In [1]: **import** pandas **as** pd import seaborn as sns import numpy as np import matplotlib.pyplot as plt import scipy as sp import sklearn as skl import statsmodels as sm import statsmodels.formula.api as smf from statsmodels.tools import add_constant from sklearn.experimental import enable_iterative_imputer from sklearn.impute import IterativeImputer from statsmodels.stats.outliers_influence import variance_inflation_factor from sklearn.metrics import roc_curve, roc_auc_score, root_mean_squared_error from sklearn.model_selection import cross_val_predict from sklearn.metrics import precision_recall_curve from sklearn.model_selection import StratifiedKFold from scipy.stats import kstest In [2]: gen_sub = pd.read_csv('gender_submission.csv') data_train = pd.read_csv('train.csv') data_train.head() Out[2]: Sex Age SibSp Parch PassengerId Survived Pclass **Ticket** Fare Cabin Embarked Name 0 3 0 7.2500 S Braund, Mr. Owen Harris male 22.0 A/5 21171 NaN C 0 PC 17599 71.2833 C85 1 Cumings, Mrs. John Bradley (Florence Briggs Th... female 38.0 2 3 0 STON/O2. 3101282 S Heikkinen, Miss. Laina female 26.0 0 7.9250 NaN 113803 53.1000 3 0 S 1 Futrelle, Mrs. Jacques Heath (Lily May Peel) female 35.0 C123 3 S 4 0 Allen, Mr. William Henry 0 0 373450 8.0500 male 35.0 NaN In [3]: data_test = pd.read_csv('test.csv') data_test.head() Out[3]: **PassengerId Pclass** Sex Age SibSp Parch **Ticket** Cabin Embarked Name Fare 0 892 3 0 330911 7.8292 Q Kelly, Mr. James male 34.5 NaN 893 3 363272 7.0000 S 1 Wilkes, Mrs. James (Ellen Needs) female 47.0 NaN 1 2 2 894 0 240276 9.6875 Q Myles, Mr. Thomas Francis male 62.0 NaN 3 895 3 male 27.0 315154 8.6625 S Wirz, Mr. Albert 0 NaN 3 Hirvonen, Mrs. Alexander (Helga E Lindqvist) female 22.0 S 4 896 1 3101298 12.2875 1 NaN Removendo variáveis inúteis As variáveis "Name", "Ticket" e "Cabin" não serão úteis para a nossa análise. In [4]: data_train = data_train.drop(['Name', 'Ticket', 'Cabin'], axis = 1) data_test = data_test.drop(['Name', 'Ticket', 'Cabin'], axis = 1) data = pd.concat([data_train, data_test]).reset_index(drop = True) data.head() Out[4]: Passengerld Survived Pclass **Fare Embarked** Sex Age SibSp Parch 0 0.0 male 22.0 7.2500 S 1 female 38.0 0 71.2833 C 1.0 3 2 3 female 26.0 0 7.9250 S 1.0 3 1 female 35.0 0 53.1000 S 1.0 5 S 4 0.0 male 35.0 0 8.0500 Imputação de valores faltantes Temos alguns dados faltantes: 263 na variável "Age", 1 na variável "Fare" e 2 na variável "Embarked". In [5]: data.isna().sum() # 263 NAs em Age # 1 NA em Fare # 2 NAs em Embarked Out[5]: PassengerId 0 Survived 418 Pclass 0 Sex Age 263 SibSp Parch 1 Fare Embarked dtype: int64 In [6]: data.duplicated().astype(int).sum() # nenhuma Linha duplicada Out[6]: np.int64(0) Imputação da variável Embarked Como Embarked é uma variável categórica, vamos imputar com a moda. In [7]: data['Embarked'].value_counts() Out[7]: Embarked S 914 C 270 123 Name: count, dtype: int64 data['Embarked'] = data['Embarked'].fillna('S') In [9]: data.isna().sum() Out[9]: PassengerId Survived 418 Pclass 0 Sex 263 Age SibSp Parch Fare Embarked dtype: int64 Imputação da variável Age Como a variável Age é contínua vamos analisar se podemos imputar a mediana. Iremos verificar a distribuição dos dados para cada categoria da variável Sex sem os outliers. Caso as distribuições de Age em cada categoria de Sex forem diferentes, não podemos imputar com a mediana. In [10]: # verificando a distribuição dos dados de Age para as categorias de Sex fig, (ax1, ax2) = plt.subplots(1, 2, figsize = (12,4))sns.histplot(x = 'Age', hue = 'Sex', data = data, ax = ax1)sns.boxplot(x = 'Age', y = 'Sex', data = data, ax = ax2, showfliers = False)plt.show() # aparentemente tem a mesma distribuição, então imputar a mediana não vai comprometer os dados print('median global age = ', data['Age'].median()) 100 Sex male female 80 male Count š 40 female 20 30 30 50 20 50 0 10 40 60 10 20 40 80 0 60 70 Age Age median global age = 28.0 In [11]: AgeMale = data['Age'][data['Sex'] == 'male'].dropna() AgeFemale = data['Age'][data['Sex'] == 'female'].dropna() kstest(AgeMale, AgeFemale).pvalue Out[11]: np.float64(0.056346439588368526) O teste Kolmogorov-Smirnov de duas amostras não encontrou evidências para afirmarmos que as distribuições são diferentes. In [12]: data['Age'] = data['Age'].fillna(data['Age'].median()) data.isna().sum() Out[12]: PassengerId Survived 418 Pclass 0 Sex Age SibSp Parch Fare Embarked dtype: int64 Imputação da variável Fare Faremos o mesmo que fizemos na variável Age, na variável Fare. In [13]: # verificando a distribuição dos dados de Fare para as categorias de Sex fig, (ax1, ax2) = plt.subplots(1, 2, figsize = (12,4))sns.histplot(x = 'Fare', hue = 'Sex', data = data, ax = ax1)sns.boxplot(x = 'Fare', y = 'Sex', data = data, ax = ax2, showfliers = False)Out[13]: <Axes: xlabel='Fare', ylabel='Sex'> Sex 300 male female male 250 200 00 150 ŝ 100 female 50 0 200 500 120 100 300 400 0 20 40 60 80 100 Fare Fare In [14]: FareMale = data['Fare'][data['Sex'] == 'male'].dropna() FareFemale = data['Fare'][data['Sex'] == 'female'].dropna() kstest(FareMale, FareFemale).pvalue Out[14]: np.float64(7.421785903652769e-16) O teste de Kolmogorov-Smirnov para duas amostras encontrou evidências para afirmarmos que as distribuições de Fare para cada nível de Sex são diferentes. Vamos utilizar MICE para imputar na observação faltante já que não há problemas em usar. Antes de utilizarmos o MICE precisamos remover as variáveis que não podemos usar (Passengerld, pois é somente um índice; e Survived, pois é nossa variável resposta, logo comprometeria nosso modelo preditivo) e colocar as variáveis categóricas (Sex, Pclass e Embarked) como dummies. In [15]: # imputando para Fare usando MICE x = data.drop(['PassengerId', 'Survived'], axis = 1) x = pd.get_dummies(x, columns = ['Sex', 'Pclass', 'Embarked'], drop_first = True) imp = IterativeImputer(random_state = 28051996) imputed = imp.fit_transform(x) data_imputed = pd.DataFrame(imputed, columns=x.columns) data_imputed = pd.concat([data[['PassengerId', 'Survived']], data_imputed], axis = 1) data_imputed Out[15]: Passengerld Survived Age SibSp Parch Fare Sex_male Pclass_2 Pclass_3 Embarked_Q Embarked_S 0.0 22.0 0 0.0 7.2500 1.0 0.0 1.0 0.0 1.0 1.0 2 0.0 1.0 38.0 71.2833 0.0 0.0 0.0 1.0 0.0 0.0 2 3 0.0 1.0 26.0 0.0 0.0 7.9250 0.0 0.0 1.0 1.0 3 1.0 35.0 4 53.1000 0.0 0.0 0.0 1.0 1.0 0.0 0.0 5 0.0 35.0 4 0.0 0.0 8.0500 1.0 0.0 1.0 0.0 1.0 1304 1305 NaN 28.0 8.0500 1.0 0.0 1.0 0.0 0.0 1.0 0.0 0.0 1305 1306 NaN 39.0 0.0 108.9000 0.0 0.0 0.0 0.0 0.0 1307 0.0 1306 NaN 38.5 0.0 0.0 7.2500 1.0 0.0 1.0 1.0 1307 0.0 1.0 1308 NaN 28.0 8.0500 1.0 0.0 0.0 1308 1309 NaN 28.0 1.0 22.3583 1.0 0.0 1.0 1.0 1309 rows × 11 columns In [16]: data_imputed.isna().sum() # nenhum dado faltante Out[16]: PassengerId Survived 418 Age SibSp Parch Fare Sex_male Pclass_2 Pclass_3 Embarked_Q Embarked_S 0 dtype: int64 In [17]: # refazendo as bases de treino e de teste data_train = data_imputed.iloc[0:891] data_test = data_imputed.iloc[891:] Modelo preditivo usando regressão logística Verificação de multicolinearidade Vamos usar o Variance Inflation Factor para medir a multicolinearidade entre as variáveis do modelo. In [18]: # regressão logística x = data_train.drop('Survived', axis = 1) $x = add_constant(x)$ y = data_train['Survived'] vif = pd.DataFrame() vif["Variável"] = x.columns vif["VIF"] = [variance_inflation_factor(x.values, i) for i in range(x.shape[1])] vif Out[18]: **VIF** Variável 0 const 26.988491 Passengerld 1.008011 1.224076 1.289590 Parch 1.334924 5 1.765767 Fare 6 Sex_male 1.133313 7 2.079747 Pclass_2 8 Pclass_3 2.767721 **9** Embarked_Q 1.493583 Embarked_S 1.501090 Podemos verificar que não há multicolinearidade forte entre as variáveis. Portanto, podemos seguir com a implementação do modelo Definição do modelo In [19]: formula = 'y ~ Age + SibSp + Parch + Fare + Sex_male + Pclass_2 + Pclass_2 + Embarked_Q + Embarked_S' SurvModel = smf.logit(formula, data = data_train) SurvFit = SurvModel.fit() SurvFit.summary() Optimization terminated successfully. Current function value: 0.468969 Iterations 6 **Logit Regression Results** Out[19]: Dep. Variable: 891 y **No. Observations: Df Residuals:** 882 Model: Logit **Method:** MLE **Df Model:** 8 **Date:** Wed, 23 Apr 2025 Pseudo R-squ.: 0.2957 17:47:39 Log-Likelihood: -417.85 Time: LL-Null: -593.33 converged: True **Covariance Type:** nonrobust **LLR p-value:** 5.669e-71 coef std err z P > |z| [0.025 0.975]Intercept 1.8628 5.533 0.000 1.203 0.337 2.523 -2.883 0.004 -0.035 Age -0.0207 0.007 -0.007 -0.3825 -3.646 0.000 -0.588 SibSp 0.105 -0.177 Parch -0.2280 0.115 -1.988 0.047 -0.453 -0.003 0.0157 0.003 5.464 0.000 0.010 0.021 Fare **Sex_male** -2.6008 -2.974 -2.227 0.191 -13.642 0.000 **Pclass_2** 0.6385 0.210 3.040 0.002 0.227 1.050 Embarked_Q -0.5957 0.363 -1.643 0.100 -1.306 0.115 **Embarked_S** -0.5965 -2.601 0.009 -1.046 -0.147 0.229 Podemos observar que apenas um dos níveis da variável Embarked não é significativa, mas iremos deixar como está, pois um dos níveis é sigificativo e remover um dos níveis comprometerá o modelo. **Curva ROC** Vamos utilizar a curva ROC e o AUC para definirmos o limiar que melhor se adequa ao modelo. Utilizaremos o limiar que minimiza a raiz quadrada do erro quadrático médio. In [20]: y_pred = SurvFit.predict() fpr, tpr, thresholds = roc_curve(y, y_pred) auc = roc_auc_score(y, y_pred) plt.plot(fpr, tpr, color='blue', lw=2, label=f'Curva ROC (AUC = {auc:.2f})') plt.plot([0, 1], [0, 1], color='gray', linestyle='--', lw=1, label='Classificador Aleatório') plt.xlim([0.0, 1.0]) plt.ylim([0.0, 1.05]) plt.xlabel('Taxa de Falsos Positivos (FPR)') plt.ylabel('Taxa de Verdadeiros Positivos (TPR)') plt.title('Curva ROC') plt.legend(loc='lower right') plt.show() Curva ROC 1.0 Taxa de Verdadeiros Positivos (TPR) Curva ROC (AUC = 0.83) ---- Classificador Aleatório 0.0 0.2 0.0 0.4 0.8 0.6 1.0

Taxa de Falsos Positivos (FPR)

rmse.append(root_mean_squared_error(y_true = gen_sub['Survived'], y_pred = y_final_hat))

In [21]: x_test = add_constant(data_test)

Limiar: 0.5343584858146607

rmse = []

y_test_pred = SurvFit.predict(x_test)

print('Valor do rmse: ', min(rmse))

Valor do rmse: 0.20166768818858946

for indice, value in enumerate(thresholds):

print('Limiar: ', thresholds[np.argmin(rmse)])

y_final_hat = (y_test_pred >= value).astype(int)

y_final_hat = (y_test_pred >= thresholds[np.argmin(rmse)]).astype(int)