of the Sixth Annual Conference on Computational Learning Theory*, pp. 5–13. ACM.
- [9] A. Graves (2011). *Practical Variational Inference for Neural Networks*. NIPS.
- [10] C. Blundell, J. Cornebise, K. Kavukcuoglu, and D. Wierstra. (2015). *Weight Uncertainty in Neural Networks*. ICML.
- [11] Kingma D. P., Welling M. (2013). Welling M. *Auto-Encoding Variational Bayes*. ArXiv e-prints.
- [12] E. T. Nalisnick. (2018). *On Priors for Bayesian Neural Networks*. PhD thesis. UC Irvine.
- [13] A. G. Wilson and P. Izmailov. (2020). *Bayesian Deep Learning and a Probabilistic Perspective of Generalization*. NIPS.
- [14] T. Hoeffler, D. Alistarh, T. Ben-Nun, N. Dryden, and A. Peste. (2021). *Sparsity in Deep Learning: Pruning and growth for efficient inference and training in neural networks*. In arXiv: 2102.00554.
- [15] V. Fortuin. (2022). *Priors in Bayesian Deep Learning: A Review*. In: *Intl. Statistical Review*.
- [16] C. Bishop (2006). *Pattern recognition and machine learning*. Springer.
- [17] Kevin P. Murphy. (2022). *Probabilistic Machine Learning: An introduction*. MIT Press.
- [18] Kevin P. Murphy. (2023). *Probabilistic Machine Learning: Advanced Topics*. MIT Press.