

# 統計的モデリング基礎⑤

## ～最尤推定（続き）～

鹿島久嗣  
(情報学科 計算機科学コース)

# マーケティング分野への応用を対象とした参考書



## マーケティングの統計モデル

出版社：朝倉出版

発刊年月：2015.8

ISBN：4254128533

A5判；192ページ

マーケティングを題材としながら、基本的な統計的モデリングの方法が学べる

# 最尤推定：

データをもっともよく再現するパラメータを推定値とする

- $n$ 個のデータ  $x_1, x_2, \dots, x_n$  から確率モデル  $f(x \mid \theta)$  のパラメータ  $\theta$  を推定したい

- $n$ 個のデータが（互いに独立に）生成される確率（尤度）：

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i \mid \theta)$$

実際には対数  
尤度で扱うこと  
が多い

- 尤度最大になるパラメータを推定値  $\hat{\theta}$  とする

$$\hat{\theta} = \operatorname{argmax}_{\theta} \prod_{i=1}^n f(x_i \mid \theta) = \operatorname{argmax}_{\theta} \sum_{i=1}^n \log f(x_i \mid \theta)$$

—もっともデータを生成する確率が高い（「最も尤もらしい」）

# 線形回帰モデルの最尤推定：

## 線形回帰の確率モデル

- データ：  $\mathbf{x} = (x^{(1)}, x^{(2)}, \dots, x^{(n)})$  と  $\mathbf{y} = (y^{(1)}, y^{(2)}, \dots, y^{(n)})$  に  
線形モデル：  $g(x) = \beta x + \alpha$  を当てはめる
- 最小二乗法：  $\ell(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^n \left( y^{(i)} - (\beta x^{(i)} + \alpha) \right)^2$  を最小化
- 一方、線形回帰モデルに対応する確率モデルを考えると：
  - 正規分布：  $y^{(i)}$  は平均  $\beta x^{(i)} + \alpha$ 、分散  $\sigma^2$  の正規分布に従う
  - 確率密度：  $f(y^{(i)} \mid x^{(i)}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp \left( -\frac{(y^{(i)} - (\beta x^{(i)} + \alpha))^2}{2\sigma^2} \right)$
  - 「平均的に」回帰直線  $y = \beta x + \alpha$  に乗るデータを生成できる

# 線形回帰モデルの最尤推定：

## 線形回帰の確率モデルの最尤推定 = 最小二乗法

- 線形回帰モデルに対応する確率モデルを考える：

- 確率密度関数：
$$f(y^{(i)} | x^{(i)}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(y^{(i)} - (\beta x^{(i)} + \alpha))^2}{2\sigma^2}\right)$$

- 対数尤度：
$$L(\alpha, \beta) = \sum_{i=1}^n \log f(y^{(i)} | x^{(i)})$$
$$= -\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (y^{(i)} - (\beta x^{(i)} + \alpha))^2 + \text{const.}$$

- 対数尤度を $\alpha, \beta$ について最大化すること（最尤推定）  
= 二乗誤差を $\alpha, \beta$ について最小化すること（最小二乗法）

# 線形回帰モデルの最尤推定： 分散の最尤推定量

- 確率密度関数： $f(y^{(i)} | x^{(i)}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} \exp\left(-\frac{(y^{(i)} - (\beta x^{(i)} + \alpha))^2}{2\sigma^2}\right)$

- 分散については、対数尤度：

$$L(\sigma^2) = \frac{n}{2} \log \frac{1}{\sigma^2} - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n (y^{(i)} - (\beta x^{(i)} + \alpha))^2 + \text{const.}$$

- $L(\sigma^2)$ を最大化する最尤推定量は：

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y^{(i)} - (\beta x^{(i)} + \alpha))^2$$

※ 以上の議論は重回帰モデルの場合も同様

# 最尤推定の利点： モデリングの自動化

- 最尤推定の利点：確率モデルの形（データの生成プロセスの仮定）を決めればモデルパラメータが自動的に決まる
  - ーただし、最大化問題を解く必要がある
  - ー離散分布、ポアソン分布、正規分布などは解析的に解が求まる
  - ー線形回帰（正規分布でノイズが載る）は連立方程式（いちおう解析的な解）
  - ー多くのモデルでは、最適化問題を数値的に解く必要がある

# 最尤推定量の性質： 一貫性

- パラメータ $\theta$ の推定量として $\hat{\theta}$ を得たとする（例えば最尤推定で）
  - 推定量の良さはどのように評価するか？
    - 不偏性  $E[\hat{\theta}] = \theta$  : 推定量の期待値が真の値に一致する
      - $E$ は様々な標本の採り方についての期待値を表す
      - たとえば、平均の最尤推定量は不偏性をもつが、分散の最尤推定量はもたない
    - 一貫性 : 標本サイズを大きくしていくと真の値に一致する :
- $$\hat{\theta} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \theta$$
- 最尤推定は、適当な条件のもと一貫性をもつ



# 漸近正規性：

## 最尤推定は漸近正規性をもつ

- 最尤推定量の分布は  $n \rightarrow \infty$  で、真のパラメータ  $\theta$  を平均とする正規分布に従う
- もう少し厳密にいうと：  
 $\sqrt{n}(\hat{\theta} - \theta)$  の分布が平均0、分散  $I(\theta)^{-1}$  の正規分布に近づく

- $I(\theta)$  はフィッシャー情報量：

$$\begin{aligned} I(\theta) &= -E \left[ \frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \log f(x|\theta) \right] \\ &= - \int \left( \frac{\partial^2}{\partial \theta^2} \log f(x|\theta) \right) f(x|\theta) dx \end{aligned}$$

- $n \rightarrow \infty$  で  $\hat{\theta} \rightarrow \theta$

# ポアソン回帰： 非負整数の回帰モデル

- 例えば、ある機械の各日の故障件数をモデル化したい
  - 曜日や気温などに依存して平均的な故障件数が変わるとする
- 独立変数に依存する回数のモデル：ポアソン回帰

$$P(Y = k \mid \mathbf{x}, \boldsymbol{\beta}) = \frac{(\boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x})^k}{k!} \exp(-\boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x})$$

–ポアソン分布の平均が線形モデルで表される

- ポアソン分布：  $P(Y = k \mid \lambda) = \frac{\lambda^k}{k!} \exp(-\lambda)$
  - 重回帰モデル：  $\lambda = \exp(\boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x})$
- } 組み合わせる

# ポアソン回帰の最尤推定： 解析解は得られなさそう...

- 独立変数： $(\mathbf{x}^{(1)}, \mathbf{x}^{(2)}, \dots, \mathbf{x}^{(n)})$  #  $n$ 日分の測定
- 従属変数： $(y^{(1)}, y^{(2)}, \dots, y^{(n)})$  #  $n$ 日分の故障数
- 対数尤度（最大化問題）：

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\beta}) &= \sum_{i=1}^n \log \frac{\left( \exp(\boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x}^{(i)}) \right)^{y^{(i)}}}{y^{(i)}!} \exp(-\exp(\boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x}^{(i)})) \\ &= \sum_{i=1}^n y^{(i)} \boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x}^{(i)} - \sum_{i=1}^n \exp(\boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x}^{(i)}) + \text{const.} \end{aligned}$$

- これを最大化する $\boldsymbol{\beta}$ を求めたいが、解析解は得られない

# 判別問題：

## ダミー変数を従属変数として説明（予測）する問題

- データ（ $n$  組の独立変数と従属変数）
  - 独立変数： $(\mathbf{x}^{(1)}, \mathbf{x}^{(2)}, \dots, \mathbf{x}^{(n)})$
  - （ダミー）従属変数： $(y^{(1)}, y^{(2)}, \dots, y^{(n)}), y^{(i)} \in \{+1, -1\}$

以降、表記上の利便性からダミー従属変数を  
 $\{0, 1\}$ でなく $\{+1, -1\}$ と表記する  
(本質的な違いはナシ)

# ロジスティック回帰： ダミー変数を従属変数とするモデル

- 以前、重回帰モデルでダミー変数を従属変数とすると、厳密には少しおかしいという話だった → もっとちゃんと扱いたい

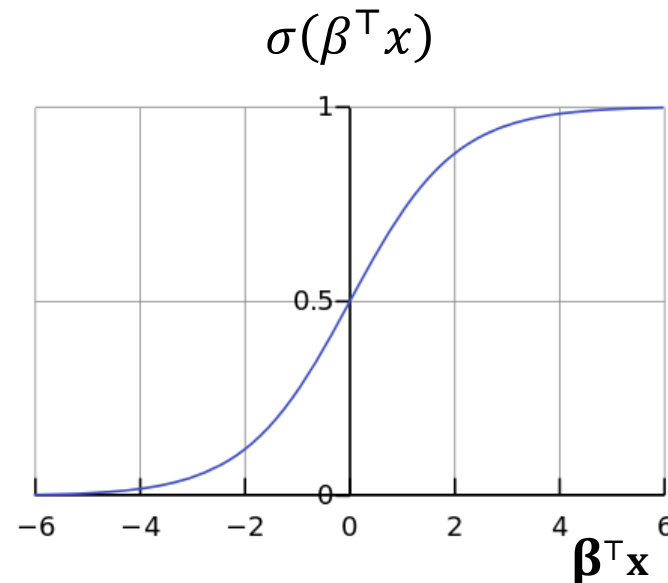
– 重回帰モデル  $y = \boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x}$  の従属変数の値域は実数全体

- 従属変数の値域が  $\{-1, +1\}$  もしくは、 $(0, 1)$  ( $Y = +1$  となる確率) となるようにしたい

- ロジスティック回帰モデル：

$$P(Y = 1 | \mathbf{x}, \boldsymbol{\beta}) = \frac{1}{1 + \exp(-\boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x})} = \sigma(\boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x})$$

–  $\sigma$ ：ロジスティック関数 ( $\sigma: \mathbb{R} \rightarrow (0, 1)$ )



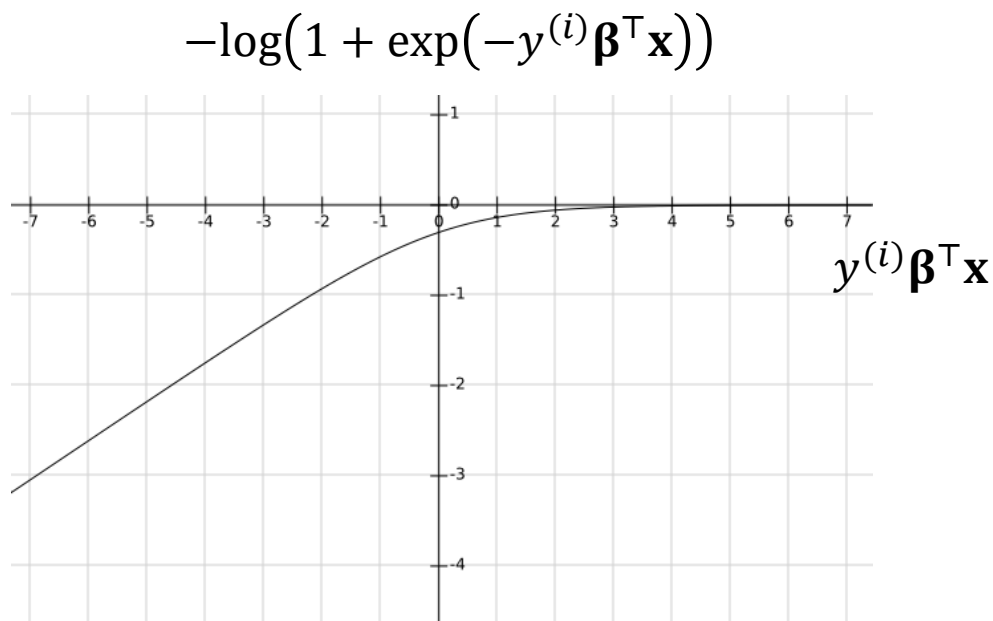
# ロジスティック回帰モデルの対数尤度： 凸関数なので大局解が存在するが解析解はない

- 対数尤度：
$$L(\boldsymbol{\beta}) = -\sum_{i=1}^n \log(1 + \exp(-y^{(i)} \boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x}^{(i)}))$$
$$\left( = \sum_{i=1}^n \delta(y^{(i)} = 1) \log \frac{1}{1 + \exp(-\boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x}^{(i)})} + \delta(y^{(i)} = -1) \log \left( 1 - \frac{1}{1 + \exp(-\boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x}^{(i)})} \right) \right)$$

- $L(\boldsymbol{\beta})$ は凸関数：

- 大局解がある

- 解析解はない



# ロジスティック回帰のパラメータ推定： 非線形最適化

- 最尤推定の目的関数（最大化）：

$$L(\boldsymbol{\beta}) = - \sum_{i=1}^n \log(1 + \exp(-y^{(i)} \boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x}^{(i)}))$$

– 解析解は得られないが、凸関数（2階微分が $\leq 0$ ）

- 数値的な最適化手法を使う

– パラメータの更新をくりかえす： $\boldsymbol{\beta}^{\text{NEW}} \leftarrow \boldsymbol{\beta} + \mathbf{d}$



# パラメータ更新：

## 目的関数をもっとも改善する更新を行う

- 更新  $\boldsymbol{\beta}^{\text{NEW}} \leftarrow \boldsymbol{\beta} + \mathbf{d}$  によって目的関数の値が変化する：

$$L_{\mathbf{w}}(\mathbf{d}) = - \sum_{i=1}^n \ln(1 + \exp(-y^{(i)}(\boldsymbol{\beta} + \mathbf{d})^{\top} \mathbf{x}^{(i)}))$$

- $L_{\boldsymbol{\beta}}(\mathbf{d})$ を最大化する更新分  $\mathbf{d}^*$  を見つけよ：

$$-\mathbf{d}^* = \operatorname{argmax}_{\mathbf{d}} L_{\boldsymbol{\beta}}(\mathbf{d})$$



# 最良のパラメータ更新： 目的関数をテイラー展開で近似

- 目的関数のテイラー展開：

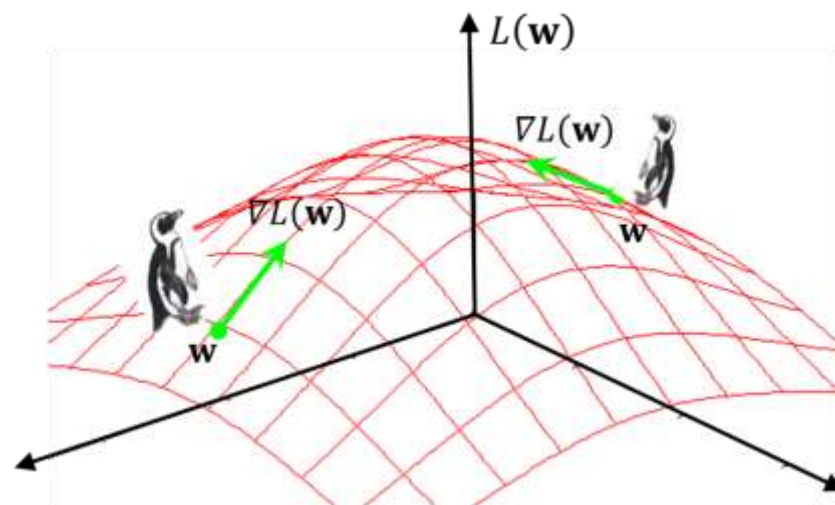
3次以上の項

$$L_{\boldsymbol{\beta}}(\mathbf{d}) = L(\boldsymbol{\beta}) + \mathbf{d}^{\top} \nabla L(\boldsymbol{\beta}) + \frac{1}{2} \mathbf{d}^{\top} \mathbf{H}(\boldsymbol{\beta}) \mathbf{d} + O(\mathbf{d}^3)$$

– 勾配： $\nabla L(\boldsymbol{\beta}) = \left( \frac{\partial L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_1}, \frac{\partial L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_2}, \dots, \frac{\partial L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_D} \right)^{\top}$

- 目的関数が最も急な方向

– ヘッセ行列： $[H(\boldsymbol{\beta})]_{i,j} = \frac{\partial^2 L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \beta_i \partial \beta_j}$



# ニュートン法：

2次近似した目的関数を最小化する解を求める

- テイラー展開で3次以降の項を無視する：

3次以上の項

$$L_{\beta}(\mathbf{d}) \approx L(\boldsymbol{\beta}) + \mathbf{d}^{\top} \nabla L(\boldsymbol{\beta}) + \frac{1}{2} \mathbf{d}^{\top} \mathbf{H}(\boldsymbol{\beta}) \mathbf{d} + \cancel{O(\mathbf{d}^3)}$$

- 最大化するために $\mathbf{d}$ で微分： $\frac{\partial L_{\beta}(\mathbf{d})}{\partial \mathbf{d}} \approx \nabla L(\boldsymbol{\beta}) + \mathbf{H}(\boldsymbol{\beta}) \mathbf{d}$

- これを $= \mathbf{0}$ とおいて解くと： $\mathbf{d} = -\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta})^{-1} \nabla L(\boldsymbol{\beta})$

実際には連立方程式を解く

- ニュートン法：

$$\boldsymbol{\beta}^{\text{NEW}} \leftarrow \boldsymbol{\beta} - \mathbf{H}(\boldsymbol{\beta})^{-1} \nabla L(\boldsymbol{\beta})$$



# 線形探索付きニュートン法：

近似は必ずしも正しくないので線形探索と組み合わせる

- ニュートン法の更新  $\boldsymbol{\beta}^{\text{NEW}} \leftarrow \boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{H}(\boldsymbol{\beta})^{-1} \nabla L(\boldsymbol{\beta})$  は 2 次近似が正しいことを仮定している：

$$L_{\boldsymbol{\beta}}(\mathbf{d}) \approx L(\boldsymbol{\beta}) + \mathbf{d}^{\top} \nabla L(\boldsymbol{\beta}) + \frac{1}{2} \mathbf{d}^{\top} \boldsymbol{H}(\boldsymbol{\beta}) \mathbf{d}$$

– 実際には正しくない

- そこで更新の向き  $\boldsymbol{H}(\boldsymbol{\beta})^{-1} \nabla L(\boldsymbol{\beta})$  のみを採用して：

$$\boldsymbol{\beta}^{\text{NEW}} \leftarrow \boldsymbol{\beta} - \eta \boldsymbol{H}(\boldsymbol{\beta})^{-1} \nabla L(\boldsymbol{\beta})$$

- 学習率  $\eta > 0$  の決定法：

– 適当にステップ数とともに適当に減衰

– 線形探索： $\eta^* = \operatorname{argmax}_{\eta} L(\boldsymbol{\beta} - \eta \boldsymbol{H}(\boldsymbol{\beta})^{-1} \nabla L(\boldsymbol{\beta}))$

適当な初期値から始めて、  
目的関数が改善しない間  
は $\eta$ を半分にしていく

# 最急降下法：

## ヘッセ行列を使わずシンプルで軽い更新

- ヘッセ行列の逆行列（もしくは連立方程式を解く）は高コスト：

- ニュートン法の更新： $\boldsymbol{\beta}^{\text{NEW}} \leftarrow \boldsymbol{\beta} - \eta \mathbf{H}(\boldsymbol{\beta})^{-1} \nabla L(\boldsymbol{\beta})$

- 最急降下法：

- ヘッセ行列の逆行列  $\mathbf{H}(\boldsymbol{\beta})^{-1}$  を単位行列  $\mathbf{I}$  で置き換え：

$$\boldsymbol{\beta}^{\text{NEW}} \leftarrow \boldsymbol{\beta} - \eta \nabla L(\boldsymbol{\beta})$$

勾配

- $\nabla L(\boldsymbol{\beta})$  は最も急な（目的関数が最も変化する）向き
- 学習率  $\eta$  は線形探索で求める：



# ロジスティック回帰の場合の勾配： 比較的簡単に計算可能

■ 対数尤度： $L(\boldsymbol{\beta}) = -\sum_{i=1}^n \ln(1 + \exp(-y^{(i)} \boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x}^{(i)}))$

■ 
$$\begin{aligned} \frac{\partial L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} &= -\sum_{i=1}^n \frac{1}{1 + \exp(-y^{(i)} \boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x}^{(i)})} \frac{\partial (1 + \exp(-y^{(i)} \boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x}^{(i)}))}{\partial \boldsymbol{\beta}} \\ &= \sum_{i=1}^n \frac{1}{1 + \exp(-y^{(i)} \boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x}^{(i)})} \exp(-y^{(i)} \boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x}^{(i)}) y^{(i)} \mathbf{x}^{(i)} \\ &= \sum_{i=1}^n (1 - f(y^{(i)} | \mathbf{x}^{(i)}, \boldsymbol{\beta})) y^{(i)} \mathbf{x}^{(i)} \end{aligned}$$

現在のパラメータでのモデルが与える確率

# 確率的最適化とミニバッチ：

## データの部分集合を用いた効率的な推定

- 対数尤度は各データの対数尤度の和： $L(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^n \ell^{(i)}$

- 勾配  $\frac{\partial L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} = \sum_{i=1}^n \frac{\partial \ell^{(i)}}{\partial \boldsymbol{\beta}}$  の計算は  $O(n)$  かかる

$i$  番目のデータの  
対数尤度

- 勾配をデータ1個で近似： $\frac{\partial L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} \approx n \frac{\partial \ell^{(i)}}{\partial \boldsymbol{\beta}}$

– 確率的最適化：毎回データをランダムに選ぶ

– オンライン推定も可能（時刻  $t$  のデータの  $\ell^{(i)}$  を使う）

- ミニバッチ：  $1 < m < n$  個のデータで勾配を近似：

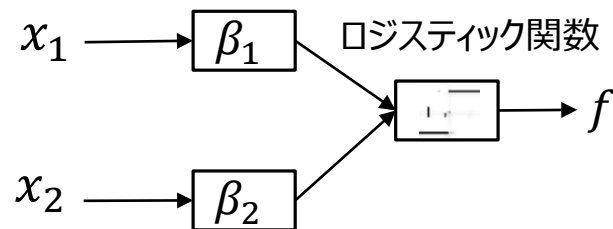
$$\frac{\partial L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}} \approx \frac{n}{m} \sum_{j \in \text{MiniBatch}} \frac{\partial \ell^{(i)}}{\partial \boldsymbol{\beta}}$$

# ニューラルネットワーク：

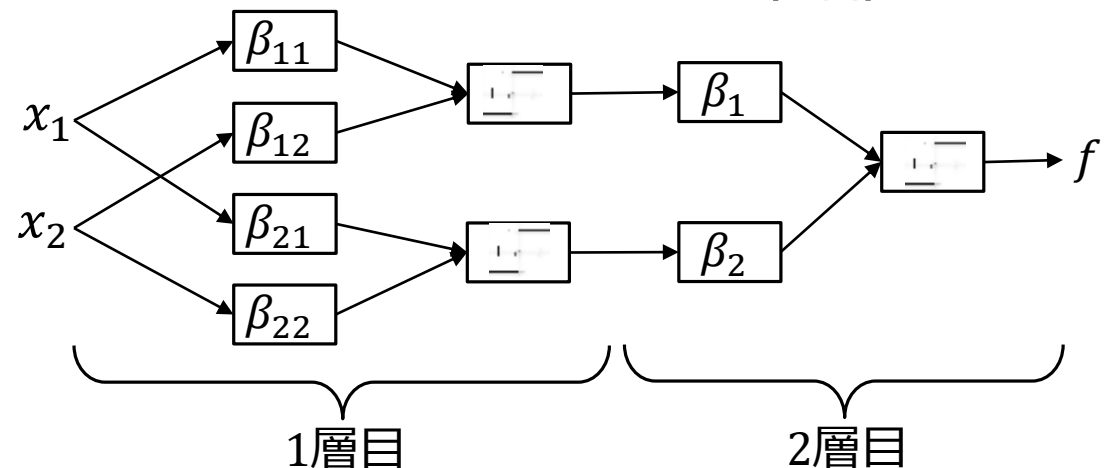
(ざっくりいえば) ロジスティック回帰モデルを連結したもの

- ニューラルネットワークはロジスティック回帰モデルを連結したもの
  - 複数のロジスティック回帰モデルの出力が、別のロジスティック回帰モデルの入力になる
  - ロジスティック関数（非線形）によりモデルに非線形性を導入
  - 両者とも $Y = 1$ である確率 $f(\mathbf{x}; \boldsymbol{\beta})$ を出力するモデル

ロジスティック回帰モデル



ニューラルネットワーク（2層）



# ニューラルネットワークのパラメータ推定： 最急降下法を適用するために勾配の計算が必要

- パラメータ推定を最尤推定で行うとすると、目的関数は：

$$L(\boldsymbol{\beta}) = - \sum_{i=1}^n \left( \delta(y^{(i)} = 1) \log f(x^{(i)}) + \delta(y^{(i)} = -1) \log (1 - f(x^{(i)})) \right)$$

- $L(\boldsymbol{\beta})$ の勾配 $\frac{\partial L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}}$ が計算できれば最急降下法を適用できる
  - 実際は確率的最適化やミニバッチを用いることが多い



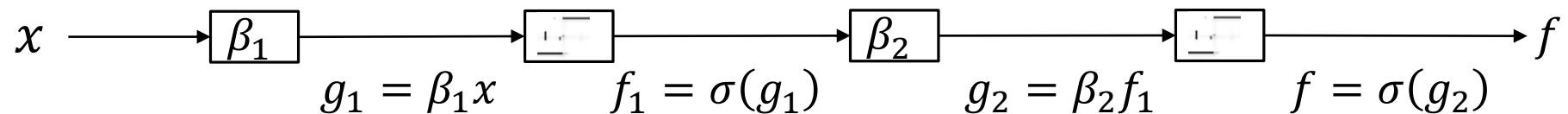
# ニューラルネットワークの勾配計算： 誤差逆伝播法によって計算する

- 誤差逆伝播法：  $L(\boldsymbol{\beta})$  の勾配  $\frac{\partial L(\boldsymbol{\beta})}{\partial \boldsymbol{\beta}}$  を計算する方法
  - $f$  から「後ろ向きに」遡っていく計算（微分の連鎖率）
- 1次元の場合で考える（多次元でもほぼそのまま）：

$$- \frac{\partial L}{\partial \beta_2} = \frac{\partial L}{\partial f} \cdot \frac{\partial f}{\partial g_2} \cdot \frac{\partial g_2}{\partial \beta_2}$$

$$- \frac{\partial L}{\partial \beta_1} = \frac{\partial L}{\partial f} \cdot \frac{\partial f}{\partial g_2} \cdot \frac{\partial g_2}{\partial f_1} \cdot \frac{\partial f_1}{\partial g_1} \cdot \frac{\partial g_1}{\partial \beta_1}$$

共通



# 練習： ポアソン回帰の最尤推定

---

- ポアソン回帰の最尤推定

- 対数尤度：

$$L(\boldsymbol{\beta}) = \sum_{i=1}^n y^{(i)} \boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x}^{(i)} - \sum_{i=1}^n \exp(\boldsymbol{\beta}^\top \mathbf{x}^{(i)}) + \text{const.}$$

- 解析解は求まらない

- 最急勾配法の更新式を求めてみる