### Análise de Regressão em Python

Salvador Alves Ferreira Netto (2022040141) — Caique Izidoro Alvarenga João Roberto Zuquim Filho

# Índice

Ín	adice	j
1	Introdução	1
2	Seleção de Variáveis	3
3	Ajuste do Modelo e Multicolinearidade	5
4	Resíduos         4.1       Influência          4.2       Regressão Parcial          Removendo 'bill_length_mm'	10
5	Conclusões	13

# Introdução

O banco de dados possui 333 linhas não nulas e  $8 \ {\rm columas}$ 

Tabela 1.1: Visualização das 5 Primeiras Linhas do Banco de Dados

	species	island	$bill\_length\_mm$	$bill\_depth\_mm$	$flipper\_length\_mm$	body_mass_g	sex	year
0	Adelie	Torgersen	39.1	18.7	181	3750	male	2007
1	Adelie	Torgersen	39.5	17.4	186	3800	female	2007
2	Adelie	Torgersen	40.3	18.0	195	3250	female	2007
4	Adelie	Torgersen	36.7	19.3	193	3450	female	2007
5	Adelie	Torgersen	39.3	20.6	190	3650	male	2007

Tabela 1.2: Sumário do Banco de Dados

	$bill\_length\_mm$	$bill\_depth\_mm$	$flipper\_length\_mm$	$body\_mass\_g$
count	333.000000	333.000000	333.00000	333.0000
mean	43.992793	17.164865	200.96697	4207.0571
$\operatorname{std}$	5.468668	1.969235	14.01577	805.2158
$\min$	32.100000	13.100000	172.00000	2700.0000
25%	39.500000	15.600000	190.00000	3550.0000
50%	44.500000	17.300000	197.00000	4050.0000
75%	48.600000	18.700000	213.00000	4775.0000
max	59.600000	21.500000	231.00000	6300.0000

# Seleção de Variáveis

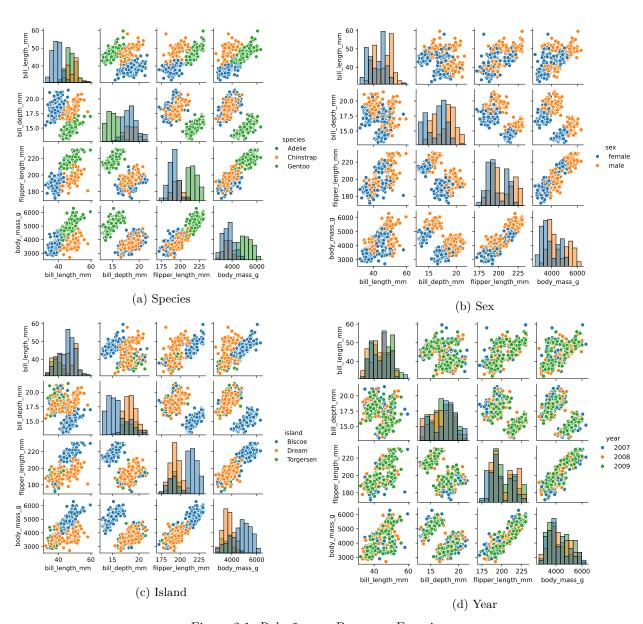


Figura 2.1: Relações em Pares por Especies

species	island	count
	Dream	55
Adelie	Torgersen	47
	Biscoe	44
	Dream	68
Chinstrap	Biscoe	0
	Torgersen	0
	Biscoe	119
Gentoo	Dream	0
	Torgersen	0

Tabela 2.1: Quantidade de Espécies por Ilha

(array([0.5, 1.5, 2.5, 3.5]), [Text(0.5, 0, 'bill\_length\_mm'), Text(1.5, 0, 'bill\_depth\_mm'), Text(2.5, 0, (array([0.5, 1.5, 2.5, 3.5]), [Text(0, 0.5, 'bill\_length\_mm'), Text(0, 1.5, 'bill\_depth\_mm'), Text(0, 2.5,

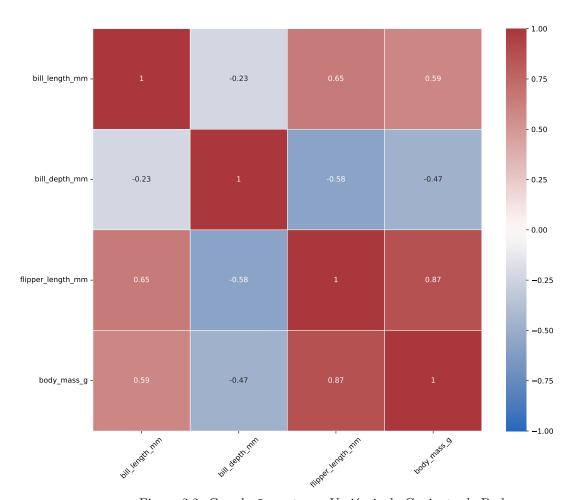


Figura 2.2: Correlações entre as Variáveis do Conjunto de Dados

## Ajuste do Modelo e Multicolinearidade

#### OLS Regression Results

Dep. Variable: Model: Method: Date: Time:	Least Squares sex, 24 nov 2023 19:52:39		Adj. R-squared:		0.823 0.821 381.3 6.28e-122 -2411.8	
No. Observations:		333	AIC:			334.
Df Residuals: Df Model:		328 4	BIC:		48	353.
Covariance Type:	no	onrobust				
=======================================	coef		t		[0.025	0.975]
Intercept	-2288.4650		-3.623		-3530.924	-1046.006
sex[T.male]						
flipper_length_mm	38.8258	2.448	15.862	0.000	34.011	43.641
bill_depth_mm	-86.0882	15.570	-5.529	0.000	-116.718	-55.459
bill_length_mm	-2.3287	4.684	-0.497	0.619	-11.544	6.886
Omnibus:		2.598	Durbin-Watson	 1:	1	.843
Prob(Omnibus):		0.273	Jarque-Bera	(JB):	2	. 125
Skew:		0.062	Prob(JB):		0	. 346
Kurtosis:		2.629	Cond. No.		7.01	e+03

#### Notes:

[1] Standard Errors assume that the covariance matrix of the errors is correctly specified.

[2] The condition number is large, 7.01e+03. This might indicate that there are strong multicollinearity or other numerical problems.

```
X = modelo.model.exog
[variance_inflation_factor(X, i) for i in range(X.shape[1])]
```

 $[1143.5578441010605,\ 1.9162481866596275,\ 3.364085891555125,\ 2.6869459960037685,\ 1.8756337894608972]$ 

modelo.bse

 Intercept
 631.580155

 sex[T.male]
 51.709806

 flipper\_length\_mm
 2.447762

 bill\_depth\_mm
 15.569845

 bill\_length\_mm
 4.684302

dtype: float64

# Resíduos

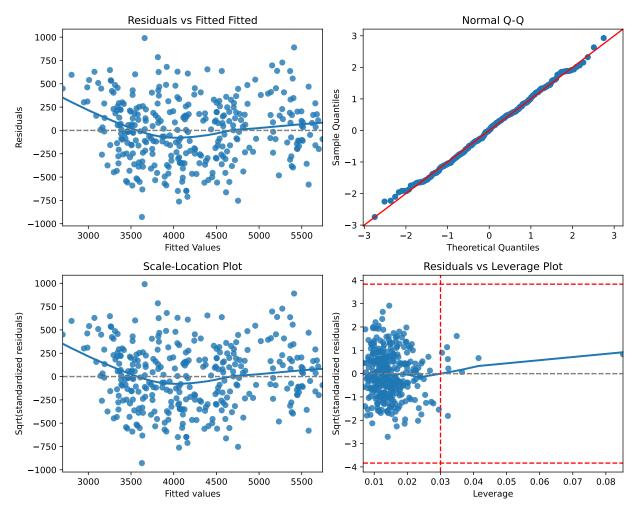


Figura 4.1: Análise Gráfica dos Resíduos

Shapiro Statistic: 0.996

Shapiro P-Value: 0.615

Durbin Watson Statistic: 1.8428622741934784

No gráfico de Resíduos versus valores ajustados e Gráfico escala-locação, podemos observar que a validade da suposição de linearidade existe no modelo, assim como a validade da suposição de homocedasticidade das variâncias. Isso é evidenciado pelo padrão relativamente aleatório dos resíduos em torno de zero, apesar de não ser perfeito.

O teste de *Durbin-Watson* para autocorrelação dos erros não mostra indícios de autocorrelação. Além disso, na figura Normal Q-Q, a verificação da suposição de normalidade dos erros é confirmada, e o teste de *Shapiro-Wilk* confirma esse resultado.

No gráfico Resíduos versus Alavancagem, observamos a presença de pontos de alavancagem, mas não identificamos pontos inconsistentes. Portanto, não atribuiremos atenção excessiva a esses pontos.

#### 4.1 Influência

Tabela 4.1: Sumário das Observações Influentes

	fb_Intercept	$dfb\_sex[T.male]$	$dfb\_flipper\_length\_mm$	$dfb\_bill\_depth\_mm$	$dfb\_bill\_length\_mm$	cooks_d	$standard\_resid$	hat_diag	dffits_internal	$student\_resid$	dffits
0	0.0528312	0.0536558	-0.0483769	-0.0356701	-0.0044319	0.0010554	0.5064642	0.0201585	0.0726440	0.5058894	0.0725616
1	0.0412107	-0.0354711	-0.0434127	-0.0109668	0.0027601	0.0030117	1.3458068	0.0082455	0.1227126	1.3474792	0.1228651
2	0.0574951	0.0866776	-0.0528788	-0.0726085	0.0274734	0.0027676	-1.1477585	0.0103953	-0.1176356	-1.1483158	-0.1176927
4	0.0023199	0.0024016	-0.0023511	-0.0028125	0.0017273	0.0000027	-0.0236217	0.0238131	-0.0036894	-0.0235857	-0.0036837
5	0.0107232	-0.0065326	-0.0097865	-0.0209595	0.0168132	0.0003496	-0.3386152	0.0150182	-0.0418121	-0.3381578	-0.0417556

```
# DFFitS Threshold
summ_df[summ_df['dffits'] > 3*np.sqrt(p/(n-p))]['dffits']
```

Series([], Name: dffits, dtype: float64)

4.1. INFLUÊNCIA 9

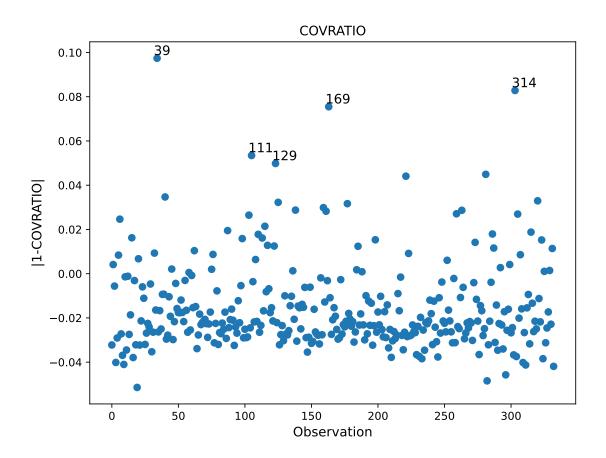


Figura 4.2: COVRATIO

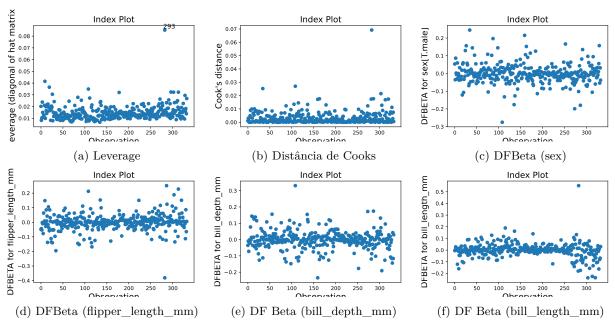


Figura 4.3: Medidas de Influência

Em resumo, tanto as inspeções visuais quanto as análises estatísticas indicam que as observações não apresentam problemas significativos ou influências prejudiciais para a validade do nosso modelo.

#### 4.2 Regressão Parcial

Ao analisar o Figura 4.4c, notamos um padrão nulo na variável bill\_length\_mm, sugerindo que essa variável explicativa pode não ser necessária no modelo. Para confirmar essa suspeita, realizamos o teste t, e a variável bill\_length\_mm apresenta um valor p de 0.619. Com base nesse resultado, temos evidências suficientes para considerar a remoção dessa variável do modelo.

### OLS Regression Results

Dep. Variable:	<pre>body_mass_g R-squared:</pre>				0	.823
Model:	OLS		Adj. R-squared:		0.821	
Method:	Least	Squares	F-statistic:		381.3	
Date:	sex, 24 r	nov 2023	Prob (F-stat	istic):	6.28e	-122
Time:	1	19:52:47	Log-Likeliho	od:	-24:	11.8
No. Observations:		333	AIC:		48	334.
Df Residuals:		328	BIC:		48	353.
Df Model:		4				
Covariance Type:	no	onrobust				
=======================================	coef	std err	======================================	======= P> +.	 [0.025	0.975]
Intercept	-2288.4650	631.580	-3.623	0.000	-3530.924	-1046.006
sex[T.male]	541.0285	51.710	10.463	0.000	439.304	642.753
flipper_length_mm	38.8258	2.448	15.862	0.000	34.011	43.641
bill_depth_mm	-86.0882	15.570	-5.529	0.000	-116.718	-55.459
bill_length_mm		4.684	-0.497	0.619	-11.544	6.886
	:=======	2.598	======== Durbin-Watso	======= n:	 1	==== .843
Prob(Omnibus):		0.273	Jarque-Bera	(JB):		. 125
Skew:			Prob(JB):	· •		.346
Kurtosis:		2.629	Cond. No.		7.01	e+03

#### Notes:

- [1] Standard Errors assume that the covariance matrix of the errors is correctly specified.
- [2] The condition number is large, 7.01e+03. This might indicate that there are strong multicollinearity or other numerical problems.

#### Removendo 'bill\_length\_mm'

### OLS Regression Results

=======================================			===========
Dep. Variable:	body_mass_g	R-squared:	0.823
Model:	OLS	Adj. R-squared:	0.821
Method:	Least Squares	F-statistic:	509.5
Date:	sex, 24 nov 2023	Prob (F-statistic):	2.90e-123
Time:	19:52:47	Log-Likelihood:	-2412.0
No. Observations:	333	AIC:	4832.
Df Residuals:	329	BIC:	4847.
Df Model:	3		
Covariance Type:	nonrobust		

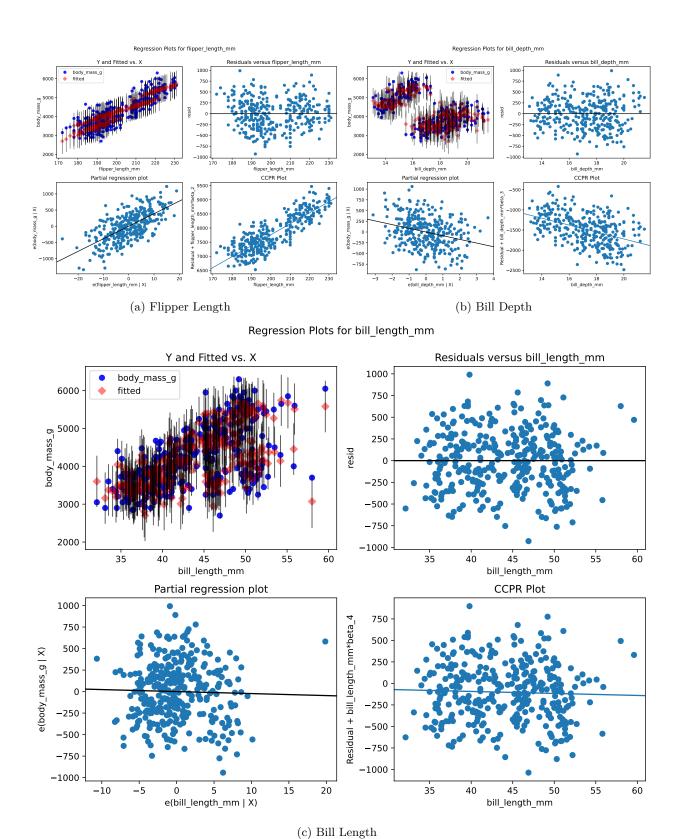


Figura 4.4: Regressão Parcial

=============						
	coef	std err	t	P> t	[0.025	0.975]
Intercept	-2246.8293	625.286	-3.593	0.000	-3476.892	-1016.767
sex[T.male]	538.0800	51.310	10.487	0.000	437.144	639.017
flipper_length_mm	38.1896	2.084	18.324	0.000	34.090	42.290
bill_depth_mm	-86.9467	15.456	-5.625	0.000	-117.352	-56.541
Omnibus:		2.262	Durbin-Watson:		 1	==== .829
<pre>Prob(Omnibus):</pre>		0.323	Jarque-Bera (JB):		1.901	
Skew:		0.051	Prob(JB):		0.387	
Kurtosis:		2.644	Cond. No.		6.79e+03	

#### Notes:

- [1] Standard Errors assume that the covariance matrix of the errors is correctly specified.
- [2] The condition number is large, 6.79e+03. This might indicate that there are strong multicollinearity or other numerical problems.

```
X = modelo.model.exog
[variance_inflation_factor(X, i) for i in range(X.shape[1])]
```

[1123.4483623889216, 1.8910378402256625, 2.4444701909365647, 2.653895148514561]

#### modelo.bse

Intercept 625.285686 sex[T.male] 51.309722 flipper\_length\_mm 2.084158 bill\_depth\_mm 15.456076

dtype: float64

Conclusões