Ökonometrie: Zusammenfassung

Korrelationsmatrix zwischen RP der Firmen inklusive Markt

Der Korrelationskoeffizient ist ein Maß für die lineare Abhängigkeit von X und Y, denn es gilt:
Alle Punkte (X,Y) liegen genau dann mit der Wahrscheinlichkeit 1 auf einer Geraden, wenn $\rho_{xy} = 1$ ist.

So kann man auch aus dieser Matrix abschätzen welche Abhängigkeit einer Firma zum Markt hat.

Z.B.: CONED hängt nicht sehr stark vom Markt ab, diese Firma ist in der Elektrizitätsversorgung und nachdem Strom immer gebrauch wird ist diese Firma relativ zuverlässig und hängt nicht sehr stark von der Marktentwicklung ab. Im Gegensatz dazu DATGEN als Firma im Computerbereich tätig hängt schon viel stärker vom Markt ab was sich auch aus der Betrachtung des Unternehmensumfelds ergeben würde, da der Computermarkt immer größeren Schwankungen unterliegt und so eher als riskant einzuschätzen ist. All dies sind natürlich „nur“ intuitiv getroffene Interpretationen unterstützt durch die Aussagekräftigkeit des Korrelationskoeffizienten.

Verwenden Sie $\rho_{jm} = \beta_j (\sigma_m / \sigma_j)$ um die beta Werte zu berechnen

ρ_{jm} ....Korrelationskoeffizient zwischen Firma j und Markt

β_j ....Beta der Firma

σ_m, σ_j ......Standardabweichung Markt bzw. Firma j

Schätzen Sie alpha und beta für beide Firmen mit OLS

Regression DATGEN 01.78-12.82 mit Excel ADDIN

Regressions-Statistik	
Multipler Korrelationskoeffizient	**0,577700706**
Bestimmtheitsmaß	**0,333738105**
Adjustiertes Bestimmtheitsmaß	0,322250831
Standardfehler	0,110067816
Beobachtungen	60

ANOVA

	Freiheitsgrade (df)	*Quadratsum (SS)*	*Mitt Quadratsu (MS)*	*Prüfgröße (F)*	*F krit*
Regression	1	0,3519731	0,352	29,05285	1,3456E-06
Residue	58	**0,7026656**	0,0121		
Gesamt	59	1,0546387			

	Koeffizienten	*Standardfehler*	*t-Statistik*	*P-Wert*	*Untere 95%*	*Obere 95%*
Schnittpunkt	**-0,01497957**	0,0143625	-1,043	0,301292	-0,043729134	0,01377
MARKET	**1,005617088**	0,1865685	5,3901	1,35E-06	**0,632160011**	**1,379074**

Oder durch die Formeln

$$\boxed{a = \bar{y} - b * \bar{x}}$$

$$\boxed{b = \frac{S_{yx}}{S_{xx}}}$$

$\bar{x}$ …empirischer Mittelwert von X

$\bar{y}$ …empirischer Mittelwert von Y

S_{yx} ..empirische Kovarianz zwischen Y und X

S_{xx} ..empirische Varianz von X

Das Verfahren das wir hier zur Anwendung bringen nennt sich lineare Regression. Wir ermitteln mit den oben genannten Formeln die Schätzer für die Modellparameter α und β mit denen man die Regressionsgerade $\hat{Y} = a + bX$ erstellen kann. Als Güte für die Schätzung verwenden wir die Summe der Abweichungsquadrate aus denen man durch ableiten die oben genannten Formeln erhält.

Testen Sie ob alpha signifikant von 0 verschieden ist

Bsp: GENMIL 78-82: t-Test

Nullhypothese H0: Signifikanzniveau: 95% $\gamma =$ 5%

Alternativhypothese H1:

Schätzer für die Standardabweichungen von a:

$$s_a = s\sqrt{\frac{S_{xx} + \bar{x}^2}{TS_{xx}}}$$

$s_a =$ 0,00783903

Schätzer für die Varianz der Residuen:

$$s^2 = \frac{\sum \hat{u}^2}{T-2}$$

$s^2 =$ 0,00361028

s = 0,06008559

Test Statistik: $t = \frac{a}{s_a}$

t = 0,54120036

$t_{T-2;1-\gamma/2} =$ 2,002

Aus t < 2,002 folgt, dass a nicht signifikant von 0 verschieden ist. Die Daten sind mit der Annahme a = 0 kompatibel

Bei DATGEN bekommen wir dasselbe Ergebnis, nämlich das a nicht signifikant von 0 verschieden ist.

Dieses Ergebnis benötigen wir um weiter „effizient" mit dem CAPM arbeiten zu können da dies eine Vorraussetzung für das CAPM ist.
Die Konstante (alpha) ist im CAPM nicht berücksichtig und daher null.

95% Konfidenzintervall für beta,
Testen ob beta signifikant von 1 verschieden ist

Testen mit Konfidenzintervall

Bsp: GENMIL, KI

Schätzer für die Standardabweichung von b:

$$s_b = \frac{s}{\sqrt{TS_{xx}}} \qquad s_b = 0{,}1009947$$

Konfidenzintervall für beta:

$$\beta : [b - s_b t_{T-2;1-\gamma/2}, b + s_b t_{T-2;1-\gamma/2}]$$

[-0,1167 ; 0,2770]

b=1 liegt nicht im Konfidenzintervall also muss man die Nullhypothese beta = 1 verwerfen.

Man kann dies jedoch nun auch mit einem t-Test testen:

Bsp: DATGEN 78-82:

Nullhypothese H0: $\beta = 1$

$$s_b = 0{,}18500716$$

$$t = \frac{b-1}{s_b} = 0{,}03036146$$

Aus t < 2,002 folgt, dass b nicht signifikant von 1 verschieden ist. Die Daten sind mit der Annahme b = 1 kompatibel.

Die Ergebnisse dieser Tests decken sich mit meinen Annahmen das DATGEN eher als riskant und GENMIL als zuverlässig einzuschätzen ist, da bei DATGEN das beta nicht signifikant von 1 verschieden ist hängt diese Firma sehr stark vom Markt ab. Bei GENMIL sehen wir den anderen Extremfall hier ist das beta nicht signifikant von 0 verschieden (dies ist nicht durch den obigen Test ersichtlich, ich habe dies jedoch mit Excel getestet) und somit ist die Unternehmung sehr unabhängig vom Markt.

Anteil des systematischen Risikos:

GENMIL 01.78-12.82

$$R^2 = 0{,}01594633$$

Anteil des systematischen Risikos bei GENMIL beträgt rund 1.59563 %

DATGEN 01.78-12.82

$$R^2 = 0{,}33373811$$

Anteil des systematischen Risikos bei GENMIL beträgt rund 33.37381054 %

Das Ergebnis von DATGEN deckt sich mit der Aussage des Erfinders des Models, W.Sharpe, dass der Markt etwa 30% des Risikos für eine typische Firma erklärt.

Das Ergebnis von GENMIL lässt uns (auch bei der Betrachtung des Prognose-Realisationsdiagramms) langsam aber sicher an der Adäquatheit des Models für GENMIL zweifeln.

Bestimmtheitsmaß

$$R^2 = \frac{S_{\hat{y}\hat{y}}}{S_{yy}} = \frac{S_{yy} - S_{\hat{u}\hat{u}}}{S_{yy}} = 1 - \frac{S_{\hat{u}\hat{u}}}{S_{yy}}$$ ….Bestimmtheitsmaß

$$R = \frac{S_{yx}}{\sqrt{S_{yy}S_{xx}}}$$ ….empirische Korrelation

Bestimmtheitsmaß:	klein bzw. R nahe bei 0 -> schlechte Erklärung groß bzw. R nahe bei -1 oder 1 -> gute Erklärung
R:	>0 dann gibt es einen positiven Zusammenhang zwischen Y und X -> Y steigt -> X steigt <0 dann gibt es einen negativen Zusammenhang zwischen Y und X -> Y steigt -> X sinkt

Beta-Wert für Gold, Konfidenzintervall

	Mittelwert	Varianz	Stdabw.
MARKET	0,00967525	0,0040748	0,0638342
GOLD	0,002746167	0,00592196	0,07695425

alpha	0,000695453
beta	0,211954561

	Quadratsumme	Varianz	Stdabw.
Residuen	0,682928815	0,00578753	0,07607583

Bestimmtheistmaß	0,030911998
multipler Korrelationskoeff.	0,175818081

Konfidenzintervall für beta:

$$\beta : [b - s_b t_{T-2;1-\gamma/2}, b + s_b t_{T-2;1-\gamma/2}]$$

[-0,00438915 ; 0,42829827]

Test der Stabilität von Beta über die Stichproben

Ich teste die Stabilität von beta mit dem Chow Test, da dieser mir praktischerweise auch noch die Stabilität von alpha mittestet

Nullhyptohese: $\alpha_1 = \alpha_2 ; \beta_1 = \beta_2$

$$CHOW,t = \frac{\frac{Q-(Q(1)+Q(2)}{2}}{\frac{Q(1)+Q(2)}{T-4}} \sim F_{(2,T-4)}$$

K…Anzahl der erklärenden Variablen = 2

Q(1)…Summe der Quadrate der Residuen aus der Regression für den Zweitraum t = 1,….T1. Analog dazu Q(2)

Q...die Summe der Residuen, wenn man eine Regression über den gesamten Zeitraum schätzt

Die Nullhypothese wird verworfen, wenn der Wert der Teststatistik größer ist als das (1 − α)-Quantil der F-Verteilung mit 2 Zähler- und T−4 Nennerfreiheitsgraden.

T	120	
Q	0,68292882	
Q(1)	0,15593871	76-79
Q(2)	0,46034387	80-85
0,95 F-Fraktile	~3	
t-Statistik	6,2722547	
Die Nullhypothese wird somit verworfen		

Dieser Test zeigt uns dass bei der vorhandenen Stichprobe die Parameter nicht über die zwei Teilstichproben stabil sind.

Test die zwei Firmen über die Teilstichproben ob die Parameter gleich sind

GENMIL:	
T	120
Q	0,463332457
Q(1)	0,209396127
Q(2)	0,221584349
0,95 F-Fraktile	~3
t-Statistik	4,353828079
Die Nullhypothese wird somit verworfen	

DATGEN:	
T	120
Q	1,347873913
Q(1)	0,702665602
Q(2)	0,635455853
0,95 F-Fraktile	~3
t-Statistik	0,422713928
Die Nullhypothese wird somit angenommen	

Test ob Firmen gleicher Industrien gleiche Parameter besitzen

Ich habe hier die Industrie Holz gewählt:

WEYER		**BOISE**	
Regressions-Statistik		Regressions-Statistik	
Multipler Korrelationskoeffizient	0,65924	Multipler Korrelationskoeffizient	0,65587002
Bestimmtheitsmaß	0,43459738	Bestimmtheitsmaß	0,43016548
Adjustiertes Bestimmtheitsmaß	0,42980584	Adjustiertes Bestimmtheitsmaß	0,42533637
Standardfehler	0,06448987	Standardfehler	0,07421178
Beobachtungen	120	Beobachtungen	120
ANOVA		ANOVA	
	Freiheitsgrade (df)		*Freiheitsgrade (df)*
Regression	1	Regression	1
Residue	118	Residue	118
Gesamt	119	Gesamt	119
	Koeffizienten		*Koeffizienten*
Schnittpunkt	**-0,00307551**	Schnittpunkt	**0,00314193**
X Variable 1	**0,82066091**	X Variable 1	**0,93588788**

Chow-Test:

Holz:	
T	240
Q	1,147320474
Q(1)	0,49075532
Q(2)	0,649871745
0,95 F-Fraktile	0,051304738
t-Statistik	0,692445695
Die Nullhypothese wird somit verworfen	

Test ob Parameter gleicher Industrie und der Teilstichproben gleich sind.

Nullhyptohese: $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 ; \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4$

$$CHOW = \frac{\dfrac{Q-(Q(1)+Q(2)+Q(3)+Q(4))}{4}}{\dfrac{Q(1)+Q(2)+Q(3)+Q(4)}{T-8}} \sim F_{(4,T-8)}$$

K…Anzahl der erklärenden Variablen = 4

Q(1)…Summe der Quadrate der Residuen aus der Regression für den Zweitraum t = 1,….T1. Analog dazu Q(2) Q(3) Q(4) Q(5)

Q...die Summe der Residuen, wenn man eine Regression über den gesamten Zeitraum schätzt

Die Nullhypothese wird verworfen, wenn der Wert der Teststatistik größer ist als das (1 − α)- Quantil der F-Verteilung mit 4 Zähler- und T−8 Nennerfreiheitsgraden.

Nahrungsmittel/Genmil/Gerber	
T	240
Q	1,197461063
Q(1)	**0,209396127**
Q(2)	**0,221584349**
Q(3)	0,308362126
Q(4)	0,357100057
0,95 F-Fraktile	~3
t-Statistik	5,343706275
Die Nullhypothese wird somit verworfen	

1) Risikoprämie für GPU

Dies kann man auf den Unfall zurückführen.

2) Bilden einer Dummy Variable die nur für April 79 gleich 1 ist

Regressionskoeffizienten:

$$\boxed{a = \bar{y} - b_1 * \bar{x}_1 - b_2 * \bar{x}_2}$$

$$\boxed{b_1 = \frac{r_{yx_1} - r_{yx_2} * r_{x_1x_2}}{1 - r_{x_1x_2}^2} * \frac{s_y}{s_{x_1}}}$$

$$\boxed{b_2 = \frac{r_{yx_2} - r_{yx_1} * r_{x_1x_2}}{1 - r_{x_1x_2}^2} * \frac{s_y}{s_{x_2}}}$$

		Korrelation		**Standardabweichung**	**Mittelwert**
	y	**x1**	**x2**	**s**	
y	1	0,301012457	-0,333339772	0,093704797	0,00090675
x1		1	0,012524131	0,063834197	0,00967525
x2			1	0,091287093	0,00833333
a =	-0,000544308				
b1 =	0,448066976				
b2 =	-0,346092201				

Die Dummy Variable wird eingeführt um einen ungewöhnlichen Vorfall, wie der des Kernkraftwerksunfall, zu erklären und zu beschreiben. Hierzu wird die Dummy Variable nur bei dem Punkt des „Totalversagens" des Models eingesetzt. Bei uns im April 79. Wir erhalten somit einen dritten Koeffizienten Beta2 der genau gleichwertig mit dem Residuum der Beobachtung im April 79 ist. Somit wird genau am Punkt des Vorfalls das Residuum zum Modell hinzugefügt und somit der genaue Wert erzeugt.

3) Testen der Koeffizienten der Dummy auf 0

Nullhypothese: $b_2 = 0$

Schätzer für die Standardabweichung von b2:

$$\boxed{s_{b_2} = \frac{s}{\sqrt{TS_{xx}}}}$$

Schätzer für die Varianz der Residuen:

$$s^2 = \frac{\sum \hat{u}}{T-3}$$

Teststatistik:

$$t = \frac{b_2}{s_{b_2}}$$

$s^2 =$ 0,00710642
s = 0,08429959
$s_{b_2} =$ 0,08466
t = -4,08802506

$t_{T-3;1-\gamma/2} =$ 1,98

Aus t < 1,98 folgt, dass b2 nicht signifikant von 0 verschieden ist. Die Daten sind mit der Annahme b2 = 0 kompatibel.