

ICA: Independent Component Analysis

December 11, 2015

1 前言

独立成分分析ICA是一个在多领域被应用的基础算法。ICA是一个不定问题，没有确定解，所以存在各种不同先验假定下的求解算法。相比其他技术，ICA的开源代码不是很多，且存在黑魔法—有些步骤并没有在论文里提到，但没有这些步骤是无法得到正确结果的。

本文给出一个ICA最大似然解法的推导，以及FastICA的python实现，限于时间和实际需求，没有对黑魔法部分完全解读，只保证FastICA实现能得到正确结果。

有兴趣的童鞋可以在未来补上相关内容。

2 ICA问题表述

设 X 是随机向量，且 $X \in R^{n \times 1}$ ，这也就说， X 里有 n 个成员，每个成员是一个随机变量：

$$X = \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_i \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix} \quad (1)$$

其中， x_i 是一个随机变量。

随机变量有诸多特性，殆由概率论和数理统计教科书详述备尽，在此不一一叙述。

X 里的 n 个随机变量是相互非独立的，在一定的假设下，可以用 n 个相互独立的随机变量线性组合重新表达 X ，也就是说：

$$\begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_i \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix} = A \begin{pmatrix} s_1 \\ s_2 \\ \vdots \\ s_i \\ \vdots \\ s_n \end{pmatrix} \quad (2)$$

其中， s_i 是一个随机变量，且两两相互独立， A 是满秩矩阵，且 $A \in R^{n \times n}$ 。
令：

$$S = \begin{pmatrix} s_1 \\ s_2 \\ \vdots \\ s_i \\ \vdots \\ s_n \end{pmatrix} \quad (3)$$

则：

$$X = AS \quad (4)$$

又有：

$$S = A^{-1}X \quad (5)$$

令：

$$W = A^{-1} \quad (6)$$

则：

$$S = WX \quad (7)$$

其中， $W \in R^{n \times n}$ 。

记录随机向量 X 的值 m 次，则形成数据集：

$$D = \begin{pmatrix} d_{1,1} & d_{1,2} & \dots & d_{1,m} \\ d_{2,1} & d_{2,2} & \dots & d_{2,m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ d_{n,1} & d_{n,2} & \dots & d_{n,m} \end{pmatrix} \quad (8)$$

其中， $D \in R^{n \times m}$

ICA的目标，就是在只知道 D 的情况下，估算 A ， W ， S 的值。

实例：在一个大厅里，有 n 个人在随机聊天。在大厅的不同角落，布置 n 个麦克风记录大厅的声音，每秒一个记录，一共记录 m 秒。麦克风记录的混合声音，多个麦克风记录不同位置的混合声音。ICA的目标，就是从混声录音中将每个人的声音分离出来。

3 理论推导

由式(7)可知：

$$s_i = (w_{i,1} \ w_{i,2} \ \dots \ w_{i,j} \ \dots \ w_{i,n}) \begin{pmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_i \\ \vdots \\ x_n \end{pmatrix} \quad (9)$$

令：

$$w_i = \begin{pmatrix} w_{i,1} & w_{i,2} & \dots & w_{i,j} & \dots & w_{i,n} \end{pmatrix} \quad (10)$$

则：

$$s_i = w_i X \quad (11)$$

设随机变量 s_i 概率密度函数是 $p_{s_i}(s_i)$ ，其中 p 的右下角 s_i 表示随机变量标示，括号中的 s_i 表示自变量。

由于 S 的 n 个成员 s_i 是相互独立的，所以 S 的概率密度函数为：

$$p_S(s) = \prod_{i=1}^n p_{s_i}(s_i) \quad (12)$$

设 X 的概率密度函数是 $p_X(x)$ ，如何根据 s_i 的概率密度函数求 $p_X(x)$ 呢？这是可以做到的。

设随机向量 X 的概率分布函数是 $F_X(x)$ ，根据概率分布函数和概率密度函数的关系可知：

$$p_X(x) = F'_X(x) \quad (13)$$

同理，设随机向量 S 的概率分布函数是 $F_S(s)$ ，则：

$$p_S(s) = F'_S(s) \quad (14)$$

根据概率分布函数的定义，有：

$$F_X(x) = P(X < x) \quad (15)$$

$$F_S(s) = P(S < s) \quad (16)$$

那么：

$$\begin{aligned} p_X(x) &= F'_X(x) \\ &= (P(X < x))' \\ &= (P(U < u))' \\ &= (P(U < s))' \\ &= (\|P(U < Wx)\|)' \\ &= (\|P(S < Wx)\|)' \\ &= (\|F_S(Wx)\|)' \\ &= \|F'_S(Wx)\| \\ &= \|p_S(Wx)(Wx)'\| \\ &= \|p_S(Wx)W\| \\ &= p_S(Wx)\|W\| \\ &= \|W\| \prod_{i=1}^n p_{s_i}(w_i x) \end{aligned} \quad (17)$$

其中，上式的第2个等号是概率密度函数的定义，第3个等号是做变量等价代换，以免直接从X变换到S导致思维混乱，第4个等号到第6个等号是逐步将X代换到S，第7个等号是回到S的概率分布函数定义，第8个等号到第10个等号是求导。

从第5个等号开始，对整个等式取行列式运算，因为 $p_X(x)$ 一定是标量，对标量做行列式运算是它自身。那么，到了第10个等号，又因为 $p_S(WX)$ 一定是标量，所以可以从行列式运算拿到外面。这里避免的问题的是，如果不对标整个等式取行列式，得到的结果是矩阵W而不是 $\|W\|$ ，这是没有道理的。

注意，在上式中， x 是一个向量，且 $x \in R^{n \times 1}$ ， $w_i \in R^{1 \times n}$ ， $p_{s_i}(s_i)$ 是一个单自变量的函数， $p_X(x)$ 是一个多自变量函数，它的自变量是 x 里的多个变量，这样等式左右的每一步就清晰了。

下一步是根据数据集计算W的值，从概率的角度来说，如果数据集已经记录，那么让这个数据集出现概率最大的W就是最优值。

数据集也就是式(8)出现的概率是：

$$L = \prod_{i=1}^m (\|W\| \prod_{j=1}^n p_{s_j}(w_j d_i)) \quad (18)$$

其中， \prod 表示连乘， d_i 是D的第*i*列，也就是：

$$d_i = \begin{pmatrix} d_{i,1} \\ d_{i,2} \\ \dots \\ d_{i,n} \end{pmatrix} \quad (19)$$

d_i 的物理意义，也就是第*i*次记录随机向量X得到的*n*个值，这*n*个值分别对应*n*个 x_i 随机变量。注意，不要把 d_i 和 x_i 混淆，前者表示D的一列数据，后者是粗体表示一个随机变量。

式(18)有最大值，当它取最大值时候的W就是最优解。如果以梯度下降法求解，需要计算它对W的偏导，直接求偏导比较复杂，故对它两端取自然对数，则：

$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_{i=1}^m (\ln \|W\| + \sum_{j=1}^n (\ln p_{s_j}(w_j d_i))) \\ &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \ln p_{s_j}(w_j d_i) + m \ln \|W\| \end{aligned} \quad (20)$$

当上式取最大值的时候， L 也同时取最大值，所以求 L 的最大值等价于求上式的最大值。

用梯度下降法求解上式，需要计算 $\frac{\partial \ln L}{\partial W}$ 。这是一个复杂的过程，先从计

算 $\frac{\partial L}{\partial w_{u,v}}$ 开始，它表示 W 的第 u 行第 v 列的一个成员：

$$\begin{aligned}\frac{\partial \ln L}{\partial w_{u,v}} &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \frac{1}{p_{s_j}(w_j d_i)} \frac{\partial p_{s_j}(w_j d_i)}{\partial w_{u,v}} + \frac{m}{\|W\|} \frac{\partial \|W\|}{\partial w_{u,v}} \\ &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \frac{1}{p_{s_j}(w_j d_i)} \frac{\partial p_{s_j}(w_j d_i)}{\partial w_{u,v}} + \frac{m}{\|W\|} (-1)^{u+v} M_{uv} \quad (21) \\ &= \sum_{i=1}^m \frac{1}{p_{s_u}(w_u d_i)} \frac{\partial p_{s_u}(w_u d_i)}{\partial w_{u,v}} + \frac{m}{\|W\|} (-1)^{u+v} M_{uv}\end{aligned}$$

其中， $(-1)^{u+v} M_{uv}$ 是 $w_{u,v}$ 的代数余子式， $\frac{\partial p_{s_u}(w_u d_i)}{\partial w_{u,v}}$ 的值要根据 $p_{s_i}(s_i)$ 的具体形式求解。

对于 $p_{s_i}(s_i)$ ，如果在没有任何先验信息的情况下，是无法求解的。如果要求解上式，需要对它做一定的假设，在合理的假设下，可以达到相当不错的近似结果。

设随机变量 x_i 的概率分布函数是 sigmoid 函数，因为它是递增，可微，且最大值不超过 1，也就是说：

$$F_{s_i}(s_i) = \frac{1}{1 + e^{-s_i}} \quad (22)$$

那么，概率密度函数就是：

$$p_{s_i}(s_i) = F'_{s_i}(s_i) = \frac{e^{s_i}}{(1 + e^{s_i})^2} \quad (23)$$

所以有：

$$p_{s_u}(w_u d_i) = \frac{e^{w_u d_i}}{(1 + e^{w_u d_i})^2} = e^{w_u d_i} (1 + e^{w_u d_i})^{-2} \quad (24)$$

故：

$$\begin{aligned}\frac{\partial p_{s_u}(w_u d_i)}{\partial w_{u,v}} &= e^{w_u d_i} d_{i,v} (1 + e^{w_u d_i})^{-2} - 2e^{w_u d_i} (1 + e^{w_u d_i})^{-3} e^{w_u d_i} d_{i,v} \\ &= \frac{d_{i,v} e^{w_u d_i}}{(1 + e^{w_u d_i})^2} (1 - 2 \frac{e^{w_u d_i}}{1 + e^{w_u d_i}}) \\ &= d_{i,v} p_{s_u}(w_u d_i) \frac{1 - e^{w_u d_i}}{1 + e^{w_u d_i}}\end{aligned} \quad (25)$$

其中， $d_{i,v}$ 是 d_i 的第 v 行的一个成员。

因此：

$$\begin{aligned}\frac{\partial \ln L}{\partial w_{u,v}} &= \sum_{i=1}^m \frac{1}{p_{s_u}(w_u d_i)} \frac{\partial p_{s_u}(w_u d_i)}{\partial w_{u,v}} + \frac{m}{\|W\|} (-1)^{u+v} M_{uv} \\ &= \sum_{i=1}^m \frac{1}{p_{s_u}(w_u d_i)} d_{i,v} p_{s_u}(w_u d_i) \frac{1 - e^{w_u d_i}}{1 + e^{w_u d_i}} + \frac{m}{\|W\|} (-1)^{u+v} M_{uv} \quad (26) \\ &= \sum_{i=1}^m d_{i,v} \frac{1 - e^{w_u d_i}}{1 + e^{w_u d_i}} + \frac{m}{\|W\|} (-1)^{u+v} M_{uv}\end{aligned}$$

现在对上式进行矩阵化，令：

$$K = WD \quad (27)$$

其中， $K \in R^{n \times m}$, $W \in R^{n \times n}$, $D \in R^{n \times m}$, 那么， $k_{u,i}$ 就是 K 的第 u 行的第 i 列的一个成员，令：

$$g(x) = \frac{1 - e^x}{1 + e^x} \quad (28)$$

令：

$$Z = g(K) = \begin{pmatrix} g(k_{1,1}) & g(k_{1,2}) & \dots & g(k_{1,m}) \\ g(k_{2,1}) & g(k_{2,2}) & \dots & g(k_{2,m}) \\ \dots & & & \\ g(k_{n,1}) & g(k_{n,2}) & \dots & g(k_{n,m}) \end{pmatrix} \quad (29)$$

那么，就得到：

$$\frac{\partial \ln L}{\partial w_{u,v}} = z_u^T d_v + \frac{m}{\|W\|} (-1)^{u+v} M_{uv} \quad (30)$$

其中， z_u 是 Z 的第 u 行， d_v 是 D 的第 v 列。

于是，对 W 而言，则有：

$$\frac{\partial \ln L}{\partial W} = Z^T D + \frac{m}{\|W\|} (W^*)^T \quad (31)$$

其中， W^* 是 W 的伴随矩阵， $(W^*)^T$ 是 W^* 的转置，它的第 i 行第 j 列的元素是 $w_{i,j}$ 的代数余子式，也就是 $(-1)^{i+j} M_{i,j}$ 。

根据矩阵和它的伴随阵的性质可知：

$$WW^* = \|W\|I \quad (32)$$

其中， I 是单位矩阵。根据上两式可知：

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L}{\partial W} &= Z^T D + \frac{m}{\|W\|} (W^*)^T \\ &= Z^T D + \frac{m}{\|W\|} (\|W\|W^{-1})^T \\ &= Z^T D + m(W^{-1})^T \end{aligned} \quad (33)$$

那么，在梯度下降法求解 W 的时候，更新公式是：

$$W = W + \alpha(Z^T D + m(W^{-1})^T) \quad (34)$$

其中， α 是学习速率。

最后的结论简洁且美，Verweile doch, du bist so schön。然并卵，按照这个结果实现代码，计算结果是不合理的，无法恢复原始信号。于是，在实现FastICA之后，可以认为本推导缺少一些黑魔法，至于到底缺少什么并不知道，限于时间关系和实际需求，不再继续研究下去。

4 FastICA

FastICA计算性能更好。《Independent Component analysis》一书在第8章给出了FastICA的算法流程，如下：

-
1. Center the data to make its mean zero.
 2. Whiten the data to give \mathbf{z} .
 3. Choose m , the number of independent components to estimate.
 4. Choose initial values for the \mathbf{w}_i , $i = 1, \dots, m$, each of unit norm. Orthogonalize the matrix \mathbf{W} as in step 6 below.
 5. For every $i = 1, \dots, m$, let $\mathbf{w}_i \leftarrow E\{\mathbf{z}g(\mathbf{w}_i^T \mathbf{z})\} - E\{g'(\mathbf{w}_i^T \mathbf{z})\}\mathbf{w}_i$, where g is defined, e.g., as in (8.31)–(8.33).
 6. Do a symmetric orthogonalization of the matrix $\mathbf{W} = (\mathbf{w}_1, \dots, \mathbf{w}_m)^T$ by

$$\mathbf{W} \leftarrow (\mathbf{W}\mathbf{W}^T)^{-1/2}\mathbf{W}, \quad (8.51)$$

or by the iterative algorithm in Sec. 8.4.3.

7. If not converged, go back to step 5.
-

Table 8.4 The FastICA algorithm for estimating several ICs, with *symmetric* orthogonalization. The expectations are estimated in practice as sample averages.

Figure 1: FastICA

5 白化

FastICA需要对数据做白化处理。设 x 是一个随机变量，存在一个线性变换 V 将它转换成 z ：

$$z = Vx \quad (35)$$

且：

$$E\{zz^T\} = I \quad (36)$$

那么， V 就是白化变换矩阵。

x 的协方差阵是 $C_x = E\{xx^T\}$ ， $C_x = PDP^T$ ， P 是 C_x 的单位特征向量， D 是 C_x 的特征值组成的对角阵。那么， V 的值就是：

$$V = D^{-\frac{1}{2}}P^T \quad (37)$$

证明如下：根据相关性质，有 $P^T = P^{-1}$ ，由于 D 对角阵，则 $(D^{-\frac{1}{2}})^T = D^{-\frac{1}{2}}$ ，那么：

$$\begin{aligned}
 E\{Vx(Vx)^T\} &= E\{Vxx^TV^T\} \\
 &= E\{VPDP^TV^T\} \\
 &= E\{VPDP^TV^T\} \\
 &= E\{D^{-\frac{1}{2}}P^TPDP^TP(D^{-\frac{1}{2}})^T\} \quad (38) \\
 &= E\{D^{-\frac{1}{2}}DD^{-\frac{1}{2}}\} \\
 &= E\{I\} \\
 &= I
 \end{aligned}$$

6 代码实现

基于python2.7，matplotlib, numpy实现ICA，主要参考sklean的FastICA实现。

```

#!/usr/bin/env python

#FastICA from ICA book, table 8.4

import math
import random
import matplotlib.pyplot as plt
from numpy import *

n_components = 2

def f1(x, period = 4):
    return 0.5*(x-math.floor(x/period)*period)

def create_data():
    #data number
    n = 500
    #data time
    T = [0.1*xi for xi in range(0, n)]
    #source
    S = array([[sin(xi) for xi in T], [f1(xi) for xi in T]], float32)
    #mix matrix
    A = array([[0.8, 0.2], [-0.3, -0.7]], float32)
    return T, S, dot(A, S)

```

```

def whiten(X):
    #zero mean
    X_mean = X.mean(axis=-1)
    X -= X_mean[:, newaxis]
    #whiten
    A = dot(X, X.transpose())
    D, E = linalg.eig(A)
    D2 = linalg.inv(array([[D[0], 0.0], [0.0, D[1]]], float32))
    D2[0,0] = sqrt(D2[0,0]); D2[1,1] = sqrt(D2[1,1])
    V = dot(D2, E.transpose())
    return dot(V, X), V

def _logcosh(x, fun_args=None, alpha = 1):
    gx = tanh(alpha * x, x); g_x = gx ** 2
    g_x -= 1.; g_x *= -alpha
    return gx, g_x.mean(axis=-1)

def do_decorrelation(W):
    #black magic
    s, u = linalg.eigh(dot(W, W.T))
    return dot(dot(u * (1. / sqrt(s)), u.T), W)

def do_fastica(X):
    n, m = X.shape; p = float(m); g = _logcosh
    #black magic
    X *= sqrt(X.shape[1])
    #create w
    W = ones((n,n), float32)
    for i in range(n):
        for j in range(i):
            W[i,j] = random.random()

    #compute W
    maxIter = 200
    for ii in range(maxIter):
        gwtX, g_wtx = g(dot(W, X))
        W1 = do_decorrelation(dot(gwtX, X.T) / p - g_wtx[:, newaxis] * W)
        lim = max( abs(abs(diag(dot(W1, W.T))) - 1) )
        W = W1
        if lim < 0.0001:
            break
    return W

```

```
def show_data(T, S):
    plt.plot(T, [S[0,i] for i in range(S.shape[1])], marker="*")
    plt.plot(T, [S[1,i] for i in range(S.shape[1])], marker="o")
    plt.show()

def main():
    T, S, D = create_data()
    Dwhiten, K = whiten(D)
    W = do_fastica(Dwhiten)
    #Sr: reconstructed source
    Sr = dot(dot(W, K), D)
    show_data(T, D)
    show_data(T, S)
    show_data(T, Sr)

if __name__ == "__main__":
    main()
```

在这个实现中，创建了两个数据源，一个是正弦函数，一个是线性周期函数，它们的图形是Figure 2。

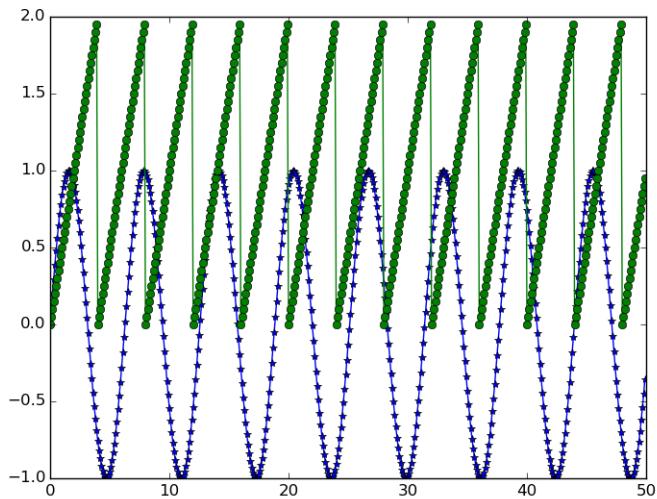


Figure 2: Sources

将这两个数据源混合成两个新数据源，也就是“可观测”的数据，它们的图像是Figure 3。

经过FastICA处理后，重建数据源Figure 4。注意，此时的数据源在图形形状上跟初始数据源具有相似性，但幅度是不一样的，且可能会发生翻转，这是因为ICA是一个不定问题，有多个解符合假设，不是唯一解。

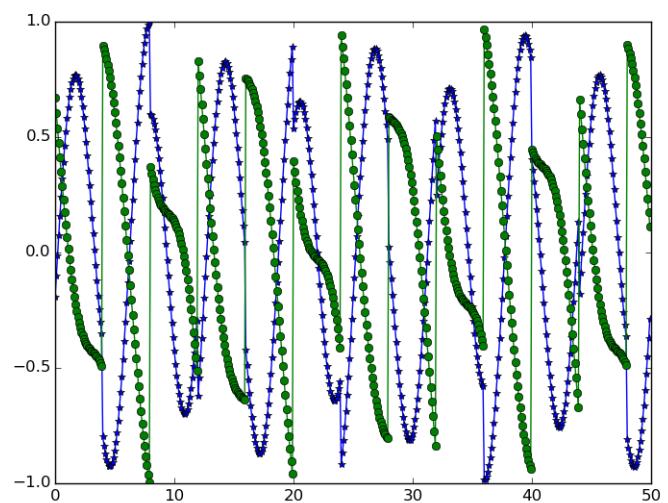


Figure 3: X

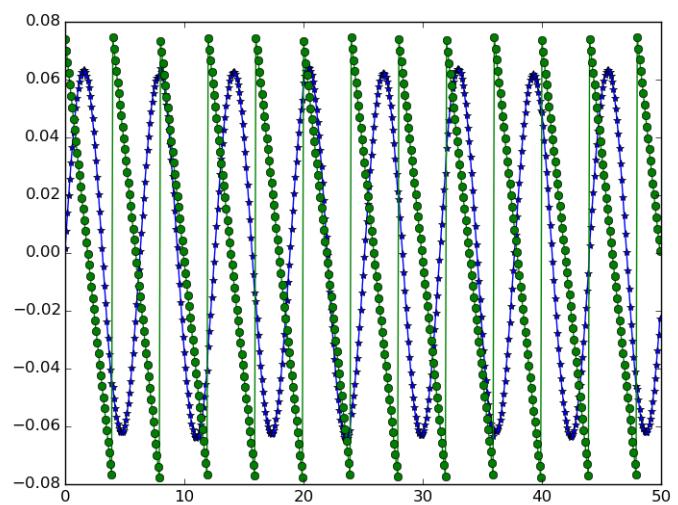


Figure 4: Reconstructed Sources