### Saeugetiere\_Stoffwechsel\_Logarithmisch

April 5, 2023

# 1 Beispiel: Lineare Regression nach Transformation mit Logarithmus

Wir verwenden einen Datensatz von Säugetieren und betrachten den Stoffwechsel (BasalMetRate\_mLO2hr) in Abhängigkeit von dem Gewicht eines Säugetieres (AdultBodyMass\_g). Führen wir "blind" eine Lineaere Regression durch, so erhalten wir (immerhin) ein  $R^2$  von ca. 0,6. Der Koeffizient für AdultBodyMass\_g hat einen p-Wert < 0,05.

```
[1]: import pandas as pd

df = pd.read_csv("https://raw.githubusercontent.com/troescherw/datasets/master/

Saeugetiere.csv")

df
```

[1]:		MSW05_Order	MSW05_	Family	MSW05_G	enus	MSW05_Species	\	
	0	Chiroptera		opidae	Pteron		quadridens		
	1	Chiroptera	Vespertili	onidae	Му	otis	velifer		
	2	Afrosoricida	Tenr	ecidae	Geo	gale	aurita		
	3	Chiroptera	Mormo	opidae	Morm	oops	blainvillei		
	4	Chiroptera	Nat	alidae	Nat	alus	tumidirostris		
		•••			•••		•••		
	567	Artiodactyla	Cam	elidae	Cam	elus	dromedarius		
	568	Carnivora	U	rsidae	U	rsus	maritimus		
	569	Carnivora	Ph	ocidae	Cystop	hora	cristata		
	570	Artiodactyla	Ce	rvidae	Capre	olus	capreolus		
	571	Carnivora	Ph	ocidae	Leptonych	otes	weddellii		
		MSWO	5_Binomial	AdultE	BodvMass g	Basa	lMetRate_mLO2hr	Met-Gram	\
	0	Pteronotus	<del>-</del>		5.64		6.12		•
	1		is velifer		9.82		7.70	0.784114	
	2	•	ale aurita		6.69		7.72	1.153961	
	3	_	lainvillei		8.69		7.99	0.919448	
	4	Natalus tum	idirostris		6.30		8.31	1.319048	
							•••	•••	
	567	Camelus d	romedarius		492714.47		40293.00	0.081778	
	568	Ursus	maritimus		371703.81		44346.00	0.119305	
	569	Cystophor	a cristata		278896.81		62991.00	0.225858	
	570	Capreolus	capreolus		22502.01		78470.00	3.487244	

	571	Leptonychotes	weddelli	i 400	000.00	11371	2.00 0.2	84280	
		MaxLongevity_m	1						
	0	*							
	1	135.96	3						
	2	*	•						
	3	*	4						
	4	*	•						
		•••							
	567	480	)						
	568	458.4	Ŀ						
	569	420	)						
	570	204	ŀ						
	571	300	)						
	[572	rows x 9 colu	ımns]						
[2]:	from	statsmodels.f	ormula.ap	i import ols	1				
		•							
		el = ols(" <mark>Basal</mark> el.summary()	LMetRate_ml	LO2hr~AdultB	BodyMass_g",	data=df).fi	t()		
[2]	<cl></cl>	ee 'etatemodel	e iolih en	ımmarv Sıımma	ru!>				
[2]: <class 'statsmodels.iolib.summary.summary'=""></class>									
	OLS Regression Results								
	Den	 Variable:	 RasalMetF	======================================	R-squared:	=======:	======	0.573	
	Mode		Dabarnoon	OLS	Adj. R-squ			0.572	
	Meth		Lea	ast Squares	-			764.9	
	Date			_	Prob (F-st		2	.05e-107	
	Time		,	04:46:29				-5714.3	
		Observations:		572	AIC:		1	.143e+04	
		esiduals:		570	BIC:			.144e+04	
		lodel:		1			_		
		riance Type:		nonrobust					
					========			======	
	===		•			Do Lo I	F0 00F		
	0 07	·c1	coei	std err	t	P> t	[0.025		
	0.97	o]							
		-	626.0711	225.473	2.777	0.006	183.212		
		3.930							
		<i>v</i> =0	0.1247	0.005	27.658	0.000	0.116		
	0.13	4							
	==== Omni			======== 811.543	Durbin-Wats	======================================	======	1.020	
	OHILL	. ouo.		011.040	Dur Dill_Mqf;	30II.		1.020	

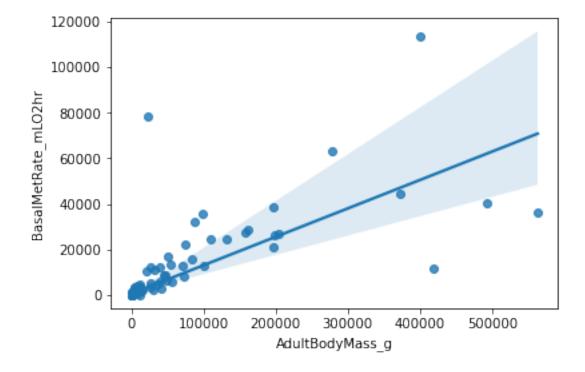
Kurtosis:	120.261	Cond. No.	5.10e+04
Skew:	7.177	Prob(JB):	0.00
<pre>Prob(Omnibus):</pre>	0.000	Jarque-Bera (JB):	332623.128

#### Notes:

- [1] Standard Errors assume that the covariance matrix of the errors is correctly specified.
- [2] The condition number is large, 5.1e+04. This might indicate that there are strong multicollinearity or other numerical problems.

Ein Scatterplot zeigt allerdings, dass die Daten hier sehr streuen, und zwar zunehmend mit dem Körpergewicht (Heteroskedastizität).

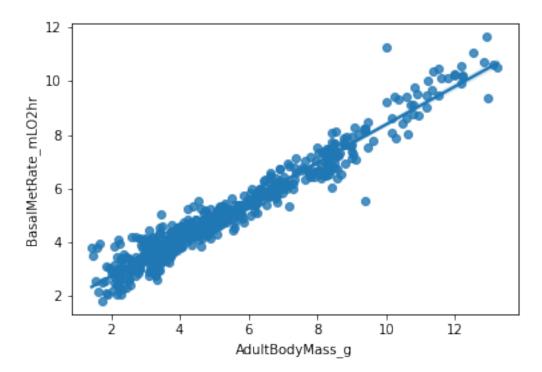
- [3]: import seaborn as sns sns.regplot(x=df.AdultBodyMass\_g, y=df.BasalMetRate\_mLO2hr)
- [3]: <AxesSubplot:xlabel='AdultBodyMass\_g', ylabel='BasalMetRate\_mLO2hr'>



Wir führen eine Log-Transformation durch: Von beiden Features berechnen wir den Logarithmus (zur Basis e). Wir sehen, dass dann ein sehr guter linearer Zusammenhang zwischen den transformierten Daten besteht!

```
[4]: import numpy as np
sns.regplot(x=np.log(df.AdultBodyMass_g), y=np.log(df.BasalMetRate_mLO2hr))
```

[4]: <AxesSubplot:xlabel='AdultBodyMass\_g', ylabel='BasalMetRate\_mLO2hr'>



Eine lineare Regression mit den transformiert<br/>n Daten ergibt dann sogar ein  $\mathbb{R}^2$  von ca. 0.94! Ein enorm hoher Wert wenn man bedenkt, dass es sich um die unterschiedlichsten Tiere handelt, deren Daten in den Datensatz eingeflossen sind.

```
[5]: pd.options.mode.chained_assignment = None # default='warn'
df["BasalMetRate_mLO2hr_log"] = np.log(df.BasalMetRate_mLO2hr)
df["AdultBodyMass_g_log"] = np.log(df.AdultBodyMass_g)
model = ols("BasalMetRate_mLO2hr_log~AdultBodyMass_g_log", data=df).fit()
model.summary()
```

[5]: <class 'statsmodels.iolib.summary.Summary'>

OLS Regression Results

\_\_\_\_\_\_

===

Dep. Variable: BasalMetRate\_mLO2hr\_log R-squared:

0.943

Model: OLS Adj. R-squared:

0.943

Method: Least Squares F-statistic:

9440.		o	000	D 1 /E		
Date: 0.00	Wed, (	05 Apr 20	023	Prob (F-s	statistic):	
Time: -344.11		04:46	:31	Log-Like	lihood:	
No. Observations: 692.2		!	572	AIC:		
Df Residuals: 700.9		!	570	BIC:		
Df Model:			1			
Covariance Type:		nonrob	ust			
======			=====			========
	coef	std e	rr	t.	P> t	[0.025
0.975]					17   0	
Intercept 1.410	1.3259	0.04	43	30.876	0.000	1.242
AdultBodyMass_g_log 0.721	0.7063	0.00	07	97.158	0.000	0.692
Omnibus:	:=======:	====== 86.538	===== Durb	======= in-Watson:	:======: :	1.558
Prob(Omnibus):		0.000	Jarq	ue-Bera (.	JB):	501.744
Skew:		0.498	Prob	(JB):		1.12e-109
Kurtosis:		7.479	Cond	. No.		14.0
		======	====	=======		========

#### Notes:

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

11 11 11

Wollen wir eine Prognose durchführen, müssen wir für die unabhängige variable natürlich auch vorher eine Transformation durchführen, ebenso mit dem Ergebnis der Vorhersage:

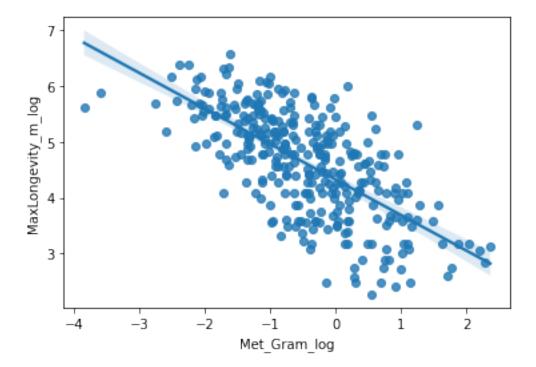
```
[6]: gewicht = 80000 # Gewicht in Gramm
gewicht_log = np.log(gewicht)
pred = model.predict(pd.DataFrame([{"AdultBodyMass_g_log":gewicht_log}]))
np.exp(pred)
```

## [6]: 0 10936.404929 dtype: float64

Interessant ist auch die Lebenserwartung in Abhängigkeit vom Stoffwechsel (Met-Gram)! Tiere (und auch Menschen) mit einem geringeren Stochwechsel haben eine höhere Lebenserwartung. Auch hier führen wir eine Log-Transformation durch:

```
[7]: import numpy as np
    df = df[df.MaxLongevity_m!="*"]
    df["Met_Gram_log"] = np.log(df["Met-Gram"])
    df["MaxLongevity_m_log"] = np.log(df.MaxLongevity_m.astype(float))
    sns.regplot(x=df.Met_Gram_log, y=df.MaxLongevity_m_log)
```

[7]: <AxesSubplot:xlabel='Met\_Gram\_log', ylabel='MaxLongevity\_m\_log'>



```
[8]: model2 = ols("MaxLongevity_m_log~df.Met_Gram_log", data=df).fit()
model2.summary()
```

[8]: <class 'statsmodels.iolib.summary.Summary'>

#### OLS Regression Results

Dep. Variable:	MaxLongevity_m_log	R-squared:	0.458					
Model:	OLS	Adj. R-squared:	0.456					
Method:	Least Squares	F-statistic:	272.9					
Date:	Wed, 05 Apr 2023	Prob (F-statistic):	7.36e-45					
Time:	04:46:32	Log-Likelihood:	-339.48					
No. Observations:	325	AIC:	683.0					
Df Residuals:	323	BIC:	690.5					
Df Model:	1							
Covariance Type:	nonrobust							

-----

0.975]	coef	std err	t	P> t	[0.025
 Intercept	4.3263	0.042	101.917	0.000	4.243
4.410	4.0200	0.042	101.317	0.000	1.240
<pre>df.Met_Gram_log -0.562</pre>	-0.6383	0.039	-16.518	0.000	-0.714
Omnibus:		4.655	Durbin-Wats	on:	1.764
Prob(Omnibus):		0.098	Jarque-Bera (JB):		4.665
Skew:		-0.264	Prob(JB): 0.		0.0970
Kurtosis:		2.743	Cond. No.		1.61
==========	========	========		========	

#### Notes:

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

11 11 11

Immerhin wird die Lebenserwartung zu ca. 46 Prozent vom Stochwechsel erklärt. Auf die Lebenswerwartung haben natürlich noch viele andere Faktoren einen Einfluss. Wir haben eine fallende Regressionsgerade. Dies spiegelt das vorherige Ergebnis wider: Mit zunehmendem Stochwechsel sinkt die Lebenserwartung.