Grzegorz Mika

SVD i obciete SVD

1. Wstęp

Niech H,G będą przestrzeniami Hilberta, $A\colon H\to G$ niech będzie liniowym i ograniczonym operatorem między tymi przestrzeniami. Naszym zadaniem jest, mając dany $g \in G$, znaleźć taki $f \in H$, że

$$Af = a$$

W dalszym ciągu będziemy zakładać, że problem jest źle postawiony i rozwiazanie poprzez odwrócenie operatora A nie jest stabilne.

2. Operatory zwarte

Rozważmy liniowy operator ograniczony A między dwoma przestrzeniami Hilberta H, G. Założymy, że $D(A) = \{ f \in H : \exists_{g \in G} Af = g \} = H$.

Twierdzenie 1. Niech $A \in L(H, G)$. Wtedy

- 1. $KerA = (RangeA^*)^{\perp} oraz \overline{RangeA} = (KerA^*)^{\perp},$
- 2. jeśli A jest iniektywny, to A*A też,
- 3. $A^*A \in L(H)$ oraz A^*A jest dodatni i samosprzężony.
- 4. $H = KerA \oplus KerA^{\perp} = KerA \oplus \overline{RangeA^*},$
- 5. $G = \overline{RangeA} \oplus RangeA^{\perp} = \overline{RangeA} \oplus KerA^*$.

Definicja 1. Operator $A: H \to G$ nazywamy zwartym (compact), jeżeli dla każdego ograniczonego zbioru w H, jego obraz przez operator A jest względnie zwarty w G, czyli jego domknięcie jest zwarte w G. Przez K(H,G) będziemy oznaczać zbiór operatorów zwartych między przestrzeniami H i G.

Uwaga 1. Jeżeli $A \in K(H,G)$ oraz $dimH = \infty$ to operator A^{-1} jest nieograniczony.

Twierdzenie 2. (Reprezentacja operatora zwartego według wartości **osobliwych)** Niech $A \colon H \to G$ bedzie operatorem zwartym na przestrzeniach Hilberta H, G. Wtedy istnieją skończony lub zbieżny do zera ciąg liczb dodatnich $\{b_n\}_{n\in I}$ oraz układy ortono<u>rmalne</u> $\{v_n\}_{n\in I}\subset H,\ \{u_n\}_{n\in I}\subset G\ takie,\ \dot{z}e$

 $\begin{array}{l} -KerA^{\perp} = \overline{span\{v_n,\ n\in I\}}, \\ -RangeA = span\{u_n,\ n\in I\}, \\ -RangeA = span\{u_n,\ n\in$ carda

$$\sum_{n} b_{n}^{-2} |\langle g, u_{n} \rangle|^{2} < \infty \text{ oraz } g = \sum_{n} \langle g, u_{n} \rangle u_{n}$$

Wtedy rozwiązania równania Af = g mają postać

$$f = f_0 + \sum_{n} b_n^{-1} \langle g, u_n \rangle v_n$$

przy czym $f_0 \in KerA$ jest dowolne.

Układ (u_n, v_n, b_n) nazywamy układem singularnym operatora A a jego reprezentację w postaci $Af = \sum_{n} \lambda_n \langle f, v_n \rangle u_n$ nazywamy dekompozycją według wartości osobliwych (singular value decomposition– SVD) operatora A.

1

Dowód. Dowód twierdzenia opiera się na wykorzystaniu twierdzenia spektralnego do operatora A^*A .

Operator A^*A jest samosprzężony, zwarty i dodatni, a zatem istnieją liczby $b_1^2 \geqslant b_2^2 \geqslant \cdots \geqslant 0$ oraz funkcje ortonormalne v_n takie, że $A^*Av_n = b_n^2v_n$. Niech $I=\{n\colon b_n>0\}$ oraz przez u_n oznaczmy znormalizowane obrazy wektorów v_n , czyli $u_n=b_n^{-1}Av_n$ dla $n\in I$. Zauważmy, że $\langle u_k,u_l\rangle=b_k^{-1}b_l^{-1}\langle Av_k,Av_l\rangle=0$ $b_k^{-1}b_l^{-1}\langle v_k, A^*Av_l\rangle = b_k^{-1}b_l^{-1}\langle v_k, b_l^2v_l\rangle = \delta_{kl}.$

Korzystając w wykazanego wcześniej twierdzenia dostajemy, że $KerA^{\perp}$ $(Ker A^*A)^{\perp} = \overline{Range A^*A} = \overline{span\{v_n, n \in I\}}.$

Analogicznie rozpatrując operator AA^* z rozkładem spektralnym $AA^*u_n=$ $b_n^2 u_n$ dostajemy, że $\overline{RangeA} = span\{u_n, n \in I\}.$

 $v_n u_n$ dostajemy, ze nange $A = span\{u_n, n \in I\}$. Tożsamości $Af = \sum_n b_n \langle f, v_n \rangle u_n$ oraz $A^*g = \sum_n b_n \langle g, u_n \rangle v_n$ otrzymujemy, zauważając, że $Af = \sum_n \langle Af, u_n \rangle u_n = \sum_n \langle Af, b_n^{-1} Av_n \rangle u_n = \sum_n \langle f, b_n^{-1} A^* Av_n \rangle u_n = \sum_n \langle f, b_n^{-1} b_n^2 v_n \rangle u_n = \sum_n b_n \langle f, v_n \rangle u_n$ oraz drugą analogicznie. Z nierówności Bessela dostajemy, że $\sum_n |\langle f, v_n \rangle|^2 < \infty$, bo $f \in H$ a stąd $\sum_n |\langle f, v_n \rangle|^2 = \sum_n b_n^{-4} |\langle f, b_n^2 v_n \rangle|^2 = \sum_n b_n^{-4} |\langle f, A^* Av_n \rangle|^2 = \sum_n b_n^{-4} |\langle f, A^* Av_n \rangle|^2 = \sum_n b_n^{-2} |\langle g, b_n^{-1} Av_n \rangle|^2 = \sum_n b_n^{-2} |\langle g, u_n \rangle|^2 < \infty$. W drugą stronę wnioskujemy, że jeśli spełniony jest warunek Picarda to możemy wypisać jawny wzór na roz że jeśli spełniony jest warunek Picarda to możemy wypisać jawny wzór na rozwiązanie, gdyż odpowiedni szereg norm współczynników jest zbieżny i q jest sumą swojego szeregu Fouriera..

Ostatecznie możemy wnioskować, że $f = f_0 + \sum_n b_n^{-1} \langle g, u_n \rangle v_n$, gdzie $f_0 \in$ KerA.

Udało nam się zaprezentować działanie zwartego operatora w postaci jego rozwinięcia według wartości osobliwych w postaci $Af = \sum_n b_n \langle f, v_n \rangle u_n$ oraz uzyskać postać szukanych rozwiązań w postaci $f = f_0 + \sum_n b_n^{-1} \langle g, u_n \rangle v_n$. Jednak takie rozwiązanie sytuacji stawia przed nami nowe problemy. Po pierwsze zauważmy, że jeżeli tylko g posiada niezerowe składowe w przestrzeni ortogonalnej do domknięcia obrazu operatora A równanie Af = g nie może być spełnione dokładnie. Niech $P \colon G \to \overline{RangeA}$ będzie rzutem ortogonalnym, czyli $\forall_{g\in G}\ Pg=\sum_n\langle g,u_n\rangle u_n.$ Wtedy dla dowolnego elementu $f\in H$ mamy, że $||Af-g||^2=||Af-Pg||^2+||(1-P)g||^2\geqslant ||(1-P)g||^2.$

Drugi problem związany jest ze zbieżnością szeregu w warunku Picarda. Z twierdzenia o reprezentacji spektralnej operatora zwartego samosprzężonego wiemy, że liczby $b_n \to 0$ gdy $n \to \infty$ a zatem liczby $b_n^{-2} \to \infty$ gdy $n \to \infty$ a nie mamy żadnej gwarancji, że liczby $\langle g, u_n \rangle$ zbiegają do zera odpowiednio szybko by zrównoważyć ten przyrost szczególnie w przypadku zaburzonej wartości y.

3. Stochastyczny problem odwrotny

Powróćmy do sformułowania problemu z zaburzonymi pomiarami wyrażonymi w języku stochastyki, czyli niech $A\colon H\to G$ będzie zwartym operatorem między dwoma przestrzeniami Hilberta. Obserwując pewną zaburzoną informację Y naszym zadaniem jest poznać $f \in H$ według modelu

$$Y = Af + \epsilon \xi$$

gdzie ϵ oznacza wielkość szumu.

Podamy teraz założenia jakie będzie musiał spełniać losowy szum.

Definicja 2. Stochastycznym błędem ξ nazwiemy proces na przestrzeni Hilberta, czyli ograniczony liniowy operator $\xi\colon G\to L^2(\Omega,\mathcal{F},\mathbb{P})$ taki, że dla dowolnych elementów $g_1, g_2 \in G$ mamy zdefiniowane zmienne losowe $\langle \xi, g_i \rangle$ takie, że $\mathbb{E}\langle \xi, g_i \rangle = 0$ oraz możemy zdefiniować kowariancję Cov_{ξ} jako ograniczony liniowy operator ($||Cov_{\xi}|| \leq 1$) z przestrzeni G w przestrzeń G taki, że $\langle Cov_{\xi}g_1, g_2 \rangle = Cov(\langle \xi, g_1 \rangle, \langle \xi, g_2 \rangle).$

Często wykorzystywanym modelem będącym idealizacją pewnych innych modeli jest model białego szumu.

Definicja 3. Powiemy, że losowy błąd ξ jest białym szumem, jeśli $Cov_{\xi} = I$ oraz indukowane zmienne losowe są gaussowskie, czyli dla dowolnych elementów $g_1, g_2 \in G$ mamy, że $\langle \xi, g_i \rangle \sim \mathcal{N}(0, ||g_i||^2)$, $(\langle \xi, g_1 \rangle, \langle \xi, g_2 \rangle, \dots, \langle \xi, g_k \rangle) \sim \mathcal{N}_k(0, \Sigma)$ oraz $Cov(\langle \xi, g_1 \rangle, \langle \xi, g_2 \rangle) = \langle g_1, g_2 \rangle$.

Lemat 1. Niech ξ będzie białym szumem w przestrzeni G oraz niech $\{u_n\}$ będzie ortonormalną bazą tej przestrzeni. Oznaczając $\xi_k = \langle \xi, u_k \rangle$ dostajemy, że $\{\xi_n\}$ niezależnymi zmiennymi losowymi o tym samym standardowym rozkładzie gaussowskim.

Zauważmy, że gdy ξ jest białym szumem, Y nie jest elementem przestrzeni G a staje się operatorem działającym na przestrzeni G w następujący sposób

$$\forall_{g \in G} \langle Y, g \rangle = \langle Af, u_n \rangle + \epsilon \langle \xi, g \rangle$$

gdzie $\langle \xi, g \rangle \sim \mathcal{N}(0, ||g||^2)$.

Rozważmy teraz układ singularny (u_n, v_n, b_n) operatora zwartego A oraz niech ξ będzie białym szumem. Możemy wtedy zapisać rozpatrując projekcję Y na układ $\{u_n\}$, że

$$\langle Y, u_n \rangle = \langle Af, u_n \rangle + \epsilon \langle \xi, u_n \rangle = \langle Af, b_n^{-1} A v_n \rangle + \epsilon \xi_n = b_n^{-1} \langle A^* Af, v_n \rangle + \epsilon \xi_n = b_n^{-1} \langle \sum_k b_k^2 \langle f, v_k \rangle v_k, v_n \rangle + \epsilon \xi_n = b_n \theta_n + \epsilon \xi_n$$

gdzie $\theta_n = \langle f, v_n \rangle$ są współczynnikami w rozwinięciu Fouriera funkcji f w bazie $\{v_n\}$.

Oznaczając przez $y_n=\langle Y,u_n\rangle$ możemy wyjściowy problem $Y=Af+\epsilon\xi$ zapisać w równoważnej postaci sequence space model jako

$$y_n = b_n \theta_n + \epsilon \xi_n, \ n = 1, 2, \dots$$

W tej postaci widać dokładnie trudności związane ze stochastycznymi problemami odwrotnymi. Jako że b_n są wartościami osobliwymi operatora zwartego mamy, że $b_n \to 0$ gdy $n \to \infty$, czyli widać, że wraz ze wzrostem n sygnał $b_n\theta_n$ staje się coraz słabszy i coraz trudniej estymować θ_n . Dodatkową trudnością jest fakt, że naszym celem jest estymacja współczynników θ_n a nie współczynników $b_n\theta_n$, dlatego możemy zapisać równoważną postać problemu

$$x_n = \theta_n + \epsilon \sigma_n \xi_n, \ n = 1, 2, \dots$$

gdzie $x_n=y_n/b_n$ oraz $\sigma_n=b_n^{-1}$, czyli $\sigma_n\to\infty$ gdy $n\to\infty$. Widzimy zatem, że wraz ze wzrostem n szum zaczyna dominować nad sygnałem czyniąc estymację θ_n trudną.

4. Obciete SVD

Na początek rozważmy problem estymacji w nieparametrycznym modelu regresji

$$y_n = f(x_n) + \sigma \epsilon_n.$$

Naszym celem jest znalezienie funkcji f. W tym celu możemy posłużyć się metodą rzutowania na pewną bazę. Funkcję f możemy wtedy zapisać w postaci szeregu $f=\sum_{n=1}^\infty a_n\phi_n$ i wtedy zadanie estymacji sprowadzi się do znalezienia współczynników rozwinięcia a_n . Możemy zastosować następującą metodę: pierwsze N współczynników oszacujemy na podstawie posiadanych danych natomiast pozostałe współczynniki oszacujemy przez 0. Metoda ta znajduje swoje uzasadnienie w tym, że w przypadku gładkich funkcji f o jej kształcie decydują początkowe współczynniki, natomiast pozostałe stają się zaniedbywalne.

Podobną metodologię możemy spróbować zastosować w przypadku stochastycznych problemów odwrotnych z operatorami zwartymi posiadającymi dekompozycję według wartości osobliwych.

Rozważmy problem w postaci

$$x_n = \theta_n + \epsilon \sigma_n \xi_n, \ n = 1, 2, \dots$$

Wtedy możemy zaproponować następujący estymator dla współczynników θ_n

$$\hat{\theta}(N) = \begin{cases} x_k, & k \le N \\ 0, & k > N \end{cases}.$$

Wtedy estymatorem elementu fstaje się $\hat{f} = \sum_{k=1}^N x_k v_k.$

Problemem jaki pozostał jest dobranie odpowiedniego poziomu obcięcia k.

W celu oceny jakości estymatora posłużymy się błędem średniokwadratowym, czyli $R(f,\hat{f})=\mathbb{E}(||f-\hat{f}||^2)$. Mając do dyspozycji układ wartości osobliwych możemy zapisać estymator uzyskany metodą TSVD w postaci $\hat{f}=\sum_{n=1}^k x_n v_n$. Dzięki temu możemy zauważyć, że jest to estymator liniowy z wektorem wag posiadających jedynki na pierwszych k pozycjach i zerach na pozostałych. Ryzyko estymatora możemy wtedy zapisać jako $R(f,\hat{f})=\mathbb{E}(||f-\hat{f}||^2)=\mathbb{E}(\sum_n (\hat{f}_k-f_k)^2)=\sum_{n=k+1}^\infty \theta_n^2+\sum_{n=1}^k \epsilon^2 \sigma_n^2$, czyli ryzyko estymatora TSVD wyraża się w bardzo prosty sposób.

Możemy teraz zastanowić się jak wybór kbędzie wpływał na ryzyko estymatora TSVD

$$R(f, \hat{f}) = \sum_{n=k+1}^{\infty} \theta_n^2 + \sum_{n=1}^{k} \epsilon \sigma_n.$$

Z uzyskanego wzoru widzimy, że wraz ze wzrostem k zmniejsza się się obciążenie estymatora (ubywa pominiętych współrzędnych), ale rośnie wariancja, odwrotny skutek obserwujemy zmniejszając k- rośnie obciążenie, ale maleje wariancja. Optymalny wybór k powinien prowadzić do zbalansowania tych dwóch przeciwstawnych tendencji. Ogólnie wiadomo jednak, że wybór optymalnego poziomu odcięcia wymaga znajomości pewnych parametrów poszukiwanej funkcji (gładkość).

Literatura

- [1] L. Cavalier, Inverse Problems in Statistics in P. Alquier et al., Inverse problems and high-dimensional estimation, Springer, 2011,
- [2] J. Kaipo, E. Somersalo, Statistical and computational inverse problems, Springer, 2004.
- [3] Z. Szkutnik, Statystyczne problemy odwrotne, notatki do wykładu,
- [4] L. Wasserman, All of nonparmetric statistics, Springer, 2006.