```
import numpy as np
import matplotlib.pyplot as plt
from sklearn.datasets import load_breast_cancer
import torch
import torch.optim as optim
from torch.optim import Adam
import torch.nn.functional as F
from torch.autograd.functional import hessian
from torch.distributions.multivariate_normal import MultivariateNormal
import seaborn as sns
import io
import base64
```

Instruções gerais: Sua submissão deve conter:

- 1. Um "ipynb" com seu código e as soluções dos problemas
- 2. Uma versão pdf do ipynb

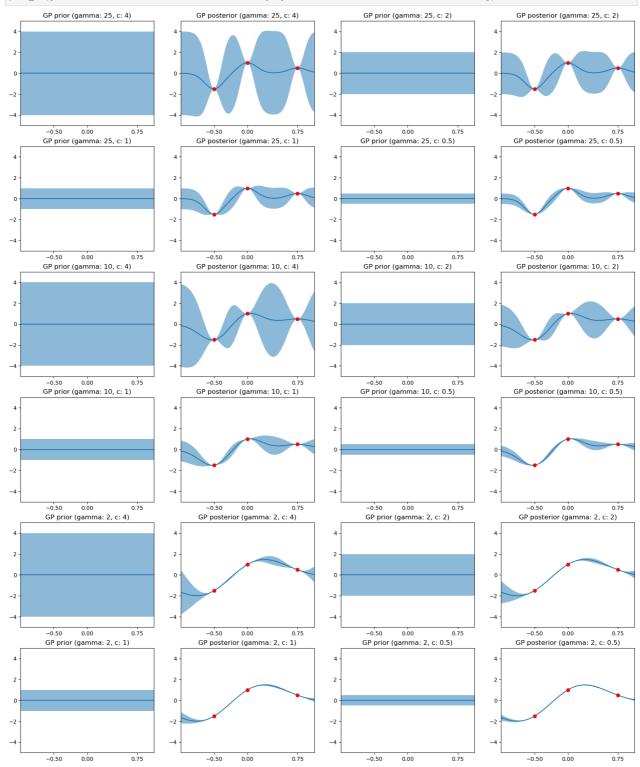
Caso você opte por resolver as questões de "papel e caneta" em um editor de $\angle TEX$ externo, o inclua no final da versão pdf do 'ipynb'---submetendo um $\underline{único}$ \underline{pdf} .

Trabalho de casa 05: Processos Gaussianos para regressão

1. Durante a aula, discutimos como construir uma priori GP e o formato da posteriori preditiva para problemas de regressão com verossimilhança Gaussiana (com média definida pelo GP). O código abaixo cria um GP com kernel exponencial quadrático, mostra a priori preditiva e a posteriori preditiva. Experimente com o código e comente a influência de ambos os parâmetros do kernel exponencial quadrático, tanto na priori preditiva quanto na posteriori preditiva. Nos gráficos gerados, os pontos vermelhos são observações, as curvas sólidas azuis são a médias das preditivas e o sombreado denota +- um desvio padrão.

```
In [ ]: SEED = 42
        np.random.seed(SEED)
         s2 = 1e-04 # variância observacional
         # Kernel Exponencial Ouadrático
         def rbf_kernel(x1, x2, gamma=10.0, c=1.0):
             assert(gamma>0)
             assert(c>0)
             return (-gamma*(torch.cdist(x1, x2)**2)).exp()*c
         # Posterior Predictive
         \label{eq:def_posterior_pred} \textbf{def} \ \ posterior\_pred(x, \ xt, \ yt, \ gamma=10.0, \ c=1.0, \ sq=s2):
             Kxxt = rbf_kernel(x, xt, gamma, c)
             Kxt = rbf_kernel(xt, xt, gamma, c) + torch.eye(xt.shape[0])*sq
             Kinv = torch.linalg.inv(Kxt)
             Kxx = rbf kernel(x, x, gamma, c)
             mu = Kxxt @ Kinv @ yt
             cov = Kxx - Kxxt @ Kinv @ Kxxt.T
             return mu, cov
         # Plot Gaussian Process
         def plot_GP(gamma: list, c: list) -> None:
             n_params = len(gamma)
             fig, axes = plt.subplots(int(n_params/2), 4, figsize=(20, 2 * n_params))
             axes = axes.reshape(-1, 2)
             # Loop para cada parâmetro gamma e c
             for gamma, c, axs in zip(gamma, c, axes):
                x = torch.linspace(-1, 1, 100).reshape(-1, 1) # Criação de um vetor x com 100 pontos entre -1 e 1
                 # Cálculo da matriz de covariância I
                 K = rbf_kernel(x, x, gamma, c) + torch.eye(x.shape[0])*s2
                 # Criação de um vetor de médias mu com zeros
                 mu = torch.zeros like(x)
                 # Definição dos pontos de treino
                 xtrain = torch.tensor([-0.5, 0.0, 0.75])[:, None]
                 ytrain = torch.tensor([-1.5, 1.0, 0.5])[:, None]
                 # Plot da média e intervalo de confiança para o prior
                 axs[0].plot(x, mu)
                 axs[0].set xticks(xtrain.flatten())
                 axs[0].fill_between(x.flatten(), mu.flatten()-K.diag(), mu.flatten()+K.diag(), alpha=0.5)
                 axs[0].set_xlim([-1, 1])
axs[0].set_ylim([-5, 5])
                 axs[0].set\_title(f'GP\ prior\ (gamma:\ \{gamma\},\ c:\ \{c\})')
                 # Cálculo da média e covariância posterior
                 post_mu, post_cov = posterior_pred(x, xtrain, ytrain, gamma, c)
                 # Plot da média e intervalo de confiança para o posterior
                 axs[1].plot(x, post mu)
                 axs[1].set_xticks(xtrain.flatten())
                 axs[1].fill_between(x.flatten(), post_mu.flatten()-post_cov.diag(), post_mu.flatten()+post_cov.diag(), alpha=0.5)
                 axs[1].scatter(xtrain, ytrain, color='red', zorder=5)
                 axs[1].set_xlim([-1, 1])
                 axs[1].set_ylim([-5, 5])
```

In []: plot_GP([25, 25, 25, 25, 10, 10, 10, 10, 2, 2, 2, 2], [4, 2, 1, 0.5, 4, 2, 1, 0.5, 4, 2, 1, 0.5])



Defino $\gamma=25,10,2$ e c=4,2,1,0.5. Note que:

Na GP Prior, um γ menor resulta em uma função média suave e previsível, enquanto um c menor restringe a variabilidade vertical das funções.

Na GP Posterior, a incerteza do modelo é reduzida perto dos pontos de dados observados, com o efeito de um γ pequeno ainda evidente na suavidade da função média.

- O pequeno valor de γ resultou em uma função suave, tanto na priori quanto na posteriori.
- O pequeno valor de c restringiu a variabilidade das funções sampleadas do GP, mantendo as previsões mais próximas à média e resultando em uma incerteza reduzida (sombreado estreito).
- 2. Durante a aula, discutimos como escolher os hiper-parametros do nosso GP. Estime os parâmetros ótimos para os dados carregados abaixo (acredite, é isso que o código faz). Reporte a evidência obtida e faça um plot similar ao acima. Para o dado de teste, reporte a i) log verossimilhança e ii) o MSE com relação à média. Em caso de dúvidas, recorra a nota de aula e o link adicionado no eclass.

'2NI?X(A<!XAf&F9gxYZsB1plJNq0ihIRZpQ_\$**23=qcCzMEScGRBv|9&{@)AhLg<_iyi4)x0ld\$%ox21(ae|ra*E+%zB5xip_e970F;_<%;vgd{KI?I8*SS '@8X}92%ftnhkr)!{KI3SqaztHTO%1?F#czrlL<L1=1>jXSP9_`ra#1EFBN&dUp#}93U`}z=Uq7W<3m;jT?g?mc%DzX*@x|yc(1GbZBQcI^|rK04V2BBL^Y+2' 'Z>OV&SD>fT|N5`c9=}Oc-;Ux)Kh#5%KKOC}5=2f&UT^G<B|Itrr%Vx`M7!#hh-(FZfcVH+w\$FYOzHvTfU7#>wvZ_WXWywJL>hZevBpDQT^trs*DhO5Dx6wZ~ '!v-\$v<-Dtd`E%k=Xs3rE#nf`py+{YH_eyu}Zl1;=a)XkTsq17Za04@Q26fwFD3`0fxLm?bo9G(@bL+s2Gth#yia`8xS&mna<{tU`x8IS%3~Ifuzle^nF1\$Oq' '+KbUaeQpyT1dh\$Edi<>I#kEak-MsA!kV)ShvPHNAZV}_Rs^}u9td17*yGFs8ad~gY_ar)B^!hCNgc^wsrl)g6fk9cRPwVpLp>u+}<>ki)1;5d}FHHX1{WZG7' 'C;jap_g;LHbT)#a(VMt#9tJ9t)!vXuq6qn={f|sQnfIcF9an-Xxcex}zY}Csq9U0wi6sGLmP\$Vj62*^s)Hnt9+sTc3wi*r;gfKt%AR%64&EI#Z8d7FHaQU@N' 'frB|l=vY_4L7yh-ug^wd53_iglQs<lTeG<iat;hn&RT6P7JRVASl@0mg7!vvm?GPVu0}7Nrg9cDLWkVHE\$fAnxT!kAuz*F65;ZZ+B\$)Esds=y8P*zU@S*wFK' 'w<vb^QyY\$cXQ9a=2f&wBV0_}&4N|+@`oqK=);7=Hp|j1XuDMqk<e`D^gt6@A*VOpYsq*sTO9Z4Fo^1>!x}a9VXWtVJ<Lb(^`50#rcGzT7i~2cO`tsJoQ2aQa' 'P)h>@6aWAK2mk;8Apk!*Q7DH4005u^000XB6aaK`VQFq(c`j~nc>w?r0H6Z^000000EYtr000000G*KSGaCjRfKy`8t*7DEnx=P)x;5ltqPkwS_{k~h(iOYe' '0?L<t%BCWTW1E8&iF)a%+|5NB+ODeRWn\$XRgdeh1hY^vq1VIv~=?xX@wI;3Ezp&@q^L%_{k}NK9KC^=\$Cgjn0DWYT{?HH971zNoLpwd\$L!fatuCYLYdrTo_; 'k}^ao+g+5F1\$EmW-u_G`gX-_YpypHmCvWQRITzoBC(vOzFCY7KAgjDN%<\$4duk3PdbIm@DDzgC&UhWh|#(pJ`*Dgzi?~DzubqGv7CqC?ppGEf5&gcODRk&j5' 'GN9TR5<P>VBG&+CUW?hxvb3mHBNCk}
*WU1Z@Y)r6?}N5sP(GF>sn|OTt97sDDBr1pNp>0ITsLF<iDvt *d9pJz8yH&Z-mG%-MjouW=M>Rjk#a<3?38&>eO2f'
'&{rmIjyOC4H&!gSPBEW=x>BadcI?4#oQHRb_!=0WmIPe2tpQ>3cHzDwb91<-w4-mrAX?+aI~%#(50<|y;\$+(+NTkSFyD#e5!kM~1#t3?7sN%mRuD3y4aCoux'
'!8q88>=k7BU19H67Y=0-4aWMYifd-Cg70`CAWAcC5019;1I`9a=(4diTV{w;hBh51Yhc3eIlD)qg{lq<otU}+L0rw}WgcdXu?pzZ6g3h{1LFk-8&uF~KWK9;' '7+##?dMTqFcmHBoT\$auw@4{zb;h1oxmb@0}G>841YXz;dW9Y_OQJi}*gX%it0Qt5SoL+x2*<|m4wUDAs*C#(img;=r7PSeYu7o*DLe\$uj_xy&}-~uj@vWxVj' 'X)G^x&s^R}MAP?#!2`AZxUc-+T\$SAjlDi8(c{&awpWPX@*G&f1A*5@R7iNq&xUpH?G6Y-eKBS821<Y?%vKP0%S\$B%3Y-__1e4JF@a<~REU%Dt*?Rwnb;9a@& 'WHnxLtM(DOAO6lwpHeclu;-FFotH2Q1\$kZZv%GoC2`jxrXx2bq`#a}@p7#Qm^6{vaGlWM4>+XkiP57GV!8t@XV0EeqSdj7%=i4Q2d8tkCk*RUy)yNQByr~*V'
'RM*14P)h>@6aWAK2mk;8Apn6>1aKG%001Bm000UA6aaK(b97%=E^csn0RRvHAP@im000007zzLY00000omcx~j%6R8w`g=49g0r^hM}ny%_{j!\$)TvxfsiKK' $\label{localization} $$ \frac{s_{w}^2}{s_{w}^2} = \frac{1}{s_{w}^2} - \frac{1}{s_{w}^2}$ 'WbKQ8H*1TxZG3S9KU}cq@VYGxe0BL}5e3N&G{64)ZUgVI7j9tvj<QZK_HN)_>#7g#XyBUD(L>jrujkC#KBdQw)YDx3Z(2QrZranT`=WZbyz8^oFHEgxsdd)}' '&(\$+4=\$`\$lJ?oj=uk6)hx75?zeXX{R&yJ4%q}#zdc9~>0Tt~CY?D=&p`Ed8ssgvrs@r\$IAql4;bR=d`<juY3nzp-13I`-dIx_m@sE!\$hG&fZnai-18n{<x-= hbw|d9-UiDv-;KXwVda*J0YNdEyvxKbk_*KT87w#@UTsf_W1FPhxKOre|Tt~c6FtPDdsWndpL7^@Z#ZPJbc17e9S}ZA=}or^YErmKMgx_xrXNH{}k0QYi+xk $"UANRQIo); J@Z=gsTf30`ZViXzn*!Ic\%b7<G<@c(g+08\#\sim\formalfiller); J@Z=gsTf30`ZViXzn*!Ic\%b7<G<@c(g+08\#\sim\formalfiller); J@Z=gsTf30`ZViXzn*!Ic\%b7<G<@c(g+08#\sim\formalfiller); J@Z=gsTf30`ZViXzn*!Ic%b7<G<@c(g+08#\sim\formalfiller); J@Z=g$ $\label{localization} $$ 'HRSI8dFY1&)f_v|G_I0vw^tIY>67By)0K^h]^qcTdwx(gcW*NrtmdlyZ-yvz^J>Nx^?vGbMH0GLcK>%y6?<0TI11$iD&Ev=L9^%QR<YDNMcnu*ZtLKC|M#I)' $$ 'HRSI8dFY1&' (G_10vw^tIY>67By)0K'hJ?qcTdwx(gcW*NrtmdlyZ-yvz^J>Nx^?vGbMH0GLcK>%y6?<0TI11$iD&Ev=L9^%QR<YDNMcnu*ZtLKC|M#I)' $$ 'HRSI8dFY1&' (G_10vw^tIY>0TI11$iD&Ev=L9^%QR<YDNMcnu*ZtLKC|M#I)' $$ 'HRSI8dFY1&' (G_10vw^tIY>0TI11$iD&Ev=L9^*QR<YDNMcnu*ZtLKC|M#I)' $$ 'HRSI8dFY1&' (G_10vw^$ \ullpacktrig \ullgar \ull 'd~aB<3I<!Jj%`yxpS#<B``x*6di+g6%V|!3X+t?zVe)187M3%1STCzo<s31_+*r=QH+J0nU0^v|yqCB!_vUiCtZH2HlreMh-KXw5P{ySxW`N5\$#j47CiDev|' '_10J4PAp@m0}nr#JFtvbi%g@+SXh}o>b~Y>OuO(&{j(LNG*z0BQ_6_j&4x<Z@7~itADmN4Q?0+kOL;!zt>b>7rOX}p@SD\$eETs*je_c#?J\$p&YX&3Er&vMaJ '@GWGYw8wImi#01wRXsD>#T+v}kG1BH?{8Y1bg|*%3C}ERJj*rTottj;lrLN8#^keXCE(Lqq^ZVzhB2+}fo7MUTc27Qd4?r}?MCr)3(ft?PP4x@K>PA>r}>kG' 'Vr%cT!1%<Hlc(6G@vA8Jic>V`ePYxp#&zA2VU>zOPZ|O_\$#PxD<#7fWCpmOk<7?HopJX\$;;U!GZy?K)bRZeo7gOu<d3#ENqmN38L<_EvndxG;GAMi@mM<*C!' $"q4V(pCs-E\sim \{>|500Z\#xu8|)017t^Mv_+on78z|;B0gTZGewjt=tiho@zQILIGUN4UAwy03Hx=@tY0tDmrke5v6>=<Fnx*M|;^2>eYzZ\sim Z-3w2g&IJ10*wBzjg'|200ZHzGewjt=100ZHzGewj$ 'fPFBQ*+4B|a^yI}e0*k(8NdQwTWK>JH*WQ|nCuv%3T)<LdkbBCIviu3ecYp*8(^5|D1)D}nTMWnuUaiV%2gspjz~5IJHi\$MJTnh1vzX!tr_|Vk%udbC5BV(g '3pL2+g1!dn`FuakJoqpTd\$Z+X4()jE*Ec@SWBSXt{^!mc^4QVPef%LN+Qg01Mnf-gxg2Q^)<1^QagI62ZfiDQY~6T(Usx=f_0|DiZfzR9pW#DpZt#iR&;16J' '0Q(qZ#%A0;F10pdmtFx@*+=f>M7u0|m~XZ{d=Eno8Nlx5>Kp5=\$=pqEtI4<S-NoqXX7YBi_\$M=IISe&4|3nT`4LxS;q>rJM;GK*\$aNM+mE{jz*Ke&T~FL|s< '\$Y%NjMmVw=VgrZtemuT-`+)5%GIG=J52hMg>yyP;1D~L69ApbwCfi0Dg2|xUV)4ulTe;=QRu(k3F!49@W-~`x?7G\$acXnU6\$*NpBFWE%Ak^2n&T>Op8PmZ-J' k;Z(R=r%Aq=Ii_4*s-2IhIZO_<_4Si*D=hLYsHUjbejhMz(qzbKUl*c1N&*;GÚbK|AKkfc70+%T@ZX8+zhbC4_Tps58`_Rt%y=U+nMu4p@=NQ=dAz>T06do0' '?}))SBh108z{U2WX9tpY*Ub+vVS_fWQ7uk9a67*d7X&*??zTnb65vqM-wa\$TNIv2uqPGsxcSfn~2TXjK`>I6U44bQ8NNKjporaGfkb%&4ofKc@X(drXY)HfVf' 'AJI&GMUEW84eC2WH3u1tTp(I=0&mR?R%?zBqPar8x_wcGckt32V!7rLL7G\$S)7&ClbBxPf?YYK6%{jVh?vX7VV3cryCgB8\$!VUa{BV-6y2ouiW7Va=dIE1fo'
'i8SF9Lxfwngk!`C*GLr3Q6Su-qj&&six;p}Jb@d;8weARK(ur0)#4f57VjWIJcNVdCHRV`5Fy?|ns^LXwEzZ-=de_~2bXvdf#0BPiYJjR-o!29QH&C=;(PHd'
'n#8;4D;`Focp1mU)9@2-W3qT08RB&`7tbS1ypOM?18_?h&|51zInoW}N=M);UBLwD4AP`KxSD3`5C%z?uv9t)mvjsF0UDo^UBfQv9B!BHVXS1zsnSJUkWM00' 'x``y|D2k=4=q#PZH0ds~q{Hx*F5@NXG*YD7sFRLkrF0!TrSou0_u=>eIKBXmPk`ea;P?nQz5-418Ms@%1AXN~@Va~n=F6wxSNRqc\$j9J{d=32Mb1+c82b1N4' $"uvoqbTji5*M!pF*%15Dxd=<jvvoJ%x3oGTruv5MaZuvCaCf|nM@^Kg~Uxx(wJgk-PL\#))v&dV3VS3VK_<QowoABhF>1\}MA%M4@~quF8j^1YA-Erb<kaZ-wJy^{-1}(wJgk-PL\#))v&dV3VS3VK_= (20000ABhF>1)MA%M4@~quF8j^1YA-Erb<kaZ-wJy^{-1}(wJgk-PL\#))v&dV3VS3VK_= (20000ABhF>1)MA%M4@~quF8j^1YA-Erb<kaZ-wJy^{-1}(wJgk-PL\#))v&dV3VS3VK_= (20000ABhF>1)MA%M4@~quF8j^1YA-Erb<kaZ-wJy^{-1}(wJgk-PL\#))v&dV3VS3VK_= (20000ABhF>1)MA%M4@~quF8j^1YA-Erb<kaZ-wJy^{-1}(wJgk-PL\#))v&dV3VS3VK_= (20000ABhF>1)MA%M4@~quF8j^1YA-Erb<kaZ-wJy^{-1}(wJgk-PL\#))v&dV3VS3VK_= (20000ABhF>1)MA%M4@~quF8j^1YA-Erb<kaZ-wJy^{-1}(wJgk-PL\#))v&dV3VS3VK_= (20000ABhF>1)MA%M4@~quF8j^1YA-Erb<kaZ-wJy^{-1}(wJgk-PL\#))v&dV3VS3VK_= (20000ABhF>1)MA%M4@~quF8j^1YA-Erb<kaZ-wJy^{-1}(wJgk-PL\#))v&dV3VS3VK_= (20000ABhF>1)MA%M4@~quF8j^1YA-Erb<kaZ-wJy^{-1}(wJgk-PL\#))v&dV3VS3VK_= (20000ABhF>1)MA%M4@~quF8j^1YA-Erb<kaZ-wJy^{-1}(wJgk-PL#))v&dV3VS3VK_= (20000ABhF>1)MA%M4@~quF8j^1YA-Erb<kaZ-wJy^{-1}(wJgk-PL#))v&dV3VS3VK_= (20000ABhF>1)MA%M4@~quF8j^1YA-Erb<kaZ-wJy^{-1}(wJgk-PL#))w&dV3VS3VK_= (20000ABhF>1)MA%M4@~quF8j^1YA-Erb<kaZ-wJy^{-1}(wJgk-PL#))w&dV3VS3VK_= (20000ABhF>1)MA%M4@~quF8j^1YA-Erb<kaZ-wJy^{-1}(wJgk-PL#)WA-W$ kttsbmwYZ-\$oC>pJ{ZIĐi{bcWIKCNxkA~x`;rMJgz8j7YhvUn!Rz4lM^6fY\$ACI>3^>BPXBINrqUpWA2\$^\&CoPd9n8{n@Tfx**Z7n4+A4CCVMhP!54hxdcv5'\L7;LAhAYP)PPqo(DCc08at}PpLGV#7La=fY#wa&oj&c-Im8+laoCPO\$p`CIVpj-wgry)tX4Ni_jv2q=poCkm9J~%1LPA<eU<wQ8S51)Uo3*|~YpqvROcOp(X'\6swg>;p9}*D!0PPu?SYKg_CnJSGgB!m4o5rVq8#8hOcrnoE(iP<!U4;XT!<eC{_-KlgsfxP)h>@6aWAK2mk;8ApnKqayn=a001Bm000UA6aaK(b97&ME^csn' $\label{eq:control_of_control_of_control} $$ \operatorname{SNL}_{L+veK}(OUuK3emccN\#EZJIA) + \operatorname{SNL}_{L+veK}(OUuK3emcCNMEZJIA) + \operatorname{SNL$ _j!Ki;^}jy9BVw+c*_%QZ`s_G*CfavvO6HJLXfv}z3G0_>biyNO``4p@#9v`w`^DWEeER`wyV9uK2=o}!X8Bxf-m9!S-b}K>b6+MXW;Yee5~_^&tXkkhOa<| $"1!i+3Yw\&nQBV"; e6\sim vf=L)=m<2Rj\sim9\&\#YkvoUntn23KZI\#M80=gC14pe!wf\\)DYn@@4sS$qq>\\|!N(JAL25j\sim DX3>bcRgQS@W5iVsJE6\#c7ADL31>(>P9i\#)U0"$ '31)(yfi%JTPY5n_r9Y>+B%r3iJCEY*7Z@8V&\$w\$+ieJAG_>vT(QEM_i_i9HZXzkiAwJ9eVv@3jH1|3a?HkpZ;ryU>gs@Jo!_42hS#xUdhoKS%KKU=>I;;;#Y6' 'YrzU4wz+WS^6Qrzv~bwA!9#Z2ND1~fTK-I4euY(EsRxt\$Nf^i})^pak5U<dSRJf^Gn6~qF<01KcoRc{JNA7SsaB(qnG=}Su`#7JIz{zS1Q|(yz^Irq@D9NPF' 'ey>B^^d~p;Rw_R3ZD-rYv>=7hS}^M910sHA;_vE;G5*F#XJSh(-tLoFE}*0\$_2?7jR_iKUN<intg\$T&;>-XlQmE)\$@d&He%lhB2=?^@_a#0z2fFaG;B9}i4L' 'tTCPbgmPc1P%ym^2|<5VBpsVEeXdqvqBS3b4&0=S`bNS7_MV@1N93UJ+sPSy!7h{tzw}@yJZrAy(-S>@C3xtZ_nv00RH(Ca|DmmtiBg@(@6>vlaQeq4-UACA '\$d{z^kj|Nhm7Moyhhj+hftAx3yR#6FXKa5|x1\$<2\$NM~7RINenD1-L}2T2elr`E1uSA)xAdfa(CYVnD8X%IS)a5`jb`KjdwoXF7?v_77Qt@ZZ)!@6YTUoXoU' $\label{local-substitution} $$ \w^* = \mathbb{E}_{0,0}^* - \mathbb{E}_{0,0}^*$ 'KH`_tD?<Zwd#B+M5}xO5zbw#RjjeYc?aFVe#pP^6-pGGb(MQEr<3f5Ijz?*BSw^KIIUw}!{I+U*{p1iU<{TMn8uZ_U8GXWZX6(+0fFfWSSG*%hBp|>3KRX-V' 'lc39hkdRJpfD08GN8-6+z&WPz\$imNDywEOD-Na}FOEvbl(~5MM^Rm7~lxqaGf};ufY(1#Ftv6bZpg?!*?%)T*6rfi5P#t3`U~8_8zL8E1h~maMzdkBh`KFqw' '8#TkdaHlhrNCy0YqoKz4>%jSsP2G1PIyjY2\$ha)i;2zI~2u)uKD7PQbc@I6H;N~UM7SsiDp(z^<ST%s^Be!c;cp2b+KJV4UKTL2w{hn\$}rh)nt(fGU`4JIY%' 'e}yyK!N+WJ^A3\$ps3hrh&d|GoU=^})JE;wR>2`>}Rd0a6L_ekJOEj?Ee6Wanx*iU5aa=AI>V^h3duzovDy-Ad2^FE#K<J`*Vw)BXDk9@fY!U4MjotCKdcV71' 't}5=H=1&^TYG;nTe>4crk+vo0g(&dY)s&H%MuW&2+fZI%8Z-wc9hP`Xf!Y0}z}F)*\$ouSCo#CcKhK*xQOI{C@2B+tf#!8`C%D!Z5Lle0BXGjT;H9}aSW=Em{''9hmHO0k\$%Y!0KI@E7+R|\$)Wza+d5jHYhH26TCWM7OLL0kakfCfIdLK8N+F165BlUYy5MZ_{H0408ek?GA2ALf!6YM?%^{HwYzM)64`OoQtYAyPvQRvz*%{8i' '6fXk>?IJtr&}5kVdc5pq799rLYIX(iXJNy\$U)%-1L%}JqN6EDP6I9\$>*>^U#9yXnJ>rdd[h19Q9cdKRVA!i8^m2)G2r`L1iQL#\$+Xh8PArbB~T+L7kyoF_1^' '!Y|A&f@?bU\$TEE%m{Or<o!`zvyVUaC_Qlmb<du3ct3`OSXrxL`orgn|D!mo^8K_zmKP\$-p6{e+FVO>w=!J?Q`Q1()5w974>(o11{!H-&6PMw7hcZ}5>{02IJ'
'&6Z=LZyth\$xzd9K=787R`C5+X6fCUmeIa5r3y--<@}32*>S`L+Ichlr4OTMU<IHIYGv|qVkvR^0n>uMf-Nqo(_r>=ILK7fb)nt{aJ^|N9+-?NtO+aA!062Y3'
'afo-%j\$L^>1qtT+lgT&=GhW9Ag_g\$Qd#n1x?3--J8PFhfDvpEljMCJ_%?t>XsQke%(hstO>3g@|U-diBgBb1I2g*4fkB1d1;FKX)>GQ4^M*N-qXutbl*wHvL' 'E|CGH_TI\$}jr3K0%p>OHZr~2oaR\$Q<Fh6m0K~k0q7P4Y4W\$x9\$<L<*\$fAj&?a10ZbU#r7)lVh4sZOdR^n`;KBwWDP<kJ9axT5Ryt%2C5wWC#Cq+M9^@Wa!~- $\label{lem:condition} $$ FYX?ELACum{qi0DCvg1f(N|UI|M0!WjescBuhZ1}N2mtPMQzS)Unb+74a&LObMldv&a6Hj-i?38jE?H^uyBIw)y8}NJ!m$1t9ota0Pa2+2C@&Cxb!p31+R-b'nMZn$US##)gDWkAJuZEy(YIXYzlMdsLfV2QCI`^1H)1_U-4GhaKULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqQKbn%Hnthw@ElzK-${+%(4N}cXUNe*30>7+6ICNsiQ'nMZn$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqQKbn%Hnthw0ElzK-${+%(4N}cXUNe*30>7+6ICNsiQ'nMZn$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqQKbn%Hnthw0ElzK-${+%(4N}cXUNe*30>7+6ICNsiQ'nMZn$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqQKbn%Hnthw0ElzK-${+%(4N}cXUNe*30>7+6ICNsiQ'nMZn$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqQKbn%Hnthw0ElzK-${+%(4N}cXUNe*30>7+6ICNsiQ'nMZn$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqQKbn%Hnthw0ElzK-${+%(4N}cXUNe*30>7+6ICNsiQ'nMZn$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqQKbn%Hnthw0ElzK-${+%(4N}cXUNe*30>7+6ICNsiQ'nMZn$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqQKbn%Hnthw0ElzK-${+%(4N}cXUNe*30>7+6ICNsiQ'nMZn$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqQKbn%Hnthw0ElzK-${+%(4N}cXUNe*30>7+6ICNsiQ'nMZn$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqQKbn%Hnthw0ElzK-${+%(4N}cXUNe*30>7+6ICNsiQ'nMZn$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqQKbn%Hnthw0ElzK-${+%(4N}cXUNe*30>7+6ICNsiQ'nMZn$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqQKbn%Hnthw0ElzK-${+%(4N}cXUNe*30>7+6ICNsiQ'nMZn$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqQKbn%Hnthw0ElzK-${+%(4N}cXUNe*30>7+6ICNsiQ'nMZn$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqUB$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqUB$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqUB$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqUB$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqUB$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqUB$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqUB$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqUB$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqUB$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqUB$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqUB$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V?eyi68lqcqUB$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V$USBURAULD@8NjG$cK5!wL#V$USBURAUL$ '=s1e\$YP1ro^Ph1@|NM5V&Jpx->I)8J4Wn>|9Lc711YhNJW56)zF`<ax@?g;@+6SwWPfm<u\$^iR\$Ui>hwYltImnqs5ywi30)s9_x2>A-hfkBxCvYsBp=*14t9' $\label{lem:control_control_control} $$ \sum_{s=0}^{\infty} \frac{1}{s} - \frac{1$ $"RSK-X(\&xo`ZI>\sim;8(\#Xe\&0-jR-rOREuk<2s!\sim|~0>\%>y;_\#^6!9^@\#rQB_as!PpZU?F\simG7@R-o<sLJLcJbfZ)v^1N79wAb\sima<WY184`N$6h}dUoGXo&$qXE}"$ '\$5%;9j+aHd(bPhY90=-4Q?qf0&)BW<&Ln1NT`LNGeEa=gGX+ES6eaxk^kCE6q~(BNH=eGNI>))E4rkV%D)U;SYrs^<yIp=vj06R91)02J+<6iY>PxA}E2S>\$' \$Hzb&zWBK6L;ZO7_ugZ?>pJm~D|>g29Ru}?1LTb&hA`emyY+8xCq|sqWV3fuP`GT1w|9RP#%O3g8-3i3OTif<Mi&?uc&3Gtrre4ZhT)!k<qWi_sv;BCGtiA_ 'IWAbq#6k~ab%k0M4u+3T`<BzNCeyk2@G%zhI|YefUPr~k{nB&q2>rO<j~bP!(S?gUK3{(\$(2EnVrd#4h+A+dA*^1xc9dC@9cuSVn;=QXwGXGxdN0BmC!;^px 'Jo>hFP}P%;DQg`C\$DeeduC<D\$kPjKv&4k?h3Mu#?OU#Q;rw@-<{?I<fL&1~MBJ+)5badu%6bmt-V~fF\$!xoBlDEm=#g|*a)x|fU|6im}_%fwGpG-yZWZ2ccy'qZ)KN^r6J}B^iV7oVk\$|-G*zq7YDKuTe1CY?c)oT9T-cC___TS1?\$A7g1h+Ikmxi#\$q=c-Zn4_YZ^a+sC+{K7`pia5K1G>VI!40bip>I|Je?TV{?tLMJQ2GS' 'W%{zZ+fY6E;JIyuwfK-=w6u3MU\$1_bX0Z+wJS{!h^gB5g4HRfw1}<g-S81LCy<`pi`y}_AJbw{-mUE_W{gsL_uh;JUw5tht!`{5Xi|@e3X<xa8NgO_Q5Zcsz' 'H4GQi\$q8F`y++\$1zclr3B!akj_?r;xMo>%18e}5T00h)Gn*8F6(RWL9Uwo|wBfg9GCGQtPjEF)2(W4oznr7{_d0GWy{@!V0jT(TbSwM#rQ3I#%d<s6{17_aV 'Ti=Ll>VaR#ROYCG1N3=1zZx`BAo<tbEn;\$2aHM+D\$&^wJh5WI__M4jE!4g\$a<zFhaPU}68&}@YAgtm`C&fV~RzvRuUh20>VvN%*@)&uEHR#c{b6TC8M=12=E' 'fcx?Ox9mt=plUe6URr7Zm+aFY<<_?YqunPv+`0pj`Qjg4+fV?+++I6D&h^0hN7m0q)aW2`Yi}{kP@!}xIzroy4qg|VE-9Yw0MVf4waS4M(Es7?F_+W~ku*NS' 'jBFh+J)W;S514mT2^SuM;A%d;oua0d)CK<oP)h*<6ay3h00008001EXu*W&Jg988npaTE^3jhEB000000000fB^si004AyVQFq(ST1gGc~DCM0u%!j00008'

```
'0000X06#iWD2D?80H6Z^01E&B00000000000Du9&0{{SYa$#w1UwJNWaCuNm0Rj{Q6aWAK2mk;8Apn6>1aKG%001Bm000UA0000000000004iiga-fsbY*iN'
                   'Usx ~aCuNmORj{Q6aWAK2mk;8ApnKqayn=a001Bm000UA0000000000004ji*bx8#bY*jNUwJNWaCuNm1qJ{B000C410Vay004X;00000
             )))
             train_X, train_y = data['train_X'], data['train_y']
             test_X, test_y = data['test_X'], data['test_y']
             # Converte os dados para tensores
             X_train = torch.tensor(train_X, dtype=torch.float32)
             y_train = torch.tensor(train_y, dtype=torch.float32)
             X_test = torch.tensor(test_X, dtype=torch.float32)
            y_test = torch.tensor(test_y, dtype=torch.float32)
In [ ]: # Função para calcular a log-verossimilhança marginal negativa
             def GP_log_likelihood(x, y, gamma, c, sigma_noise_sq):
                  K = rbf_kernel(x, x, gamma, c) + sigma_noise_sq * torch.eye(x.size(0))
L = torch.cholesky(K)
                   return -0.5 * (y.t() @ torch.cholesky_solve(y, L) + torch.logdet(L) + x.size(0) * torch.log(torch.tensor(2 * torch.pi)))
             # Função para calcular o erro quadrático médio
             def mse(y pred, y):
                 return torch.mean((y pred - y) ** 2)
In [ ]: # Inicialização de hiperparâmetros
             gamma = torch.tensor([10.0], requires_grad=True)
             c = torch.tensor([1.0], requires_grad=True)
             sigma\_noise\_sq = torch.tensor([0.1], requires\_grad=True) \ \# \textit{Ruido observacional num\_iterations} = 1000 \ \# \textit{Número de iterações}
In [ ]: # Inicializa o otimizador
            optimizer = Adam([gamma, c, sigma_noise_sq], lr=0.01)
             # Loop de otimização
             for i in range(num_iterations): # num_iterations é o número de etapas de otimização que você deseja executar
                   optimizer.zero_grad()
                   log_likelihood = -GP_log_likelihood(X_train, y_train, gamma, c, sigma_noise_sq) # Função para calcular a log-verossimilho
                   log likelihood.backward()
                   optimizer.step()
                   if (i + 1) \% 100 == 0:
                         print(f"Iteração {i+1}: Log Likelihood = {log_likelihood.item()}")
             # Após a otimização, use os valores otimizados de gamma e c para calcular a média e a covariância do GP posterior e fazer prev
             x = torch.linspace(-1, 1, 100)[:, None]
             mu = torch.zeros_like(x)
             K = rbf_kernel(x, x, gamma, c) + torch.eye(x.shape[0])*sigma_noise_sq
            \verb|C:\Users| iaram \land PpData \land Local \land Temp \land ipy kernel\_21624 \land 565260635.py: 4: User \warning: torch. cholesky is deprecated in favor of torchibal torchibal the property of the property of
            h.linalg.cholesky and will be removed in a future PyTorch release.
             L = torch.cholesky(A)
             should be replaced with
            L = torch.linalg.cholesky(A)
            and
            U = torch.cholesky(A, upper=True)
            should be replaced with
             U = torch.linalg.cholesky(A).mH
            This transform will produce equivalent results for all valid (symmetric positive definite) inputs. (Triggered internally at
             ..\aten\src\ATen\native\BatchLinearAlgebra.cpp:1703.)
              L = torch.cholesky(K)
             Iteração 100: Log Likelihood = 35.39397430419922
            Iteração 200: Log Likelihood = 35.08833312988281
            Iteração 300: Log Likelihood = 34.84060287475586
            Iteração 400: Log Likelihood = 34.6528205871582
             Iteração 500: Log Likelihood = 34.51133728027344
            Iteração 600: Log Likelihood = 34.40361022949219
            Iteração 700: Log Likelihood = 34.32072448730469
            Iteração 800: Log Likelihood = 34.256385803222656
             Iteração 900: Log Likelihood = 34.20603561401367
            Iteração 1000: Log Likelihood = 34.166404724121094
In [ ]: # Plotting
            fig, axs = plt.subplots(1, 2, figsize=(15, 5)) # Create two subplots
             # Parâmetros otimizados
             gamma_opt, c_opt, sigma_noise_sq_opt = gamma.item(), c.item(), sigma_noise_sq.item()
             # GP Prior
             axs[0].plot(x.detach().numpy(), mu.detach().numpy())
             axs[0].fill_between(x.flatten().detach().numpy(), mu.flatten().detach().numpy()-K.diag().detach().numpy(), mu.flatten().detach().numpy()
             axs[0].set_ylim([-1, 1])
             axs[0].set_title(f'GP prior (gamma: {gamma_opt}, c: {c_opt})')
             post_mu, post_cov = posterior_pred(x, X_train, y_train, gamma=gamma_opt, c=c_opt, sq=sigma_noise_sq_opt)
             # GP Posterior
             axs[1].plot(x, post_mu, 'r', label='Predições do Modelo')
             axs[1].fill\_between(x.flatten(), post\_mu.flatten()-post\_cov.diag(), post\_mu.flatten()+post\_cov.diag(), alpha=0.7)
             axs[1].scatter(X_train, y_train, color='black', label='Data de Treino', marker='x')
             axs[1].scatter(X_test, y_test, color='blue', label='Data de Teste', s=12)
             axs[1].set_title(f'GP posterior (gamma: {gamma_opt}, c: {c_opt})')
```

```
axs[1].legend()
         plt.show()
          GP prior (gamma: 15.631863594055176, c: 0.5336968898773193)
                                                                                GP posterior (gamma: 15.631863594055176, c: 0.5336968898773193)
                                                                                                                            Predições do Modelo
                                                                                                                            Data de Treino
          0.75
                                                                                1.0
                                                                                                                            Data de Teste
          0.50
          0.25
                                                                                0.5
           0.00
         -0.25
          -0.50
                                                                                -0.5
         -0.75
         -1.00
                      -0.75
                            -0.50
                                  -0.25
                                                             0.75
                                                                    1.00
                                                                                    -1.00
                                                                                           -0.75
                                                                                                 -0.50
                                                                                                        -0.25
                                                                                                               0.00
                                                                                                                     0.25
                                                                                                                                         1.00
In [ ]: x = torch.linspace(-1, 1, 500)[:, None]
         # Calcula a loa-verossimilhanca e o MSE nos dados de teste
         test_log_likelihood = -GP_log_likelihood(X_test, y_test, gamma_opt, c_opt, sigma_noise_sq_opt)
         post_mu, post_cov = posterior_pred(x, X_test, y_test, gamma=gamma_opt, c=c_opt, sq=sigma_noise_sq_opt)
In [ ]: mse_ = mse(post_mu, y_test)
         print(f"MSE: {mse_}")
```

Test Log Likelihood: 109.20968627929688

MSE: 0.00912289135158062

Exercício de "papel e caneta"

print(f"Test Log Likelihood: {test_log_likelihood.item()}")

1. Na nota de aula, derivamos a posteriori preditiva $p(y_*|x_*,x_1,y_1,\ldots,x_N,y_N)$. Por simplicidade, deduzimos a priori preditiva $p(y_\star,y_1,\ldots,y_N|x_\star,x_1,\ldots,x_N)$ e as condicionamos nas saídas y_1,\ldots,y_N observadas no conjunto de treino. No entanto, também é possível obter o mesmo resultado calculando a posteriori $p(f_\star,f_1,\ldots,f_N|x_\star,x_1,y_1,\ldots,x_N,y_N)$ e, então, calculando o valor esperado de $p(y_{\star}|x_{\star},f_{\star})$ sob essa posteriori. Deduza novamente a posteriori preditiva seguindo esse outro procedimento.

(Dica: você pode calcular a conjunta $p(f^*,f_1,\ldots,f_N,y_1,\ldots,y_N|x_*,x_1,\ldots,x_N)$, que também será Gaussiana.)

Resposta:

Para calcular a posteriori preditiva, vamos considerar a distribuição conjunta de $f^*, f_1, \ldots, f_N, y_1, \ldots, y_N$, tal que a média é 0, pois assumimos que o GP é centrado. Sabendo que as observações y são relacionadas com f através de uma relação de ruído, normalmente assumida como normalmente distribuída, temos:

$$y_\star = f_\star + \epsilon$$
 $\epsilon \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$

Para encontrar a matriz de covariância, iremos calcular a covariância entre as funções latentes e as saídas para os 3 possíveis casos. Seja $i,j\in\{1,\ldots,N\}$, temos:

$$Cov(f_i, f_j) = k(x_i, x_j) \tag{1}$$

$$Cov(f_i, y_j) = Cov(f_i, f_j + \epsilon_j) = Cov(f_i, f_j) + \underbrace{Cov(f_i, \epsilon_j)}_{O} = k(x_i, x_j)$$
(2)

$$Cov(y_i, y_j) = Cov(f_i + \epsilon_i, f_j + \epsilon_j) = Cov(f_i, f_j) + \underbrace{Cov(f_i, \epsilon_j)}_{0} + \underbrace{Cov(\epsilon_i, f_j)}_{0} + \underbrace{Cov(\epsilon_i, \epsilon_j)}_{(*)}$$
(3)

$$=k(x_i,x_j)+(*) \tag{4}$$

$$= k(x_i, x_j) + (*)$$

$$(*) = \begin{cases} \sigma^2, & \text{se } i = j \\ 0, & \text{se } i \neq j \end{cases}$$

$$(5)$$

Portanto, a distribuição conjunta é dada por:

$$\begin{bmatrix} f^* \\ f_1 \\ \vdots \\ f_N \\ y_1 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix} \sim \mathcal{N} \left(\mathbf{0}, \begin{bmatrix} \mathbf{k}_{**} & \mathbf{k}_{*X} & \mathbf{k}_{*X} \\ \mathbf{k}_{X*} & \mathbf{k}_{XX} & \mathbf{k}_{XX} \\ \mathbf{k}_{X*} & \mathbf{k}_{XX} & \mathbf{k}_{XX} + \sigma^2 \mathbf{I} \end{bmatrix} \right)$$

Onde:

- \mathbf{k}_{**} é a variância do novo ponto x_*
- \mathbf{k}_{*X} é o vetor de covariâncias entre o novo ponto x_* e os pontos de treinamento $X: x_1, \dots, x_N$
- \mathbf{k}_{X*} é a transposta de \mathbf{k}_{*X}
- \mathbf{k}_{XX} é o vetor de covariância entre os pontos de treinamento.

Vamos agrupar a matriz de covariância em 4 blocos da seguinte forma:

$$\Sigma_{1,1} = \begin{bmatrix} \mathbf{k}_{**} & \mathbf{k}_{*X} \\ \mathbf{k}_{X*} & \mathbf{k}_{XX} \end{bmatrix}$$
 (6)

$$\Sigma_{1,1} = \begin{bmatrix} \mathbf{k}_{**} & \mathbf{k}_{*X} \\ \mathbf{k}_{X*} & \mathbf{k}_{XX} \end{bmatrix}$$

$$\Sigma_{1,2} = \begin{bmatrix} \mathbf{k}_{*X} \\ \mathbf{k}_{XX} \end{bmatrix}$$

$$\Sigma_{2,1} = [\mathbf{k}_{X*} & \mathbf{k}_{XX}]$$

$$(8)$$

$$\Sigma_{2,1} = [\mathbf{k}_{X*} \quad \mathbf{k}_{XX}] \tag{8}$$

$$\Sigma_{2,2} = [\mathbf{k}_{XX} \quad \mathbf{k}_{XX} + \sigma^2 \mathbf{I}] \tag{9}$$

Utilizaremos a propriedade condicional das distribuições Gaussianas para calcular a posteriori de ${f f}$ condicional às observações ${f y}$:

$$\mu_{\mathbf{f}|y} = \mu_1 + \Sigma_{1,2} \Sigma_{2,2}^{-1} (\mathbf{y} - \mu_2) \tag{10}$$

$$= \Sigma_{1,2} \Sigma_{2,2}^{-1} \mathbf{y} \tag{11}$$

$$\Sigma_{\mathbf{f}|y} = \Sigma_{1,1} - \Sigma_{1,2}\Sigma_{2,2}^{-1}\Sigma_{2,1}$$

Ou seja,

$$egin{bmatrix} f^* \ f_1 \ dots \ f_N \end{bmatrix} ert egin{bmatrix} y_1 \ dots \ y_N \end{bmatrix} \sim \mathcal{N}(\mu_{\mathbf{f}|y}, \Sigma_{\mathbf{f}|y})$$

Usando a propriedade de gaussiana, temos que a marginal de f^st é:

$$f^*|y_1,\dots,y_N \sim \mathcal{N}(\mathbf{k}_{*X} \ (\mathbf{k}_{XX} + \sigma^2 I)^{-1} \ \mathbf{y}, \quad \mathbf{k}_{**} - \mathbf{k}_{*X} \ (\mathbf{k}_{XX} + \sigma^2 I)^{-1} \ \mathbf{k}_{X*})$$

Finalmente, a predição de $y^*=f^*+\epsilon$ onde $\epsilon\sim\mathcal{N}(0,\sigma^2)$, resulta em:

$$y^*|x^*, y_1, \dots, y_N \sim \mathcal{N}(\mathbf{k}_{*X} \ (\mathbf{k}_{XX} + \sigma^2 I)^{-1} \ \mathbf{y}, \quad \mathbf{k}_{**} - \mathbf{k}_{*X} \ (\mathbf{k}_{XX} + \sigma^2 I)^{-1} \ \mathbf{k}_{X*} + \sigma^2)$$

2. Quando trocamos a verossimilhança Gaussiana por uma Bernoulli (i.e., no caso de classificação binária), a posteriori para nosso GP não possui fórmula fechada. Mais especificamente, a verossimilhança para esse modelo é dada por $y|x \sim \text{Ber}(\sigma(f(x)))$ onde σ é a função sigmoide. Em resposta à falta de uma solução analítica, podemos aproximar a posteriori sobre f para qualquer conjunto de pontos de entrada usando as técnicas de inferência aproximada que vimos anteriormente. Discuta como usar a aproximação de laplace nesse caso, incluindo as fórmulas para os termos da Hessiana. Além disse, discuta como usar o resultado desse procedimento para aproximar a posteriori preditiva.

Resposta:

A probabilidade preditiva de que o evento ou a classe binária y^* seja 1, dado o conjunto de dados \bar{y} , é dada por:

$$P(y^* = 1|\bar{y}) = \int_{\Omega} P(y^* = 1, f^*|\bar{y}) df^*$$
 (12)

$$= \int_{0}^{\infty} P(y^* = 1|f^*) P(f^*|\bar{y}) df^*$$
 (13)

$$= \int_{\Omega} \sigma(f^*) P(f^*|\bar{y}) df^* \quad (*)$$

$$P(f^*|\bar{y}) = \int_{\Omega} P(f^*, \bar{f}|\bar{y}) d\bar{f}$$
 (15)

$$= \int_{\Omega} P(f^*|\bar{f}) P(\bar{f}|\bar{y}) d\bar{f} \tag{16}$$

Onde $P(f^*|\bar{f})$ é a distribuição preditiva de f^* condicional a \bar{f} . Pela questão anterior, isso é:

$$f^*|ar{f} \sim \mathcal{N}(\mathbf{k}_{*X} \ (\mathbf{k}_{XX} + \sigma^2 I)^{-1} \ f, \quad \mathbf{k}_{**} - \mathbf{k}_{*X} \ (\mathbf{k}_{XX} + \sigma^2 I)^{-1} \ \mathbf{k}_{X*})$$

Visto que não existe uma solução analítica para $P(\bar{f}\,|\bar{y})$ que é a distribuição posteriori de \bar{f} condicional a \bar{y} , usaremos a aproximação de Laplace para encontrar uma solução aproximada. Dado que a verossimilhança da classificação binária em GP's é dada pela Bernoulli: $p(y|x) \sim \text{Ber}(\sigma(f(x)))$, onde:

- y são as classes binárias.
- x são as entradas.
- σ é a função sigmoide.

Isso é feito maximizando a soma da log-verossimilhança de Bernoulli com a log-densidade da priori Gaussiana, seguindo os passos a seguir:

1. Calculamos a moda da log-posteriori, que é o ponto de máximo a posteriori (MAP) para a funç \hat{f} 0 latente \hat{f} 1.

$$\mathbf{m} = rgmax_{ar{f}} \, \log p(ar{y}|ar{f}\,) + \log p(ar{f}\,)$$

A verossimilhança Bernoulli e sua log-verossimilhança são dadas por:

$$p(\bar{y}|\bar{f}) = \prod_{i=1}^{N} p(y_i|f_i)$$
(17)

$$=\prod_{i=1}^{N} (\sigma(f_i))^{y_i} (1 - \sigma(f_i))^{1 - y_i}$$
(18)

$$\Rightarrow \log p(\bar{y}|\bar{f}) = \sum_{i=1}^{N} [y_i \log(\sigma(f_i)) + (1 - y_i) \log(1 - \sigma(f_i))]$$

$$\tag{19}$$

Visto que $p(ar{f}\,)=\mathcal{N}(ar{f}\,|\mathbf{0},\mathbf{K})$, temos que a log-densidade da priori é:

$$\log p(ar{f}\,) = -rac{1}{2} {ar{f}}^T \mathbf{K}^{-1} ar{f}$$

Juntando as equações acima, temos:

$$\mathbf{m} = \operatorname*{argmax}_{\bar{f}} \sum_{i=1}^{N} [y_i \log(\sigma(f_i)) + (1-y_i) \log(1-\sigma(f_i))] - \frac{1}{2} \bar{f}^T \mathbf{K}^{-1} \bar{f}$$

1. Calculamos a Hessiana da log-posteriori no ponto MAP para obter a matriz de covariância da aproximação Gaussiana. A Hessiana é a matriz de segundas derivadas de uma função, e fornece uma medida da curvatura da função em torno do ponto de interesse. No nosso caso, a Hessiana da log-posteriori é dada pela soma da Hessiana da verossimilhança e da Hessiana da priori.

$$egin{aligned} \mathbf{H} &= -
abla
abla \log p(\mathbf{m}|\mathbf{X},ar{y}) \ &= -
abla
abla \left(\sum_{i=1}^N [y_i \log(\sigma(f_i)) + (1-y_i) \log(1-\sigma(f_i))] - rac{1}{2} ar{f}^T \mathbf{K}^{-1} ar{f}
ight) \end{aligned}$$

- 1. Com a Hessiana calculada, podemos agora determinar a matriz de covariância da aproximação Gaussiana, que é dada pelo inverso da Hessiana: \mathbf{H}^{-1}
- 2. Com a média ${f m}$ e ${f H}^{-1}$ determinados, a distribuição posteriori sobre a função latente f é aproximada como a Gaussiana:

$$p(ar{f}\,|ar{y})pprox\mathcal{N}(\mathbf{m},\mathbf{H}^{-1})$$

Uma vez que temos uma distribuição para f^* , a probabilidade preditiva de um novo ponto y^* dado um x^* é representada pela integral (*). Para calcular essa integral, podemos usar métodos de integração numérica, como o método de Monte Carlo. Primeiro, amostramos f^* da distribuição $p(f^*|\bar{y})$, e então calculamos a probabilidade preditiva de $y^*=1$ como a média da função sigmoide aplicada a essas amostras.