

Übung 5: CEO Gehälter

Musterlösungen

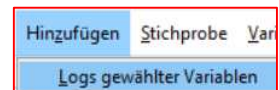
1. Welche anderen **Unternehmensvariablen** könnten die Gehaltshöhe eines CEOs bestimmen?

- **Eigenkapitalrendite** = Reingewinn / Eigenkapital
Diese Kennzahl ermöglicht es, die Profitabilität verschiedener Unternehmen miteinander zu vergleichen.
Je höher die Eigenkapitalrendite, desto höher ist das CEO-Gehalt.
- **Umsatzrendite** = Reingewinn (net profit) / Umsatz
Die Umsatzrendite ist eine Kennzahl für die Rentabilität einer Unternehmung. Sie zeigt die operationale Effizienz einer Firma.
- **Anzahl Mitarbeiter** usw.

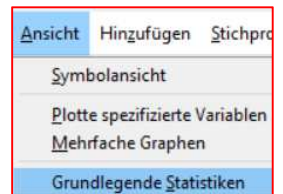
Qualitative Variablen

- **Branche**
- **Ausbildung**
- **Frühere Erfolge** (müsste geeignet operationalisiert werden...)
-

2. Fügen Sie die logarithmierten Variablen $l_salary = \ln(salary)$, $l_sales = \ln(sales)$ und $l_mktval = \ln(mktval)$ hinzu.



3. Analysieren Sie folgende Variablen mittels gretl: *salary*, *sales*, *mktval*, *profits*, mit den entsprechenden Logarithmen. Gibt es negative Zahlen? Welche Variable weist den grössten Variationskoeffizienten auf?



	arith. Mittel	Median	Minimum	Maximum
SALARY	865,86	707,00	100,00	5299,0
l_SALARY	6,5828	6,5610	4,6052	8,5753
SALES	3529,5	1400,0	29,000	51300,0
l_SALES	7,2310	7,2442	3,3673	10,845
MKTVAL	3600,3	1200,0	387,00	45400,0
l_MKTVAL	7,3994	7,0901	5,9584	10,723
PROFITS	207,83	63,000	-463,00	2700,0

	Std. Abw.	Var'koeff.	Schiefe	Überwölbung
SALARY	587,59	0,67862	2,9986	17,401
l_SALARY	0,60606	0,092066	-0,11353	0,42749
SALES	6088,7	1,7251	4,1708	23,573
l_SALES	1,4321	0,19805	-0,10057	-0,18144
MKTVAL	6442,3	1,7894	3,8843	18,076
l_MKTVAL	1,1334	0,15318	0,85026	-0,02551
PROFITS	404,45	1,9461	3,1668	11,882

Die Variable *profits*, welche die Reingewinne darstellt, kann **negative Werte** aufweisen. Dementsprechend kann diese Variable **nicht** logarithmiert werden. Die Variable weist den grössten Variationskoeffizienten auf, sodass der Mittelwert von 207.83 nicht repräsentativ ist.

4. Welche Variable hat die grösste Schiefe? Warum haben wir nur rechtsschiefe Verteilungen?

Erinnerung: Bei rechtsschiefen Verteilungen sind Werte, die kleiner sind als der Mittelwert, häufiger zu beobachten, sodass sich der Median links des Mittelwerts befindet; der rechte Teil des Graphs ist flacher als der linke. Gilt $S = 0$, ist die Verteilung **symmetrisch**.

Die Variable *sales* (Umsatz) weist die grösste Schiefe auf (Rechtsschiefe). Beim Umsatz sind nur positive Werte möglich!

Rechtsschiefe Verteilungen ergeben sich häufig bei finanziellen Kennzeichen, weil diese oft eine natürliche Beschränkung nach unten, aber nicht nach oben aufweisen: Die Variablen *sales* (Umsatz) und *salary* (Gehalt) können nur positive Werte annehmen. Für die Variable *profits* (Reingewinn) gibt es nur 9 Beobachtungen mit negativen Werten, welche auch nach unten begrenzt sind.

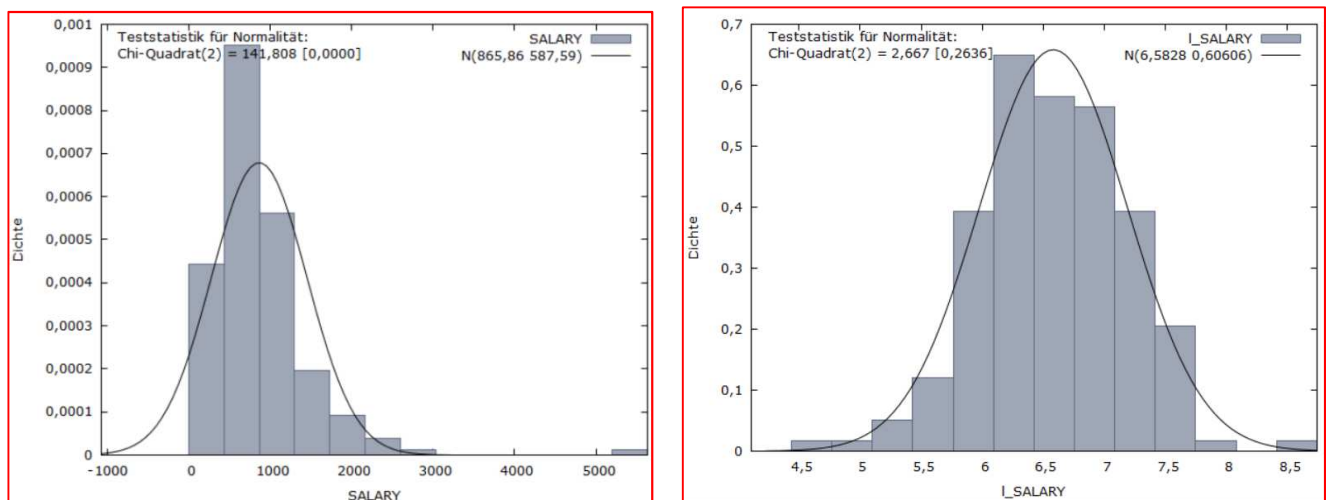
5. Vergleichen Sie die Schiefen folgender Variablen-Paare:

salary - *l_salary*; *sales* - *l_sales* und *mktval* - *l_mktval*. Was stellen Sie fest?

<i>salary</i>	2.99	<i>sales</i>	4.17	<i>mktval</i>	3.88
<i>l_salary</i>	-0.11	<i>l_sales</i>	-0.1	<i>l_mktval</i>	0.85

Das Logarithmieren der Variablen führt zu einer substantziellen Reduktion der Schiefe. Diese Verteilungen werden symmetrischer.

6. Vergleichen Sie die Histogramme der Variablen *salary* und *l_salary*. Was beobachten Sie?



Durch das Logarithmieren hat sich der X^2 -Wert (Chi-Quadrat) massiv reduziert → die Verteilung ist symmetrischer geworden.

7. Schätzen Sie ein Regressionsmodell, welches das jährliche CEO-Gehalt anhand des Unternehmensumsatzes (*sales*) und des Marktwertes (*mktval*) erklärt. Spezifizieren Sie hierzu das Modell so, dass Sie für beide erklärenden Variablen **konstante Elastizitäten** schätzen.

Modell 1: $\ln(\text{salary}) = \beta_1 + \beta_2 \ln(\text{sales}) + \beta_3 \ln(\text{mktval}) + u$

	Koeffizient	Std.-fehler	t-Quotient	p-Wert
const	4,62092	0,254408	18,16	4,95e-042 ***
l_SALES	0,162128	0,0396703	4,087	6,67e-05 ***
l_MKTVAL	0,106708	0,0501240	2,129	0,0347 **
Mittel d. abh. Var.	6,582848	Stdabw. d. abh. Var.	0,606059	
Summe d. quad. Res.	45,30965	Stdfehler d. Regress.	0,510294	
R-Quadrat	0,299114	Korrigiertes R-Quadrat	0,291057	
F(2, 174)	37,12853	P-Wert(F)	3,73e-14	
Log-Likelihood	-130,5594	Akaike-Kriterium	267,1188	
Schwarz-Kriterium	276,6472	Hannan-Quinn-Kriterium	270,9832	

8. Interpretieren Sie die geschätzten Regressionskoeffizienten. Für das Interzept bilden Sie dazu e^{b_1} . In welcher Einheit ist die Variable *salary* angegeben?

b_1 ist der (geschätzte) zu erwartende Wert von $\ln(\text{salary})$, wenn alle anderen erklärenden Variablen null sind. Sie sind hier null, wenn $\ln(\text{sales}) = 0$ und $\ln(\text{mktval}) = 0$ ist, d.h. wenn $\text{sales} = 1 \rightarrow \1 Mio. und $\text{mktval} = 1 \rightarrow \1 Mio.

$b_1 = 4.62$: Das zu erwartende $\ln(\text{salary})$ eines Unternehmens mit \$1. Mio. Umsatz und einer Börsenkapitalisierung von \$1 Mio. liegt bei 4.62.

$e^{b_1} = 101.49 \approx 100$ ist dann (ungefähr) das zu erwartende CEO-Gehalt bei einem solchen Unternehmen. (Das stimmt nicht ganz, da i.A. $E[\log Y] \neq \log(E[Y])$ und $\exp(E[X]) \neq E[\exp(X)]$).

Interpretation: Das CEO-Gehalt eines Unternehmens mit \$1 Mio. Jahresumsatz und einem Marktwert von \$1 Mio. liegt bei ca. \$100'000.

Hinweis: Wie immer ist die Interpretation des Interzeptes nicht sinnvoll!

$b_2 = 0.16$: Mit einer Umsatzerhöhung von 1% ist eine durchschnittliche Erhöhung des CEO-Gehaltes um ca. 0.16% zu erwarten, *ceteris paribus*.

$b_3 = 0.11$: Eine Erhöhung des Unternehmensmarktwertes (Börsenkapitalisierung) um 1% bewirkt eine durchschnittliche Erhöhung des CEO-Gehaltes um ca. 0.11%, *ceteris paribus*.

9. Fügen Sie nun die Variable *profits* hinzu und schätzen Sie das neue Modell. Warum kann diese Variable nicht in logarithmierter Form eingefügt werden?

Modell 2: $\ln(\text{salary}) = \beta_1 + \beta_2 \ln(\text{sales}) + \beta_3 \ln(\text{mktval}) + \beta_4 \text{profits} + u$

Abhängige Variable: l_SALARY				
	Koeffizient	Std.-fehler	t-Quotient	p-Wert
const	4,68692	0,379729	12,34	1,65e-025 ***
l_SALES	0,161368	0,0399101	4,043	7,92e-05 ***
l_MKTVAL	0,0975286	0,0636886	1,531	0,1275
PROFITS	3,56601e-05	0,000151960	0,2347	0,8147
Mittel d. abh. Var.	6,582848	Stdabw. d. abh. Var.	0,606059	
Summe d. quad. Res.	45,29524	Stdfehler d. Regress.	0,511686	
R-Quadrat	0,299337	Korrigiertes R-Quadrat	0,287186	
F(3, 173)	24,63629	P-Wert (F)	2,53e-13	
Log-Likelihood	-130,5312	Akaike-Kriterium	269,0625	
Schwarz-Kriterium	281,7671	Hannan-Quinn-Kriterium	274,2150	
Abgesehen von Konstante war p-Wert am höchsten für Variable 7 (PROFITS)				

Weil die Variable *profits* auch negative Werte annimmt (d.h. es gibt Unternehmen in der Stichprobe, die einen Verlust im betreffenden Jahr angeben), ist eine Logarithmierung nicht möglich. Der Logarithmus eines negativen Wertes ist nicht definiert!

10. Sind die Koeffizienten individuell signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau?

Nur das Interzept und der Koeffizient von $\ln(\text{sales})$ sind individuell signifikant.

Die erklärenden Variablen *mktval* und *profits* sind nicht signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau \rightarrow keine Sternchen oder p-Werte $> 5\% \rightarrow H_0$ kann nicht verworfen werden.

11. Beurteilen Sie die Anpassungsgüte dieses Modells. Interpretieren Sie konkret den R^2 -Wert?

Interpretation: 30% der Varianz der logarithmierten CEO-Gehälter in der Stichprobe sind durch die drei Performance-Zahlen (*sales*, *mkval* und *profits*) erklärt.

Andere Erklärungsvariablen wurden wahrscheinlich ausgelassen, da nur ein Teil der Varianz durch diese drei Performance-Masse erklärt wird.

Der zusätzliche Erklärungsgehalt von *profits* gegenüber den anderen erklärenden Variablen ist sehr gering, da sich R^2 kaum verändert hat.

Betrachtet werden sollte aber ohnehin der Wert von R^2 für ein Modell bezogen auf $\text{salary} = \exp(\ln(\text{salary}))$. Dieser Wert kann aus der Korrelationsmatrix abgeleitet werden:
 $\rho(\text{salary}, \exp_yhat2) = 0.47222030$

$R^2 = \rho^2 = 0.223 \rightarrow$ die erklärte Varianz des CEO-Gehaltes (*salary*) durch das Modell 2 beträgt nur 22.3%!

12. Vergleichen Sie die adjustierten R^2 (Modelle 1 und 2)? Was würde dadurch nahegelegt werden?

Das korrigierte R^2 reduziert sich von 0.2910 auf 0.2871. Zudem ist die Variable *profits* nicht statistisch signifikant \rightarrow Das legt nahe, die Variable *profits* nicht in die Regression aufzunehmen.

13. Interpretieren Sie den geschätzten Koeffizienten von *profits*.

Interpretation als Semi-Elastizität: Mit einer Gewinnerhöhung um \$1 Mio. (=1 Einheit) steigt das durchschnittliche CEO-Gehalt um $3.566 \cdot 10^{-5} \times 100 = 0.356\%$, *ceteris paribus*.

Hinweis: Dieser Koeffizient ist nicht statistisch signifikant verschieden von null. Es ist also gut möglich, dass der wahre Wert null oder sogar kleiner als null ist. Die vorstehende Interpretation ist also mit Vorsicht zu genießen.

14. Warum könnte es dennoch Sinn machen, beide Variablen *mkval* und *profits* in die Regression aufzunehmen?

– **Kontrollvariablen-Aspekt** (Bereinigungsaspekt): Falls Sie den Effekt von *profits* analysieren wollen, sollten Sie die Börsenkapitalisierung (*mkval*) kontrollieren, d.h. es soll der vom Effekt von *mkval* bereinigte Effekt von *profits* auf \ln_salary ermittelt werden.

– **Omitted-Variable Aspekt**: Sie wollen den Effekt von *mkval* analysieren, befürchten aber, dass in der Regression ohne *profits* im Koeffizienten von *mkval* eigentlich den indirekten Effekt der Variable *profits* vorhanden ist. Denn die *profits* sind einerseits mit *mkval* stark positiv korreliert ($\rho = 0.92$), haben jedoch andererseits für sich genommen einen positiven Effekt auf die Variable *salary* (Gehalt).

– **Variablengruppe-Aspekt**: Sie betrachten die beiden Variablen *mkval* und *profits* als Variablengruppe, die für "kapitalmarktorientierte Performance-Masse" steht. Beide Variablen messen zwar Ähnliches, aber jede für sich genommen hebt doch andere Aspekte hervor: Die Börsenkapitalisierung ist zukunftsorientiert und hängt sehr stark vom antizipierten zukünftigen Wachstumspotenzial des Unternehmens ab. Der Reingewinn hingegen ist vergangenheitsorientiert und spiegelt die kurzfristige vergangene Entwicklung des Unternehmens wieder.

15. Ermitteln Sie die Korrelation zwischen \ln_sales und *profits*. Regressieren Sie dazu *profits* auf \ln_sales . Kontrollieren Sie Ihr Ergebnis anschliessend mit der Korrelationsmatrix in gretl.

gretl Hauptfenster: Ansicht / Korrelationsmatrix

Erläutern Sie damit die Konsequenzen der Hinzunahme von *profits* in Bezug auf Koeffizienten, Standardfehler und t-Statistik.

$$\rho(l_sales, profits) = 0.6063$$

Die **Korrelationsmatrix** zwischen den verschiedenen Variablen
 gretl Hauptfenster: Ansicht/ Korrelationsmatrix

PROFITS	1 SALES	SALES	1_MKTVAL	
1,0000	0,6063	0,7983	0,7769	PROFITS
	1,0000	0,7177	0,7359	1_SALES
		1,0000	0,6781	SALES
			1,0000	1_MKTVAL

Ansicht	Hinzufügen	Stichprobe
Symbolansicht		
Plote spezifizierte Variablen		
Mehrfache Graphen		
Grundlegende Statistiken		
Korrelationsmatrix		

Regressionsergebnis

Abhängige Variable: PROFITS				
	Koeffizient	Std.-fehler	t-Quotient	p-Wert
const	-1030,43	125,133	-8,235	4,03e-014 ***
1_SALES	171,242	16,9771	10,09	3,78e-019 ***
Mittel d. abh. Var.	207,8305	Stdabw. d. abh. Var.	404,4543	
Summe d. quad. Res.	18206087	Stdfehler d. Regress.	322,5442	
R-Quadrat	0,367639	Korrigiertes R-Quadrat	0,364026	

$$\text{Korrelation (in der Stichprobe): } \hat{\rho} = \sqrt{R^2} = \sqrt{0.367} = 0.606$$

Hinweis: Dieser Schritt ist nicht notwendig, da diese Korrelation direkt von gretl berechnet wird (Korrelationsmatrix). Diese Frage sollte das Verständnis erhöhen, dass R^2 dem quadrierten Korrelationskoeffizienten in einer Einfachregression entspricht.

Die zu vergleichende Werte:

Modell	Koeff. b_2	se(b_2)	t-Wert
1	0.162	0.0396	4.087
2	0.161	0.0399	4.043

Ergebnis der Hilfsregression.

Abhängige Variable: PROFITS				
	Koeffizient	Std.-fehler	t-Quotient	p-Wert
const	-1851,00	127,265	-14,54	7,06e-032
1_MKTVAL	257,414	25,0740	10,27	1,25e-019
1_SALES	21,3137	19,8447	1,074	0,2843
Mittel d. abh. Var.	207,8305	Stdabw. d. abh. Var.	404,4	
Summe d. quad. Res.	11338316	Stdfehler d. Regress.	255,2	
R-Quadrat	0,606181	Korrigiertes R-Quadrat	0,601	

Die Hinzunahme von *profits* hat den Koeffizienten b_2 leicht reduziert, da die Variable *profits* kontrolliert wurde. Der Koeffizient b_2 im Modell 1 (unterspezifiziertes Modell) wurde leicht überschätzt. Die Werte für $se(b_2)$ und t-Wert haben sich kaum geändert. Dieses Ergebnis ist darauf zurückzuführen, dass die erklärende Variable *l_sales* kaum einen Einfluss auf *profits* hat, wie aus der Hilfsregression ersichtlich ist.

16. Ermitteln Sie die Korrelation zwischen den Variablen *l_mktval* und *profits* mittels Regression. Sind diese Variablen stark korreliert? Was hat dies für Konsequenzen für die Koeffizienten, deren Standardfehler und t-Statistik?

$$\rho(l_mktval, profits) = 0.776 \text{ aus Korrelationsmatrix (Frage 15)}$$

Abhängige Variable: PROFITS				
	Koeffizient	Std.-fehler	t-Quotient	p-Wert
const	-1843,53	127,131	-14,50	8,31e-032 ***
l_MKTVAL	277,233	16,9842	16,32	5,34e-037 ***
Mittel d. abh. Var.	207,8305	Stdabw. d. abh. Var.	404,4543	
Summe d. quad. Res.	11413484	Stdfehler d. Regress.	255,3819	
R-Quadrat	0,603570	Korrigiertes R-Quadrat	0,601305	

$$\hat{\rho} = \sqrt{R^2} = \sqrt{0.6035} = 0.776$$

Die zu vergleichende Werte:

Modell	Koeff. b ₃	se(b ₂)	t-Wert
1	0.1067	0.0501	2.129
2	0.0975	0.0636	1.531

Bei Modell 1 ist die Variable *l_mktval* statistisch signifikant, beim Modell 2 nicht mehr, da die Variable *profits* kontrolliert wurde. Die Korrelation zwischen *l_mktval* und *profits* ist ziemlich hoch ($\rho = 0.78$) → Der Koeffizient von *l_mktval* im Modell 1 berücksichtigt auf indirekter Weise den Effekt von *profits* auf den CEO-Lohn. Der Koeffizient b₃ im Modell 1 (unterspezifiziertes Modell) wurde stark überschätzt. Der t-Quotient für die Variable *l_mktval* hat sich stark reduziert, da sich der Standardfehler erhöht hat (0.05 → 0.06).

Dieses Ergebnis ist darauf zurückzuführen, dass die erklärende Variable *l_sales* einen bedeutenden Einfluss auf *profits* hat, wie aus der Hilferession ersichtlich ist.

Man kann auch feststellen, dass je stärker die Korrelation ist, desto stärker ist die Überschätzung des Koeffizienten im unterspezifizierten Modell 1.

17. Fügen Sie nun die Variable *ceoten* (Anzahl Jahre als CEO im Unternehmen) hinzu und schätzen Sie das Modell 3: $\ln(\text{salary}) = \beta_1 + \beta_2 \ln(\text{sales}) + \beta_3 \ln(\text{mktval}) + \beta_4 \text{profits} + \beta_5 \text{ceoten} + u$

	Koeffizient	Std.-fehler	t-Quotient	p-Wert
const	4,55778	0,380255	11,99	1,88e-024 ***
l_SALES	0,162234	0,0394826	4,109	6,14e-05 ***
l_MKTVAL	0,101760	0,0630330	1,614	0,1083
PROFITS	2,90534e-05	0,000150355	0,1932	0,8470
CEOTEN	0,0116847	0,00534202	2,187	0,0301 **
Mittel d. abh. Var.	6,582848	Stdabw. d. abh. Var.	0,606059	
Summe d. quad. Res.	44,06940	Stdfehler d. Regress.	0,506179	
R-Quadrat	0,318299	Korrigiertes R-Quadrat	0,302445	
F(4, 172)	20,07749	P-Wert (F)	1,39e-13	
Log-Likelihood	-128,1031	Akaike-Kriterium	266,2063	
Schwarz-Kriterium	282,0870	Hannan-Quinn-Kriterium	272,6469	

Hinweis: Die Variable *ceoten* berücksichtigt nur die Anzahl Jahre als CEO im aktuellen Unternehmen und nicht die gesammelten Erfahrungsjahre als CEO auch bei anderen Unternehmungen.

18. Warum wurde die Variable *ceoten* nicht logarithmiert?

Die Variable *ceoten* ist in Jahren angegeben. Normalerweise werden Variablen in Jahren nicht logarithmiert.

19. Was ist der geschätzte prozentuale Gehaltszuwachs bei einem zusätzlichen Jahr als CEO im Unternehmen, *ceteris paribus*?

Mit einem zusätzlichen Erfahrungsjahr als CEO im Unternehmen ist eine Erhöhung des CEO-Gehaltes um ca. 1.2% ($=0.012 \times 100$) zu erwarten.

20. Wie hat sich das adjustierte Bestimmtheitsmass gegenüber Modell 2 geändert?

Das adjustierte R^2 hat sich auf 0.302 erhöht, was nahe legt, dass diese Variable einen bedeutenden Erklärungsbeitrag zum CEO-Gehalt liefert.

21. Fügen Sie auch die Variable *ceoten*² hinzu und schätzen Sie das Modell 4.

$$\ln(\text{salary}) = \beta_1 + \beta_2 \ln(\text{sales}) + \beta_3 \ln(\text{mktval}) + \beta_4 \text{profits} + \beta_5 \text{ceoten} + \beta_6 \text{ceoten}^2 + u$$

Abhängige Variable: l_SALARY					
	Koeffizient	Std.-fehler	t-Quotient	p-Wert	
const	4,44139	0,377098	11,78	7,94e-024	***
l_SALES	0,163797	0,0388714	4,214	4,06e-05	***
l_MKTVAL	0,0983764	0,0620637	1,585	0,1148	
PROFITS	3,94073e-05	0,000148065	0,2661	0,7904	
CEOTEN	0,0451848	0,0141575	3,192	0,0017	***
CEOTEN2	-0,00121367	0,000476212	-2,549	0,0117	**
Mittel d. abh. Var.	6,582848	Stdabw. d. abh. Var.	0,606059		
Summe d. quad. Res.	42,45672	Stdfehler d. Regress.	0,498282		
R-Quadrat	0,343245	Korrigiertes R-Quadrat	0,324042		
F(5, 171)	17,87422	P-Wert(F)	3,09e-14		
Log-Likelihood	-124,8038	Akaike-Kriterium	261,6076		
Schwarz-Kriterium	280,6645	Hannan-Quinn-Kriterium	269,3364		

Wie hat sich das adjustierte Bestimmtheitsmass gegenüber Modell 3 geändert?

Änderung \bar{R}^2 : 0.302 → 0.324

22. Erklären Sie im Allgemeinen, warum **quadrierte Variablen** in die Regression aufgenommen werden.

Quadrierte Variablen werden berücksichtigt, um den ab- oder zunehmenden Grenzeffekt dieser Variablen zu quantifizieren und zu analysieren.

23. Liegt gemäss Regression ein ab- oder ein zunehmender **Grenzeffekt** der Anzahl Jahre als CEO auf das CEO-Gehalt vor?

*Hinweis: Der **Grenzeffekt** der Erfahrungsjahre als CEO im Unternehmen bezeichnet die Änderung des CEO-Gehaltes, die durch eine Einheitserhöhung (= + 1 Jahr als CEO im Unternehmen) hervorgerufen wird. Der Grenzeffekt ist **abnehmend**, wenn ein zusätzliches Jahr als CEO im Unternehmen immer kleinere Gehaltsteigerungen hervorruft.*

$$\frac{\partial \ln(\text{salary})}{\partial \text{ceoten}} = b_5 + 2b_6 \text{ceoten} = 0.0451 - 0.0024 \text{ceoten}$$

$b_6 = -0.0012 < 0 \Rightarrow$ Es wird ein abnehmender Grenzeffekt von *ceoten* geschätzt

24. Ist der **Grenzeffekt** bei wenigen Erfahrungsjahren als CEO im Unternehmen positiv oder negativ?

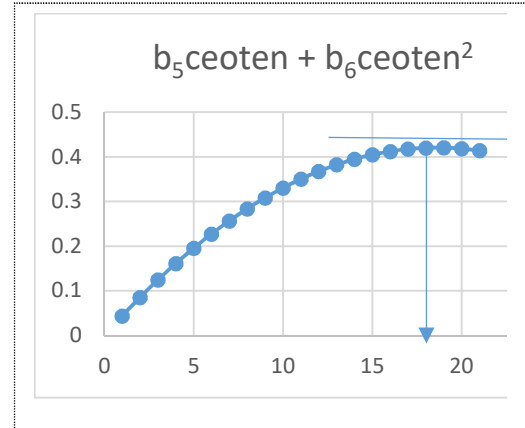
Positiver Grenzeffekt am Anfang.

25. Ab welcher Anzahl Jahre ist ein **negativer Einfluss** der Anzahl Jahre als CEO im Unternehmen auf das Gehalt zu erwarten?

$$\frac{\partial \ln(\text{salary})}{\partial \text{ceoten}} = b_5 + 2b_6 \text{ceoten} = 0 \Leftrightarrow \text{ceoten}^* = \frac{-b_5}{2b_6}$$

$$\text{Parabelscheitelpunkt} = \frac{-b_5}{2b_6} = \frac{0.045}{0.0024} = 18.6 \text{ Jahre}$$

Da die Parabel nach unten offen ist (konkave Funktion), befindet man sich bis zu ca 18 Erfahrungsjahren auf dem **steigenden Ast** der Parabel. Es wird also bei weniger Erfahrungsjahren ein **positiver Grenzeffekt** geschätzt, der allerdings mit wachsenden Erfahrungsjahren als CEO **abnimmt**, um ab etwa 19 Erfahrungsjahre sogar negativ zu werden.



Hinweis: Die dargestellte Parabel wurde manuell erstellt und nicht mit gretl.

26. Wie viele CEO's mit Erfahrungsjahren im Unternehmen oberhalb bzw. unterhalb des Parabelscheitelpunkts sind in der Stichprobe enthalten? Wie ist das Ergebnis bzgl. ceoten^2 daher zu interpretieren?

Es gibt 17 Personen mit Erfahrungsjahren von über 18.6, was einen Anteil von ca. **10% der Stichprobe** entspricht. Das Ergebnis des abnehmenden Grenzeffekts bei zunehmender Erfahrungsjahre kann ignoriert werden, weil der Effekt in den meisten Fällen positiv bleibt.

27. Schätzen Sie das CEO-Gehalt für einen Jahresumsatz von 5'000 (= \$5 Milliarden), $\text{mktval} = 10'000$ (= \$10 Milliarden), und $\text{ceoten} = 10$ Jahre und $\text{profits} = 0$. Nehmen Sie die Schätzung mit Modell 3 und Modell 4 vor und vergleichen Sie Ihre Ergebnisse.

Prognose für $\text{sales} = 5000$ (= 5Mrd) und $\text{mktval} = 10'000$ (=10 Mrd) und $\text{ceoten} = 10$

Gehaltsprognose anhand Modell 4:

$$\ln \text{salary} = 4.441 + 0.163 \ln(5000) + 0.0983 \ln(10'000) + 0.0451(10) - 0.00121(100) = 7.073$$

→ Gehalt = $\exp(7.073) = \$1'179.50 \times 1000 = \$1'179'000$ (je nach Rundung unterschiedliche Zahlen → Ergebnis runden → Scheingenauigkeit vermeiden)

Bessere Prognose unter Berücksichtigung des Standardfehlers der Regression $s_e = 0.498$

$$\text{Gehalt} = \exp(7.073) \times \exp(0.5 \times 0.498^2) = \text{ca. } \$1'335'000 \quad (\text{cf. Folie 16, Kap.4})$$

Die Berücksichtigung des Standardfehlers erhöht das prognostizierte CEO-Gehalt um ca. 13%

$$\text{Modell 3: } \ln \text{salary} = 4.557 + 0.16223 \ln(5000) + 0.10176 \ln(10'000) + 0.01168(10) = 6.993$$

$$\rightarrow \text{Gehalt} = \exp(6.993) = \$1'089.51 \times 1000 = \text{ca. } \$1'089'000$$

Bessere Prognose unter Berücksichtigung des Standardfehlers der Regression $s_e = 0.5061$

Gehalt = $\exp(6.993) \times \exp(0.5 \times 0.5061^2) = \text{ca. } \$1'238'000$ (cf. Folie 16, Kap.4)

Die Berücksichtigung des Standardfehlers erhöht das prognostizierte CEO-Gehalt um ca. 14%

28. Erklären Sie was die **Gewinnmarge** eines Unternehmens ist.

Die Gewinnmarge entspricht der Umsatzrentabilität.

Gewinnmarge (profit margin) = Reingewinn/ Umsatz

29. Kreieren Sie die neue Reihe *profmarg* für die Gewinnmarge (**profit margin**).

gretl Hauptfenster: Hinzufügen / Definiere neue Variable → *profmarg* = (*profits* / *sales*)

30. Schätzen Sie folgendes Modell und erklären Sie den Einfluss von *profmarg*:

Modell 5: $\ln(\text{salary}) = \beta_1 + \beta_2 \ln(\text{sales}) + \beta_3 \ln(\text{mktval}) + \beta_4 \text{profmarg} + \beta_5 \text{ceoten} + \beta_6 \text{ceoten}^2 + u$

	Koeffizient	Std.-fehler	t-Quotient	p-Wert	
const	4,36000	0,258187	16,89	2,83e-038	***
l_SALES	0,160095	0,0386903	4,138	5,49e-05	***
l_MKTVAL	0,115623	0,0489869	2,360	0,0194	**
PROFMARG	-0,286372	0,211123	-1,356	0,1768	
CEOTEN	0,0466231	0,0141262	3,300	0,0012	***
CEOTEN2	-0,00125158	0,000474572	-2,637	0,0091	***
Mittel d. abh. Var.	6,582848	Stdabw. d. abh. Var.	0,606059		
Summe d. quad. Res.	42,02217	Stdfehler d. Regress.	0,495725		
R-Quadrat	0,349967	Korrigiertes R-Quadrat	0,330960		
F(5, 171)	18,41272	P-Wert(F)	1,32e-14		
Log-Likelihood	-123,8933	Akaike-Kriterium	259,7867		
Schwarz-Kriterium	278,8436	Hannan-Quinn-Kriterium	267,5154		

Die erklärende Variable *profmarg* ist statistisch **nicht** signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau. Die Gewinnmarge spielt kaum eine Rolle zur Bestimmung des CEO-Gehaltes.

31. Interpretieren Sie die geschätzten Koeffizienten b_3 und b_4 . Sind diese Koeffizienten plausibel?

$b_3 = 0.115$: Eine Erhöhung des Unternehmensmarktwertes (Börsenkapitalisierung) um 1% führt im Durchschnitt zu einem CEO-Gehaltsanstieg von 0.11%, ceteris paribus.

Dieser Koeffizient scheint plausibel zu sein: Je grösser die Börsenkapitalisierung, desto höher das CEO-Gehalt.

$b_4 = -0.286$: Eine Erhöhung der Gewinnmarge um 1% (z.B. von 6% auf 7% = 1 Prozentpunkt) bewirkt eine durchschnittliche Reduktion des CEO-Gehaltes um $1\% \times 0.226 = 0.226\%$ zu erwarten, ceteris paribus. Dieses Ergebnis scheint kontraintuitiv zu sein. Theoretisch sollte eine Erhöhung der Gewinnmarge zu einem Gehaltsanstieg führen, da die Profitabilität des Unternehmens gestiegen ist.

32. Fügen Sie nun die Variable *comten* hinzu und schätzen Sie das Modell 6

$\ln(\text{salary}) = \beta_1 + \beta_2 \ln(\text{sales}) + \beta_3 \ln(\text{mktval}) + \beta_4 \text{profmarg} + \beta_5 \text{ceoten} + \beta_6 \text{ceoten}^2 + \beta_7 \text{comten} + u$

Abhängige Variable: l_SALARY

	Koeffizient	Std.-fehler	t-Quotient	p-Wert
const	4,43833	0,255871	17,35	1,87e-039 ***
l_SALES	0,186619	0,0394430	4,731	4,67e-06 ***
l_MKTVAL	0,101259	0,0485248	2,087	0,0384 **
PROFMARG	-0,256080	0,208074	-1,231	0,2201
CEOTEN	0,0482259	0,0139139	3,466	0,0007 ***
CEOTEN2	-0,00114052	0,000468963	-2,432	0,0161 **
COMTEN	-0,00849758	0,00330443	-2,572	0,0110 **
Mittel d. abh. Var.	6,582848	Stdabw. d. abh. Var.	0,606059	
Summe d. quad. Res.	40,44872	Stdfehler d. Regress.	0,487784	
R-Quadrat	0,374306	Korrigiertes R-Quadrat	0,352223	
F(6, 170)	16,94975	P-Wert (F)	2,67e-15	
Log-Likelihood	-120,5160	Akaike-Kriterium	255,0319	
Schwarz-Kriterium	277,2650	Hannan-Quinn-Kriterium	264,0488	

- i. Wie hat sich das adjustierte Bestimmtheitsmass gegenüber Modell 5 geändert?

Vergleich 5 und 6: Das adjustierte R^2 hat sich erhöht von 0.331 auf 0.35. Das legt nahe, dass die Variable *comten* einen bedeutenden Erklärungsbeitrag leistet.

- ii. Interpretieren Sie den geschätzten Koeffizienten b_{comten} .

Ein Zusatzjahr Firmenzugehörigkeit reduziert das CEO-Gehalt um 0.8% ($=0.008 \times 100\%$), ceteris paribus.

- iii. Wie erklären Sie das negative Vorzeichen für b_{comten} ?

Eine längere Firmenzugehörigkeit reduziert die Wahrscheinlichkeit, dass diese Person von anderen Unternehmungen abgeworben wurde. In der Regel werden CEOs, die von konkurrierenden Unternehmen abgeworben wurden, höhere Löhne ausbezahlt, als solche, die innerhalb des Unternehmens zum CEO befördert wurden.

33. Schätzen Sie folgendes Modell 7:

$$\ln(\text{salary}) = \beta_1 + \beta_2 \ln(\text{sales}) + \beta_3 \ln(\text{mktval}) + \beta_4 \text{promarg} + \beta_5 \text{ceoten} + \beta_6 \text{ceoten}^2 + \beta_7 \text{comten} + \beta_8 \text{comten}^2 + u$$

Abhängige Variable: l_SALARY

	Koeffizient	Std.-fehler	t-Quotient	p-Wert
const	4,42371	0,265604	16,66	1,75e-037 ***
l_SALES	0,185673	0,0398024	4,665	6,25e-06 ***
l_MKTVAL	0,101761	0,0487185	2,089	0,0382 **
PROFMARG	-0,257494	0,208766	-1,233	0,2191
CEOTEN	0,0477163	0,0141565	3,371	0,0009 ***
CEOTEN2	-0,00111861	0,000481383	-2,324	0,0213 **
COMTEN	-0,00606329	0,0118921	-0,5099	0,6108
COMTEN2	-5,38888e-05	0,000252832	-0,2131	0,8315
Mittel d. abh. Var.	6,582848	Stdabw. d. abh. Var.	0,606059	
Summe d. quad. Res.	40,43785	Stdfehler d. Regress.	0,489160	
R-Quadrat	0,374475	Korrigiertes R-Quadrat	0,348565	
F(7, 169)	14,45327	P-Wert (F)	1,14e-14	
Log-Likelihood	-120,4922	Akaike-Kriterium	256,9844	
Schwarz-Kriterium	282,3935	Hannan-Quinn-Kriterium	267,2893	

Ergibt es einen Sinn, die Variable *comten*² in die Regression aufzunehmen?

Da der Koeffizient von *comten* schon negativ ist, ergibt es wenig Sinn, die quadrierte Variable aufzunehmen, um den ab- oder zunehmenden Grenzeffekt der Firmenzugehörigkeit zu erfassen.

34. Welche Koeffizienten in Modell 7 sind **individuell** statistisch nicht signifikant?

profmarg, *comten* und *comten*² sind auf dem 5%-Niveau statistisch **nicht** signifikant.

35. Sind die Koeffizienten b_4 , b_7 und b_8 **gemeinsam** signifikant? Führen Sie einen F-Test durch.

gretl Output-Fenster: Tests / Variable weglassen

Nullhypothese: Die Regressionskoeffizienten sind Null für die Variablen PROFMARG, COMTEN, COMTEN2				
Teststatistik: $F(3, 169) = 2,83696$, p-Wert 0,0396991				
Das Weglassen von Variablen verbesserte 2 von 3 Informationskriterien.				
Modell 5: KQ, benutze die Beobachtungen 1-177				
Abhängige Variable: l_SALARY				
	Koeffizient	Std.-fehler	t-Quotient	p-Wert
const	4,36855	0,258740	16,88	2,41e-038 ***
l_SALES	0,164633	0,0386393	4,261	3,35e-05 ***
l_MKTVAL	0,108529	0,0488257	2,223	0,0275 **
CEOTEN	0,0451169	0,0141169	3,196	0,0017 ***
CEOTEN2	-0,00121019	0,000474745	-2,549	0,0117 **
Mittel d. abh. Var.	6,582848	Stdabw. d. abh. Var.	0,606059	
Summe d. quad. Res.	42,47431	Stdfehler d. Regress.	0,496934	
R-Quadrat	0,342973	Korrigiertes R-Quadrat	0,327693	
F(4, 172)	22,44632	P-Wert(F)	6,26e-15	
Log-Likelihood	-124,8405	Akaike-Kriterium	259,6809	
Schwarz-Kriterium	275,5617	Hannan-Quinn-Kriterium	266,1215	

$H_0: b_4 = b_7 = b_8 = 0$

p-Wert = 3.96% < $\alpha = 5\%$ → H_0 verwerfen

Diese Variablen leisten gemeinsam einen Erklärungsbeitrag. Mindestens eine Variable ist von null verschieden!

36. Sind die Koeffizienten b_7 und b_8 **gemeinsam** signifikant? Führen Sie einen F-Test durch.

Nullhypothese: Die Regressionskoeffizienten sind Null für die Variablen COMTEN, COMTEN2				
Teststatistik: $F(2, 169) = 3,31064$, p-Wert 0,0388741				
Das Weglassen von Variablen verbesserte 1 von 3 Informationskriterien.				
Modell 16: KQ, benutze die Beobachtungen 1-177				
Abhängige Variable: l_SALARY				
	Koeffizient	Std.-fehler	t-Quotient	p-Wert
const	4,36000	0,258187	16,89	2,83e-038 ***
l_SALES	0,160095	0,0386903	4,138	5,49e-05 ***
l_MKTVAL	0,115623	0,0489869	2,360	0,0194 **
PROFMARG	-0,286372	0,211123	-1,356	0,1768
CEOTEN	0,0466231	0,0141262	3,300	0,0012 ***
CEOTEN2	-0,00125158	0,000474572	-2,637	0,0091 ***
Mittel d. abh. Var.	6,582848	Stdabw. d. abh. Var.	0,606059	
Summe d. quad. Res.	42,02217	Stdfehler d. Regress.	0,495725	
R-Quadrat	0,349967	Korrigiertes R-Quadrat	0,330960	

$H_0: b_7 = b_8 = 0$

p-Wert = 3.8% < $\alpha = 5\%$ → H_0 verwerfen

Diese Variablen (*comten*, *comten*²) leisten gemeinsam einen Erklärungsbeitrag. Mindestens eine Variable ist von null verschieden!

37. Welches Regressionsmodell würden Sie vorziehen? Begründen Sie Ihre Antwort.

Auflistung der Regressionsmodelle:

Modell 1: $\ln(\text{salary}) = 4.621 + 0.162 \ln(\text{sales}) + 0.107 \ln(\text{mktval})$

Modell 2: $\ln(\text{salary}) = 4.687 + 0.161 \ln(\text{sales}) + 0.0975 \ln(\text{mktval}) + 0.0000357 \text{profits}$

Modell 3: $\ln(\text{salary}) = 4.558 + 0.162 \ln(\text{sales}) + 0.1018 \ln(\text{mktval}) + 0.000029 \text{profits} + 0.0117 \text{ceoten}$

Modell 4: $\ln(\text{salary}) = 4.441 + 0.164 \ln(\text{sales}) + 0.0984 \ln(\text{mktval}) + 0.000039 \text{profits} + 0.0452 \text{ceoten} - 0.00121 \text{ceoten}^2$

Modell 5: $\ln(\text{salary}) = 4.36 + 0.160 \ln(\text{sales}) + 0.115 \ln(\text{mktval}) - 0.286 \text{profmarg} + 0.046 \text{ceoten} - 0.00124 \text{ceoten}^2$

Modell 6: $\ln(\text{salary}) = 4.438 + 0.187 \ln(\text{sales}) + 0.1013 \ln(\text{mktval}) - 0.256 \text{profmarg} + 0.048 \text{ceoten} - 0.00114 \text{ceoten}^2 - 0.008498 \text{comten}$

Modell 7: $\ln(\text{salary}) = 4.424 + 0.186 \ln(\text{sales}) + 0.1018 \ln(\text{mktval}) - 0.257 \text{profmarg} + 0.0477 \text{ceoten} - 0.00112 \text{ceoten}^2 - 0.006063 \text{comten} - 0.000054 \text{comten}^2$

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 7
# Regressor	3	4	5	6	6	7	8
adj. R ²	0.291	0.2872	0.302	0.324	0.33	0.3522	0.3486
Akaike	267.12	269.06	266.21	261.61	259.78	255.03	256.98
SIC	276.65	281.76	282.09	280.66	278.84	277.26	282.39

Modell 6 weist das höchste adjustierte R² und das kleinste Akaike-Informationskriterium auf.
→ Modell 6 ist vorzuziehen.

Alle Koeffizienten ausser *profmarg* sind individuell statistisch signifikant. Es ist dennoch sinnvoll eine Rentabilitätskennzahl wie die Gewinnmarge aufzunehmen, wegen dem sogenannten Omitted-Variable- und Kontrollaspekt (cf. Frage 14).