偏最小二乘法回归(Partial Least Squares Regression)

JerryLead

csxulijie@gmail.com

2011年8月20日星期六

1. 问题

这节我们请出最后的有关成分分析和回归的神器 PLSR。PLSR 感觉已经把成分分析和回归发挥到极致了,下面主要介绍其思想而非完整的教程。让我们回顾一下最早的 Linear Regression 的缺点: 如果样例数 m 相比特征数 n 少 (m<n) 或者特征间线性相关时,由于 X^TX (n*n 矩阵)的秩小于特征个数(即 X^TX 不可逆)。因此最小二乘法 $\theta = (X^TX)^{-1}X^T\vec{y}$ 就会失效。

为了解决这个问题,我们会使用 PCA 对样本 X(m*n 矩阵)进行降维,不妨称降维后的 X 为 X'(m*r 矩阵,一般加了'就表示转置,这里临时改变下),那么 X'的秩为 r(列不相关)。

2. PCA Revisited

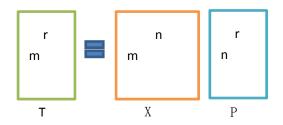
所谓磨刀不误砍柴工,这里先回顾下 PCA。

令 X 表示样本,含有 m 个样例 $\{x^{(1)},x^{(2)},...,x^{(m)}\}$,每个样例特征维度为 n, $x^{(i)}=\{x_1^{(i)},x_2^{(i)},...x_n^{(i)}\}$ 。假设我们已经做了每个特征均值为 0 处理。

如果 X 的秩小于 n,那么 X 的协方差矩阵 $\frac{1}{m}X^TX$ 的秩小于 n,因此直接使用线性回归的话不能使用最小二乘法来求解出唯一的 θ ,我们想使用 PCA 来使得 X^TX 可逆,这样就可以用最小二乘法来进行回归了,这样的回归称为主元回归(PCR)。

PCA 的一种表示形式:

T = XP



其中 X 是样本矩阵,P 是 X 的协方差矩阵的特征向量(当然是按照特征值排序后选取的前 r 个特征向量),T 是 X 在由 P 形成的新的正交子空间上的投影(也是样本 X 降维后的新矩阵)。

在线性代数里面我们知道,实对称阵 A 一定存在正交阵 P,使得 $P^{-1}AP$ 为对角阵。因此可以让 X^TX 的特征向量矩阵 P 是正交的。

其实 T 的列向量也是正交的,不太严谨的证明如下:

$$T^TT = (XP)^T(XP) = P^TX^TXP = P^T(P\Lambda P^T)P = P^TP\Lambda P^TP = \Lambda$$

其中利用了 $X^TX = P\Lambda P^T$,这是求 P 的过程, Λ 是对角阵,对角线上元素就是特征值 λ 。这里对 P 做了单位化,即 $P^TP = I$ 。这就说明了 T 也是正交的, P 是 X^TX 的特征向量矩阵,更进一步,T 是 XX^T 的特征向量矩阵($XX^TT = XX^TXP = XP\Lambda P^TP = T\Lambda$)。

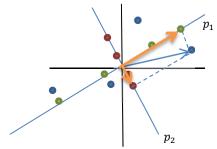
这样经过 PCA 以后,我们新的样本矩阵 T(m*r)是满秩的,而且列向量正交,因此直接代入最小二乘法公式,就能得到回归系数 θ 。

PCA 的另一种表示:

 $X = M_1 + M_2 + M_3 + \dots + M_n = t_1 p_1^T + t_2 p_2^T + t_3 p_3^T + \dots + t_n p_n^T = T P^T$ (假设 X 秩为 n) 这个公式其实和上面的表示方式T = X P没什么区别。

 $T = XP \rightarrow TP^T = XPP^T \rightarrow X = TP^T$ (当然我们认为 P 是 n*n 的,因此 $P^T = P^{-1}$) 如果 P 是 n*r 的,也就是舍弃了特征值较小的特征向量,那么上面的加法式子就变成了 $X = M_1 + M_2 + M_3 + \cdots + M_r + E = t_1p_1^T + t_2p_2^T + t_3p_3^T + \cdots + t_rp_r^T + E = TP^T + E$

这里的 E 是残差矩阵。其实这个式子有着很强的几何意义, p_i 是 X^TX 第i大特征值对应的归一化后的特征向量, t_i 就是 X 在 p_i 上的投影。 $t_i p_i^T$ 就是 X 先投影到 p_i 上,还以原始坐标系得到的 X'。下面这个图可以帮助理解:



黑色线条表示原始坐标系,蓝色的点是原始的 4 个 2 维的样本点,做完 PCA 后,得到两个正交的特征向量坐标 p_1 和 p_2 。绿色点是样本点在 p_1 上的投影(具有最大方差),红色点是在 p_2 上的投影。 t_1 的每个分量是绿色点在 p_1 上的截距, t_2 是红色点在 p_2 上的截距。 $t_ip_i^T$ 中的每个分量都可以看做是方向为 p_i ,截距为 t_i 相应分量大小的向量,如那个 p_1 上的橘色箭头。 $t_ip_i^T$ 就得到了 X 在 p_i 的所有投影向量,由于 p_1 和 p_2 正交,因此 $t_1p_1^T+t_2p_2^T$ 就相当于每个点的橘色箭头的加和,可想而知,得到了原始样本点。

如果舍弃了一些特征向量如 p_2 ,那么通过 $t_1p_1^T$ 只能还原出原始点的部分信息(得到的绿色点,丢失了蓝色点在另一维度上的信息)。另外,P有个名字叫做 loading 矩阵,T 叫做 score 矩阵。

3. PLSR 思想及步骤

我们还需要回味一下 CCA 来引出 PLSR。在 CCA 中,我们将 X 和 Y 分别投影到直线得到 u 和 v,然后计算 u 和 v 的 Pearson 系数(也就是 Corr(u,v)),认为相关度越大越好。形式化表示:

Maximize $a^T Cov(x, y)b$

Subject to: $a^T Var(x)a = 1, b^T Var(y)b = 1$

其中 a 和 b 就是要求的投影方向。

想想 CCA 的缺点: 对特征的处理方式比较粗糙,用的是线性回归来表示 u 和 x 的关系, u 也是 x 在某条线上的投影,因此会存在线性回归的一些缺点。我们想把 PCA 的成分提取技术引入 CCA,使得 u 和 v 尽可能携带样本的最主要信息。还有一个更重要的问题, CCA 是寻找 X 和 Y 投影后 u 和 v 的关系,显然不能通过该关系来还原出 X 和 Y,也就是找不到 X 到 Y 的直接映射。这也是使用 CCA 预测时大多配上 KNN 的原因。

而 PLSR 更加聪明,同时兼顾 PCA 和 CCA,并且解决了 X 和 Y 的映射问题。看 PCA Revisited 的那张图,假设对于 CCA,X 的投影直线是 p_1 ,那么 CCA 只考虑了 X 的绿色点与 Y 在某条直线上投影结果的相关性,丢弃了 X 和 Y 在其他维度上的信息,因此不存在 X 和 Y 的映射。而 PLSR 会在 CCA 的基础上再做一步,由于原始蓝色点可以认为是绿色点和红色点的叠加,因此先使用 X 的绿色点 t_1 对 Y 做回归($Y=t_1r_1^T+F$,样子有点怪,两边都乘以 r_1 就明白了,这里的 Y 类似于线性回归里的X, t_1 类似y),然后用 X 的红色点 t_2 对 Y 的剩余部分 F 做回归(得到 r_2 , $F=t_2r_2^T+F'$)。这样 Y 就是两部分回归的叠加。当新来一个 x 时,投影一下得到其绿色点 t_1 和红色点 t_2 ,然后通过 r 就可以还原出 Y,实现了 X 到 Y 的映射。当然这只是几何上的思想描述,跟下面的细节有些出入。

下面正式介绍 PLSR:

- 1) 设 X 和 Y 都已经过标准化(包括减均值、除标准差等)。
- 2)设 X 的第一个主成分为 p_1 , Y 的第一个主成分为 q_1 , 两者都经过了单位化。(这里的主成分并不是通过 PCA 得出的主成分)
- 3) $u_1 = Xp_1$, $v_1 = Yq_1$, 这一步看起来和 CCA 是一样的,但是这里的 p 和 q 都有主成分的性质,因此有下面 4) 和 5) 的期望条件。
- 4) $Var(u_1) \rightarrow max, Var(v_1) \rightarrow max$, 即在主成分上的投影, 我们期望是方差最大化。
- 5) $Corr(u_1, v_1) \rightarrow max$, 这个跟 CCA 的思路一致。
- 6)综合 4)和 5),得到优化目标 $Cov(u_1,v_1)=\sqrt{Var(u_1)Var(v_1)}Corr(u_1,v_1)\to max$ 。 形式化一点:

Maximize $\langle Xp_1, Yq_1 \rangle$

Subject to:
$$||p_1|| = 1$$
, $||q_1|| = 1$

看起来比 CCA 还要简单一些,其实不然,CCA 做完一次优化问题就完了。但这里的 p_1 和 q_1 对 PLSR 来说只是一个主成分,还有其他成分呢,那些信息也要计算的。

先看该优化问题的求解吧:

引入拉格朗日乘子

$$\mathcal{L} = p_1^T X^T Y q_1 - \frac{\lambda}{2} (p_1^T p_1 - 1) - \frac{\theta}{2} (q_1^T q_1 - 1)$$

分别对 p_1,q_1 求偏导,得

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial p_1} = X^T Y q_1 - \lambda p_1 = 0$$

$$\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial q_1} = Y^T X p_1 - \theta q_1 = 0$$

从上面可以看出 $\lambda = \theta$ (两边都乘以 p 或 q,再利用=1 的约束)

下式代入上式得到

$$X^T Y Y^T X p_1 = \lambda^2 p_1$$

上式代入下式得到

$$Y^T X X^T Y q_1 = \lambda^2 q_1$$

目标函数 $\langle Xp_1, Yq_1 \rangle \rightarrow p_1^T X^T Yq_1 \rightarrow p_1^T (\lambda p_1) \rightarrow \lambda$, 要求最大。

因此 p_1 就是对称阵 X^TYY^TX 的最大特征值对应的单位特征向量, q_1 就是 Y^TXX^TY 最大特征值对应的单位特征向量。

可见 p_1 和 q_1 是投影方差最大和两者相关性最大上的权衡,而 CCA 只是相关性上最大化。求得了 p_1 和 q_1 ,即可得到

$$u_1 = Xp_1$$
$$v_1 = Yq_1$$

这里得到的 u_1 和 v_1 类似于上图中的绿色点,只是在绿色点上找到了 X 和 Y 的关系。如果就此结束,会出现与 CCA 一样的不能由 X 到 Y 映射的问题。

利用我们在 PCA Revisited 里面的第二种表达形式,我们可以继续做下去,建立回归方程:

$$X = u_1 c_1^T + E$$
$$Y = v_1 d_1^T + G$$

这里的 c 和 d 不同于 p 和 q,但是它们之间有一定联系,待会证明。E 和 G 是残差矩阵。

我们进行 PLSR 的下面几个步骤:

- 1) $Y = u_1 r_1^T + F$,使用 u_1 对 Y 进行回归,原因已经解释过,先利用 X 的主成分对 Y 进行回归。
- 2) 使用最小二乘法, 计算 c, d, r 分别为:

$$c_1 = \frac{X^T u_1}{\|u_1\|^2}$$

$$d_1 = \frac{Y^T v_1}{\|v_1\|^2}$$

$$r_1 = \frac{Y^T u_1}{\|u_1\|^2}$$

实际上这一步计算出了各个投影向量。

 p_1 和 c_1 的关系如下:

$$p_1^T c_1 = p_1^T \frac{X^T u_1}{\|u_1\|^2} = \frac{u_1^T u_1}{\|u_1\|^2} = 1$$

再谈谈 p_1 和 c_1 的关系,虽然这里将 c_1 替换成 p_1 可以满足等式要求和几何要求,而且 p_1 就是 X 投影出 u_1 的方向向量。但这里我们想做的是回归(让 E 尽可能小),因此根据最小二乘法得到的 c_1 一般与 p_1 不同。

3)将剩余的 E 当做新的 X,剩余的 F 当做新的 Y,然后按照前面的步骤求出 p_2 和 q_2 ,得到:

$$u_2 = Ep_2$$
$$v_2 = Fq_2$$

目标函数 $\langle Ep_2, Fq_2 \rangle \rightarrow p_2^T E^T Fq_2 \rightarrow p_2^T (\lambda p_2) \rightarrow \lambda$,这个与前面一样, p_2 和 q_2 分别是新的 $E^T FF^T E \pi F^T E E^T F$ 的最大特征值对应的单位特征向量。

4) 计算得到第二组回归系数:

$$c_2 = \frac{E^T u_2}{\|u_2\|^2}$$

$$r_2 = \frac{F^T u_2}{\|u_2\|^2}$$

这里的 u_2 和之前的 u_1 是正交的,证明如下:

$$u_1^T u_2 = u_1^T E p_2 = u_1^T (X - u_1 c_1^T) p_2 = \left[u_1^T X - u_1^T u_1 \frac{u_1^T X}{\|u_1\|^2} \right] p_2 = 0$$

其实 u_i 和不同的 u_i 都是相互正交的。

同样 p_i 和不同的 p_i 也是正交的。

$$p_1^T p_2 = p_1^T \frac{1}{\lambda} E^T F q_2 = p_1^T \frac{1}{\lambda} E^T v_2 = \frac{1}{\lambda} p_1^T (X - u_1 c_1^T)^T v_2$$
$$= \frac{1}{\lambda} (X p_1 - u_1 c_1^T p_1)^T v_2 = \frac{1}{\lambda} (u_1 - u_1)^T v_2 = 0$$

但 c_i 和不同的 c_i 一般不是正交的。

5) 从上一步得到回归方程:

$$E = u_2 c_2^T + E'$$

$$F = u_2 r_2^T + F'$$

如果还有残差矩阵的话, 可以继续计算下去。

6) 如此计算下去,最终得到:

$$X = u_1 c_1^T + u_2 c_2^T + u_3 c_3^T + \dots + u_n c_n^T + E$$

$$Y = u_1 r_1^T + u_2 r_2^T + u_3 r_3^T + \dots + u_n r_n^T + F$$

与 PCA 中表达式不一样的是这里的 c_i 和不同的 c_i 之间一般不是正交的。

其实这里不必一直计算到 n,可以采用类似于 PCA 的截尾技术,计算到合适的 r 即可。关于 r 数目的选取可以使用交叉验证方法,这与 PCA 里面的问题类似。

另外,
$$p_i$$
和 c_i 的关系是 $p_i^T c_i = 1(i = j), p_i^T c_i = 0(i \neq j)$

上面的公式如果写成矩阵形式如下:

$$X = UC^{T} + E$$
$$Y = UR^{T} + F = XPR^{T} + F = XB + F$$

这就是 $X \to Y$ 的回归方程,其中 $B = PR^T$ 。

在计算过程中, 收集一下 P 和 R 的值即可。

7) 使用 PLSR 来预测。

从 6)中可以发现 Y 其实是多个回归的叠加(其实 $u_1 r_1^T$ 已经回归出 Y 的最主要信息)。 我们在计算模型的过程中,得到了 p 和 r。那么新来一个 x,首先计算 u(这里的 u 变成了实数,而不是向量了),得到

$$u_1 = x^T p_1, \ u_2 = x^T p_2, \ u_3 = x^T p_3...$$

然后代入Y的式子即可求出预测的y向量,或者直接代入 $y^T = x^T B$

8) 至此, PLSR 的主要步骤结束。

4. PLSR 相关问题

1)其实不需要计算 v 和 q,因为我们使用 u 去做 Y 的回归时认为了 $u_i = cv_i$,其中 c 是常数。 之所以这样是因为前面提到过的 Y 可以首先在 X 的主要成分上做回归,然后将 Y 的残差矩阵在 X 的残差矩阵的主要成分上做回归。最后 X 的各个成分回归之和就是 Y。

- 2) 一般使用的 PLSR 求解方法是迭代化的求解方法,称之为 NIPALS,还有简化方法 SIMPLS, 这些方法在一般论文或参考文献中提供的网址里都有,这里就不再贴了。
- 3) PLSR 里面还有很多高级话题,比如非线性的 Kernel PLSR,异常值检测,带有缺失值的处理方法,参数选择,数据转换,扩展的层次化模型等等。可以参考更多的论文有针对性的研究。

5. 一些感悟

本文试图将 PCA、CCA、PLSR 综合起来对比、概述和讨论,不免对符号的使用稍微都点混乱,思路也有穿插混淆。还是以推导出的公式为主进行理解吧。另外,本文有很多个人理解在里面,难免有误,还望批评指正。提供 PDF 版本,只是为了格式好看些。

之前也陆陆续续地关注了一些概率图模型和时间序列分析,以后可能会转向介绍这两方面的内容,也会穿插一些其他的内容。说实话,自学挺吃力的,尤其对我这样一个不是专业搞 ML 的人来说,也需要花大量时间。感叹国外的资料多,lecture 多,视频多,可惜因为我这的网速和 GFW 原因,看不了教学视频,真是遗憾。

6. 参考文献:

- 1. PARTIAL LEAST-SQUARES REGRESSION: A TUTORIAL. Paul Geladi and Bruce R. Kowalski
- 2. 王惠文一偏最小二乘回归方法及应用
- 3. Partial Least Squares (PLS) Regression.
- 4. A Beginner's Guide to Partial Least Squares Analysis
- 5. Nonlinear Partial Least Squares: An Overview
- 6. http://www.statsoft.com/textbook/partial-least-squares/
- 7. Canonical Correlation a Tutorial
- 8. Pattern Recognition And Machine Learning