

## Sind die griechischen Handelsbilanzdefizite von Deutschland verursacht?

*(Beispielrechnung für einfache lineare Regression mit Excel)*

### 1. Das inhaltliche Problem bei diesem Beispiel

Es ist eine beliebte These, dass Deutschland mit seinen Exporterfolgen Schuld hat an den anhaltend hohen Handelsbilanzdefiziten von Griechenland (aber auch von Portugal, Italien [mit ähnlich hohen] und Spanien [mit absolut gesehen noch wesentlich höheren Defiziten als Griechenland], und damit auch den übrigen [potenziellen] Krisenländern im Euro-Gebiet). Eine ähnlich beliebte und gebetsmühlenhaft wiederholte These ist auch, dass Deutschland vom Euro am allermeisten profitiert habe.

Mit den folgenden Berechnungen nehmen wir Bezug auf eine Arbeit von Georg Erber (DIW) in der es um genau diese Thesen geht (mit denen letzten Endes der deutsche Steuerzahler zur Kasse gebeten wird).<sup>1</sup> Wir benutzen im Folgenden einige Daten aus dieser Arbeit um damit zunächst nur sehr einfache Methoden der Statistik zu demonstrieren. Konkret berechnen wir einfache lineare Regressionen des Handelsbilanzdefizite (von T = 10 Jahren, 2001 bis 2010) Griechenlands als der zu erklärenden (abhängigen) Variable y. Es ist klar, dass dies zu einer Beantwortung der mit dem Thema gestellten Frage natürlich nicht ausreicht, aber dieser Text ist auch nicht als wissenschaftlicher Aufsatz sondern nur als Demonstrationsbeispiel für die Regressionsrechnung gedacht..

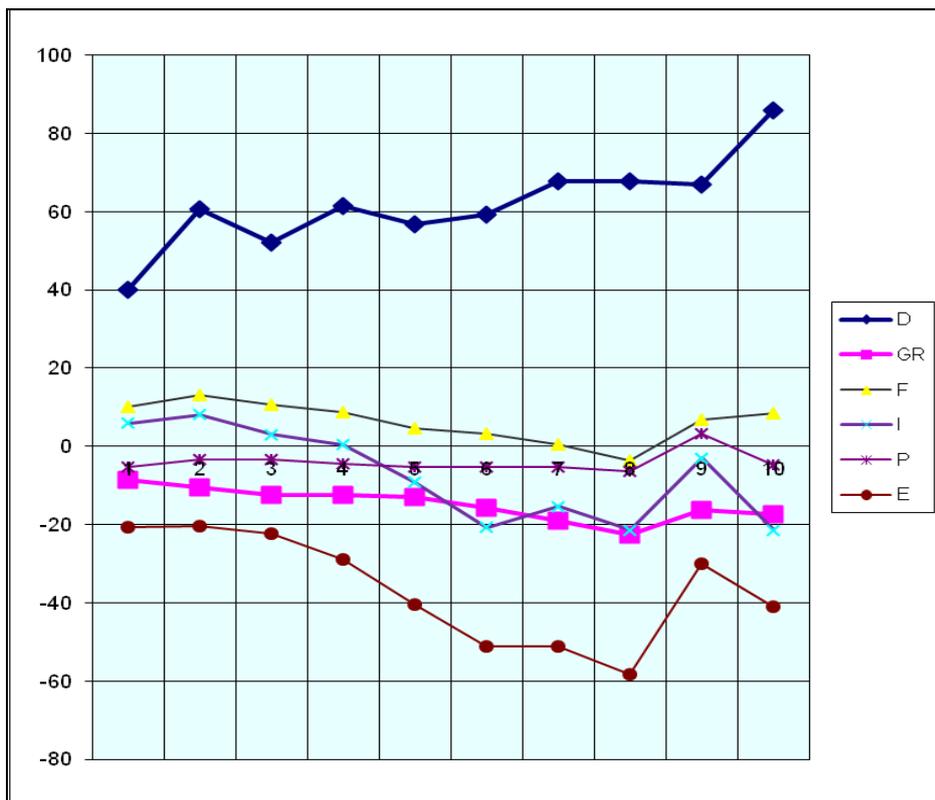
### 2. Daten

Die folgenden Zahlen einer Excel-Tabelle sind entnommen der Tab. 5 "Handelsbilanzsalden der einzelnen EU-27-Mitgliedsländer ... in Mrd. Euro" des Aufsatzes von G. Erber. Wir betrachten hiervon nur die folgenden Länder D, (Deutschland), GR (Griechenland), F (Frankreich), I (Italien), P (Portugal) und E (Spanien).

| Jahr | D      | GR      | F      | I       | P      | E       |
|------|--------|---------|--------|---------|--------|---------|
| 2001 | 39,948 | -8,542  | 10,112 | 5,867   | -5,221 | -20,728 |
| 2002 | 60,624 | -10,478 | 13,102 | 8,094   | -3,446 | -20,322 |
| 2003 | 52,107 | -12,435 | 10,538 | 3,076   | -3,265 | -22,408 |
| 2004 | 61,554 | -12,493 | 8,658  | 0,408   | -4,378 | -28,917 |
| 2005 | 56,862 | -12,969 | 4,499  | -9,183  | -5,384 | -40,38  |
| 2006 | 59,201 | -15,686 | 3,279  | -20,662 | -5,156 | -50,985 |
| 2007 | 67,629 | -19,005 | 0,393  | -15,317 | -5,271 | -51,025 |
| 2008 | 67,629 | -22,445 | -3,687 | -21,461 | -6,244 | -58,276 |
| 2009 | 67,069 | -16,305 | 6,806  | -3,072  | 3,198  | -29,981 |
| 2010 | 85,981 | -17,459 | 8,538  | -21,435 | -4,66  | -40,863 |

<sup>1</sup> G. Erber, Dichtung und Wahrheit, Deutschlands Position bei Lohnstückkosten, Extrahandel und realen Wechselkursen – was sagt die Statistik? in: Ifo-Schnelldienst (65. Jahrgang) 5/2012. Wie der Titel des Aufsatzes andeutet, sind zur Beantwortung der Frage (bzw. zur Beurteilung der oben kurz referierten These) auch andere Daten zu betrachten (etwa die realen Wechselkurse als Indikatoren der internationalen Wettbewerbsfähigkeit, der Extrahandel [es hat zwar der deutsche Handel innerhalb der EU zugenommen, was oft als Beweis dafür angeführt wird, dass Deutschland ganz besonders vom € profitiert habe, aber der Handel außerhalb der EU hat noch mehr zugenommen], die Verschuldung, das Zinsniveau, der Reiseverkehr [also die Dienstleistungsbilanz] usw.)

Abb. 1; Handelsbilanzsalden in Mrd. €



Weil die Salden in  $y = GR$  stets negativ sind (Defizite), und die von  $x = D$  stets positiv (Überschüsse) ist die Korrelation zwischen  $x$  und  $y$  negativ und die Regressionsgerade eine fallende Gerade, d.h. in der Schätzung von  $\hat{y}_t = \alpha + \beta x_t$  mit den hier vorliegenden Stichproben-  
 daten  $\hat{y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta} x_t$  wird  $\hat{\beta}$ , die geschätzte Steigung negativ sein (also  $\hat{\beta} < 0$ ).

### 3. Regression GR auf D

Wir betrachten die Regression von  $y$  (Handelsbilanzdefizite von Griechenland GR, abhängige Variable, Regressand) auf  $x$  (Handelsbilanzüberschüsse von Deutschland D, Regressor, unabhängige oder erklärende Variable). Mit Excel erhält man das folgende Streudiagramm:

Abb. 2

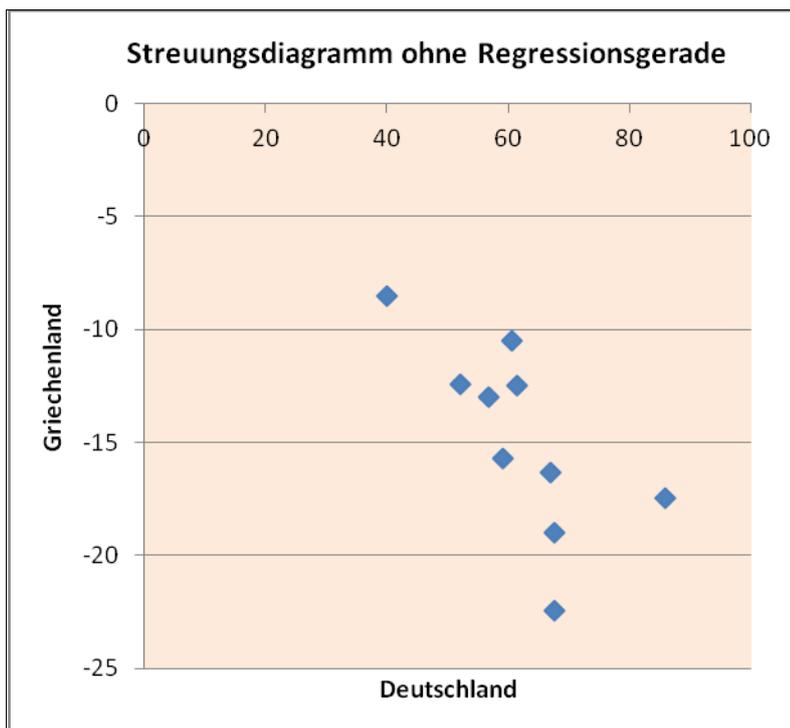
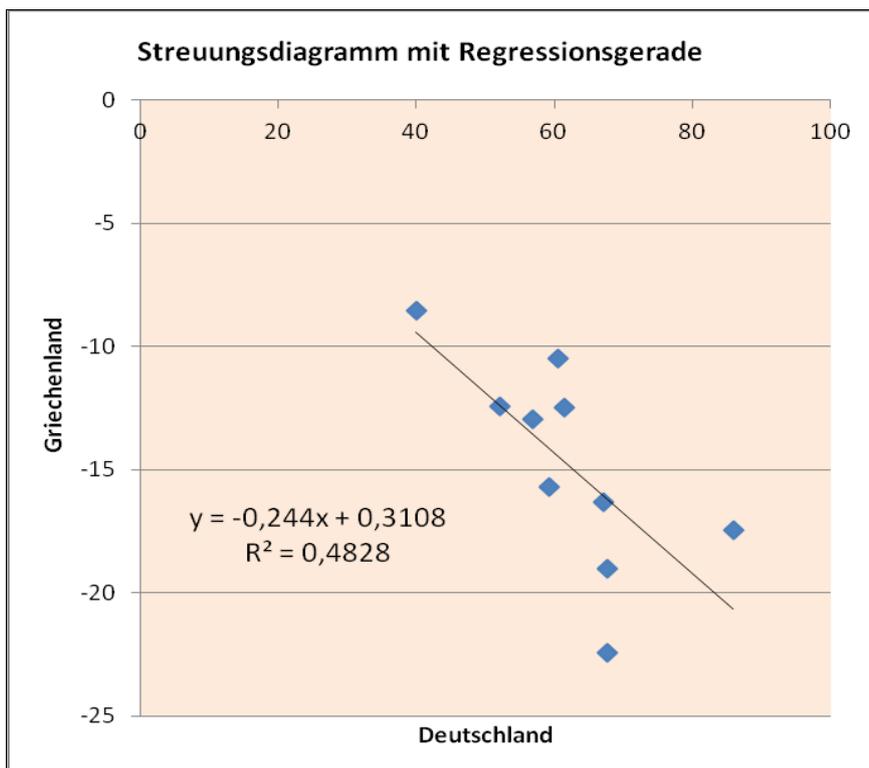


Abb. 2 ist insofern etwas ungewöhnlich, weil die Werte auf der y-Achse ausnahmslos negativ sind, sich die ganze Abbildung also im vierten Quadranten (und nicht - wie gewohnt - im ersten) des Koordinatensystems abspielt.

An der Lage der Punkte im Streudiagramm (oder Streudiagramm) ist leicht zu erkennen, dass eine negative Korrelation vorliegt. Man kann mit Excel auch leicht die (von Excel errechnete) Regressionsgerade einzeichnen lassen und auch die dazu gehörenden Schätzwerte  $\hat{\alpha}$  und  $\hat{\beta}$  für die Parameter sowie  $r^2$  (Abb. 3 auf der nächsten Seite)

Abb. 3



Wie man sieht hat Excel die folgenden Werte berechnet

$$\hat{\alpha} = 0,3108$$

$$\hat{\beta} = -0,244$$

und das Bestimmtheitsmaß

$$r^2 = 0,4828.$$

Man kann daraus die Korrelation berechnen, die damit

$$-\sqrt{0,4828} = -0,6948 \text{ betr\u00e4gt.}$$

Man beachte, dass Excel (bei der automatischen Einstellung) auch hier nicht den gleichen Ma\u00dfstab auf der x- und der y-Achse w\u00e4hlt (was irritierend sein mag, wenn man die Steigung der fallenden Regressionsgerade optisch beurteilen m\u00f6chte)

#### 4. Arbeitstabelle

Im folgenden wird gezeigt, wie man zu den oben vom Programm berechneten Werte f\u00fcr  $\hat{\alpha}$ ,  $\hat{\beta}$  und  $r^2$  gelangt (die Zahlen sind hier leider nicht so "glatt" und einfach wie in der Beispielrechnung A1 [Affenaufgabe]; aber dafür sind es ja auch empirische Zahlen).

| Jahr  | GR      | D      | GR <sup>2</sup> | D <sup>2</sup> | GR*D    |
|-------|---------|--------|-----------------|----------------|---------|
| 2001  | -8,54   | 39,948 | 72,966          | 1595,8         | -341,24 |
| 2002  | -10,48  | 60,624 | 109,79          | 3675,3         | -635,22 |
| 2003  | -12,44  | 52,107 | 154,63          | 2715,1         | -647,95 |
| 2004  | -12,49  | 61,554 | 156,08          | 3788,9         | -768,99 |
| 2005  | -12,97  | 56,862 | 168,19          | 3233,3         | -737,44 |
| 2006  | -15,69  | 59,201 | 246,05          | 3504,8         | -928,63 |
| 2007  | -19,01  | 67,629 | 361,19          | 4573,7         | -1285,3 |
| 2008  | -22,45  | 67,629 | 503,78          | 4573,7         | -1517,9 |
| 2009  | -16,31  | 67,069 | 265,85          | 4498,3         | -1093,6 |
| 2010  | -17,46  | 85,981 | 304,82          | 7392,7         | -1501,1 |
| Summe | -147,82 | 618,6  | 2343,3          | 39552          | -9457,4 |

Mit  $S_{xy}$ ,  $S_{xx}$  sowie  $\bar{x}$  und  $\bar{y}$  lassen sich leicht  $\hat{\alpha}$  und  $\hat{\beta}$  berechnen. Hat man auch die Varianz der y-Werte kann man dann auch noch leicht  $r^2$  berechnen.

Die Arbeitstabelle enth\u00e4lt alle Werte, die ben\u00f6tigt werden, um die Regressionsgerade quasi "zu Fuß" (ohne das Excel Programm, z.B. mit einem Taschenrechner) zu berechnen. Mit  $y = GR$  und  $x = D$  erh\u00e4lt man

$$\Sigma y = -147,82 \quad \Sigma x = 618,60$$

$$\Sigma y^2 = 2343,3 \quad \Sigma x^2 = 39552 \text{ (genauer } 39551,54)$$

$$\text{und } \Sigma xy = -9457,3933$$

Es ist leicht, jetzt damit  $\hat{\alpha}$ ,  $\hat{\beta}$  und  $r^2$  zu berechnen.

Es ist zu beachten, dass gilt

$$S_{xx} = \sum (x_t - \bar{x})^2 = \sum x_t^2 - T \cdot \bar{x}^2, \text{ Varianz } s_x^2 = \frac{S_{xx}}{T}$$

und entsprechend f\u00fcr die Variable y

$$S_{yy} = \sum y_t^2 - T \cdot \bar{y}^2, \quad s_y^2 = \frac{S_{yy}}{T} \text{ und zur}$$

Berechnung der Kovarianz  $s_{xy}$

$$S_{yy} = \sum x_t y_t - T \cdot \bar{x} \cdot \bar{y} \text{ und } s_{xy} = \frac{S_{xy}}{T}$$

man erhält  $S_{xx} = 1284,4474$   $S_{xy} = -313,3745$  sowie  $S_{yy} = 158,3553$  und damit  $\hat{\beta} = \frac{S_{xy}}{S_{xx}} = \frac{S_{xy}}{s_x^2}$  was dann  $\hat{\beta} = -0,243976 \approx -0,2440$  (vgl. Abb. 3) ergibt. Aus der ersten Normalgleichung erhält man  $\hat{\alpha}$  mit  $\hat{\alpha} = \bar{y} - \hat{\beta}\bar{x} = 0,3108$ . Ferner ist  $r^2 = \frac{S_{xy}^2}{S_{xx}S_{yy}}$ , aus mit den oben angegebenen Zahlen  $0,4828124$  also etwa die in Abb. 3 angegebenen  $0,4828$  ergibt ( $r^2$  muss auch gleich sein  $r^2 = S_{\hat{y}\hat{y}}/S_{yy}$ ).

## 5. Induktive Statistik

### a) Varianzzerlegung

Für die folgenden Berechnungen sind die Größen  $S_{xx}$  und  $S_{\hat{u}\hat{u}}$  sowie  $S_{\hat{y}\hat{y}}$  zu berechnen ( $S_{yy}$  ist ja schon oben berechnet worden). Es gibt hier meist mehrere äquivalente Arten der Berechnung (Rundungsfehler machen sich hier jedoch leider stark bemerkbar, so dass die Rechenergebnisse nicht unerheblich voneinander abweichen können). Wir berechnen  $S_{\hat{y}\hat{y}}$  mit der Formel  $S_{\hat{y}\hat{y}} = \hat{\beta}^2 S_{xx}$  und erhalten so  $S_{\hat{y}\hat{y}} = 76,4558$  und damit  $S_{\hat{u}\hat{u}} = S_{yy} - S_{\hat{y}\hat{y}} = 81,899$ .

Mit der deutlich komplizierteren Formel  $S_{\hat{u}\hat{u}} = \sum y_t^2 - \hat{\alpha} \sum y_t - \hat{\beta} \sum x_t y_t$  erhält man den Wert  $81,636$ . Die Ergebnisse weichen also voneinander ab. Mit den gerundeten Zahlen erhält man die F-Tabelle (Varianzzerlegung)

| Variation<br>(sum of squares)  |       | d.f. = Freiheitsgrade<br>(degrees of freedom) | Varianz<br>(mean squares) |
|--------------------------------|-------|---|---------------------------|
| explained $S_{\hat{y}\hat{y}}$ | 76,5  | K = 1   | 76,5                      |
| residual $S_{\hat{u}\hat{u}}$  | 81,9  | T - K - 1 = T - 2 = 8                         | 81,9/8 = 10,244           |
| total $S_{yy}$                 | 158,4 | T - 1 = 9                                     | Summe nicht sinnvoll      |

$F = 78,5/10,24 = 7,356$  (zum Vergleich mit späteren Berechnungen:  $t = \sqrt{F} = 2,712$ ). Um zu prüfen ob  $r = -0,6948$  signifikant ist ( $H_0: \rho = 0$ ) ist der Wert von  $F = 7,36$  mit dem Wert der F-Verteilung bei 1 und 8 Freiheitsgraden zu vergleichen. Der Tabellenwert ist bei 95% Sicherheit (5% Signifikanzniveau)  $5,32$ , so dass  $7,36 > 5,32$  ist, also  $r$  signifikant ist (und ein  $r^2$  von  $48,28\%$  einen signifikanten Erklärungsbeitrag von  $x = D$  bedeutet; bei 1% statt 5% wäre der Tabellenwert  $11,3$ , also nicht signifikant)

### b) Konfidenzintervalle

Zur Berechnung des 95% Konfidenzintervalls für die Varianz der Störgröße(n)<sup>2</sup>  $u_t$  benötigen wir  $\hat{\sigma}^2 = \frac{S_{\hat{u}\hat{u}}}{T-2} = 10,244$  und die Signifikanzschranken  $\chi^2$  Verteilung bei  $T-2=8$  Freiheitsgraden<sup>3</sup> (untere:  $2,18$  und obere:  $17,53$ ). Damit sind die Grenzen des Konfidenzintervalls  $10,244/17,53 = 0,5844$  und  $10,244/2,18 = 4,7$ ). Zur Bestimmung des 95% Konfidenzintervalls für die Steigung  $\beta$  und den intercept  $\alpha$  berechnen wir

<sup>2</sup> Es ist (Wegen Annahme B2) eine Varianz  $\sigma^2$  und es sind nicht T verschiedene Varianzen für die T Störgrößen  $u_t$  ( $t = 1, \dots, T$ ).

<sup>3</sup> Man kann diese Werte natürlich nur in der entsprechenden Tabelle nachschlagen. In einer Klausuraufgabe würden die Tabellenwerte angegeben werden.

$$\hat{\sigma}_\beta^2 = \frac{\hat{\sigma}^2}{S_{xx}} = \frac{10,244}{1284,45} = 0,007975 \text{ so das gilt } \hat{\sigma}_\beta = +\sqrt{0,007975} = 0,0893$$

$$\text{und } \hat{\sigma}_\alpha^2 = \frac{1}{T} \sum x_i^2 \cdot \hat{\sigma}_\beta^2 = 3955,2 \cdot 0,007975 = 31,545 \text{ so das gilt } \hat{\sigma}_\alpha = 5,6165$$

und zusammen mit der Signifikanzschranke 2,31 (bei der Normalverteilung wäre es 1,96, bei einer so geringen Anzahl der Freiheitsgrade kann die Schranke also auch deutlich größer als 2 [die Faustregel!] sein) erhält man dann für die Grenzen der beiden Konfidenzintervalle

bei  $\beta$ :  $-0,244 \pm 2,31 \cdot 0,0893$  und damit  $-0,0377$  und  $-0,4503$

bei  $\alpha$ :  $0,3108 \pm 2,31 \cdot 5,62$  und damit  $-12,66$  und  $13,285$ .

Die weniger bekannte Kovarianz zwischen den beiden Zufallsvariablen  $\hat{\alpha}$  und  $\hat{\beta}$  ist<sup>4</sup>  $\hat{\sigma}_{\hat{\alpha}\hat{\beta}} = -\hat{x}\hat{\sigma}_\beta^2 = -61,86 \cdot 0,007975 = -0,492855$ . Man könnte dies auch durch das Produkt von  $\hat{\sigma}_\alpha$  mit  $\hat{\sigma}_\beta$  dividieren und erhält praktisch eine Korrelation  $r_{\hat{\alpha}\hat{\beta}} = -0,983$ , die jedoch im Allgemeinen nicht von Interesse ist.

### c) Hypothesentests

Es macht i.d.R. keinen Sinn, eine Hypothese bezüglich der Varianz  $\sigma^2$  zu testen. Es ist klar, dass die Varianz nicht Null oder negativ sein kann. Wir betrachten also nur Tests für  $\alpha$  und  $\beta$ .

Prüft man die Hypothese  $H_0: \alpha = 0$ , so ist die Prüfgröße  $\frac{\hat{\alpha}}{\hat{\sigma}_\alpha}$  zu bilden. Man erhält dafür 0,055, was mit dem Tabellenwert 2,31 der t-Verteilung zu vergleichen ist. Da  $0,055 < 2,31$  ist  $\alpha$  nicht signifikant verschieden von 0 auf dem 5% (zweiseitig, also  $H_1: \alpha \neq 0$ ) Niveau, was man auch daran erkennt, dass die Grenzen  $-12,66$  und  $+13,285$  den Wert 0 umschließen.

Der entsprechende Test für  $H_0: \beta = 0$  verlangt die Berechnung der Prüfgröße  $\frac{\hat{\beta}}{\hat{\sigma}_\beta} = \frac{0,244}{0,0893} = 2,73$ ,<sup>5</sup> so dass  $\beta$  signifikant auf dem 5% Niveau ist, denn  $2,73 > 2,31$ .<sup>6</sup>

Hätte man eine sehr konkrete Hypothese (was i.d.R. nicht der Fall ist), etwa  $H_0: \beta_0 = -0,25$ , dann wäre mit der Prüfgröße  $\frac{\hat{\beta} - 0,25}{\hat{\sigma}_\beta} = \frac{-0,244 - (-0,25)}{0,0893} = \frac{0,006}{0,0893} = 0,06719$  zu rechnen. Es

ist klar, dass die Stichprobe mit  $\hat{\beta} = -0,244$  nicht ein  $\beta$  erwarten lässt, das signifikant verschieden von  $-\frac{1}{4}$  ist.

Man sollte sich klar machen, dass mit Durchführung der Hypothesentests keine anderen Ergebnisse zu erzielen sind als die, die man bereits bei Berechnung der Konfidenzintervalle gesehen hat. Beide Methoden besagen das Gleiche, nur in etwas unterschiedlicher Form.

<sup>4</sup> Nicht in der Formelsammlung angegeben

<sup>5</sup> Der Wert unterscheidet sich von dem oben (aufgrund von  $t = F^{1/2}$ ) angegebenen Wert von 2,712 durch die Rechenungenauigkeit (Auf- und Abrunden).

<sup>6</sup>  $\beta$  ist aber nicht signifikant auf dem 1% Niveau (zweiseitig), denn der Tabellenwert ist dann 2,90 und die Grenzen des Konfidenzintervalls sind dann auch (mit  $0,244 \pm 2,9 \cdot 0,0893$ )  $-0,015$  und  $+0,503$ , so dass 0 überdeckt wird. Diese Ergebnisse passen natürlich genau zu dem was oben über den F-Test (Varianzzerlegung) gesagt wurde.

## 6. Einwände

Wir weisen zunächst auf die Tatsache hin, dass einfache lineare Regressionen der eingangs erläuterten sachlichen Fragestellung nicht angemessen (weil quasi zu "primitiv") sind. Wichtiger ist aber, dass die Daten in Gestalt einer (in der Politik so beliebten) einfachen Gegenüberstellung griechischer und deutscher Handelsbilanzsalden *inhaltlich gesehen* unbrauchbar sind, für das, was damit gezeigt werden soll, dass nämlich Deutschland die EU "spaltet" und an der Lage der Krisenländer schuld ist. Die inhaltlichen Bedenken (Variablenauswahl) sind primär; gelten sie, hilft auch kein "raffinierteres" ökonomisches Modell.

### a) Formal: die gewählte Methode betreffend

Natürlich besagt das Ergebnis (signifikantes [5%], wengleich nicht hochsignifikantes [1%]  $\beta$  bzw.  $\rho$ ) nicht aus, dass die die Handelsbilanzüberschüsse von D *kausal* sind (die Ursache sind) für die Handelsbilanzdefizite von GR. Dass man auch nicht auf eine Richtung der Kausalität schließen kann wird deutlich, wenn man x und y vertauscht und statt  $\hat{y}_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}x_t$  die Regression  $\hat{x}_t = \hat{\gamma} + \hat{\delta}x_t$  berechnet. Man erhält  $\hat{\delta}$  aus der Formel für  $\hat{\beta}$ , indem man einfach x und y vertauscht, also mit

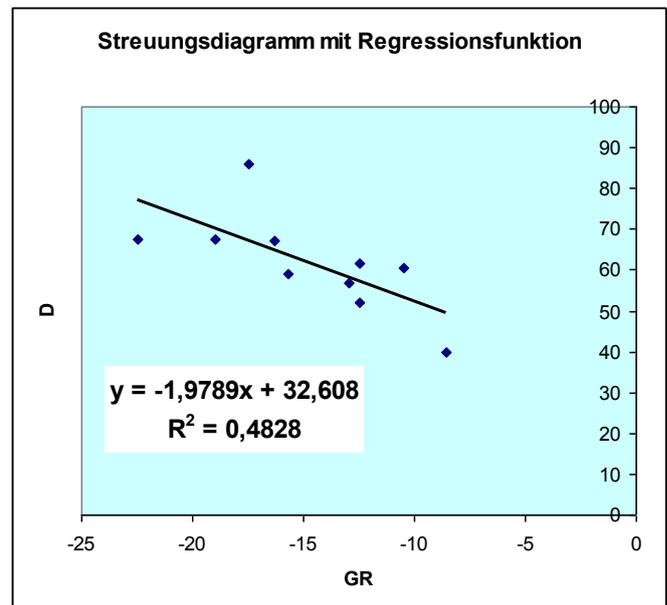
$$\hat{\delta} = \frac{S_{xy}}{S_{xx}} = \frac{S_{xy}/T}{S_{xx}/T} = \frac{s_{xy}}{s_x^2}$$

und entsprechend gilt für  $\hat{\gamma}$

$$\hat{\gamma} = \bar{x} - \hat{\delta}\bar{y}.$$

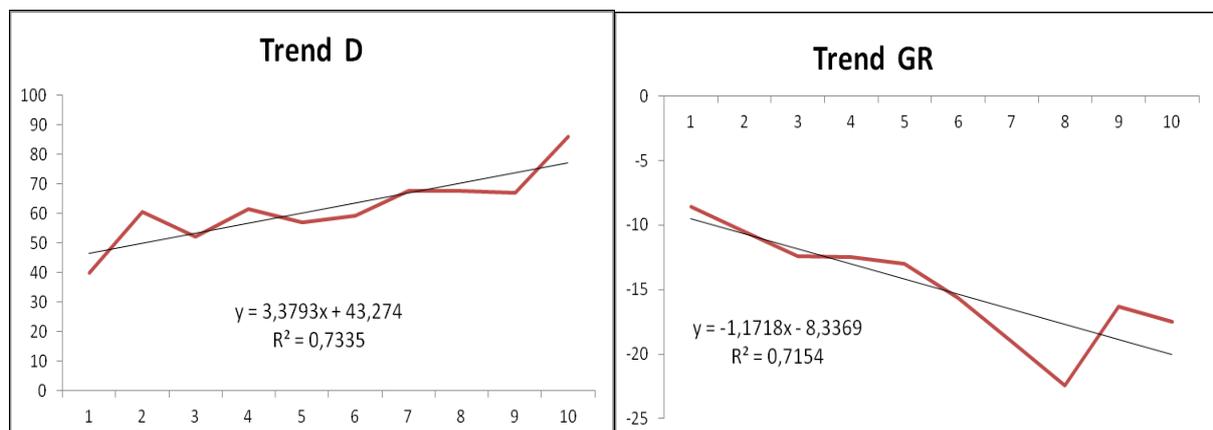
An  $r^2$  ändert sich natürlich nichts. Man könnte also (statistisch gesehen) mit den gleichen Daten y genauso für die Ursache von x halten wie x die Ursache für y, denn die Korrelation (und auch die Kovarianz) ist symmetrisch  $r_{xy} = r_{yx}$ . Erst bei mehr als zwei Variablen (also ab drei) kann man aus den Größenverhältnissen zwischen  $r_{xy}$ ,  $r_{xz}$  und  $r_{yz}$  gewisse Schlüsse ziehen ( $\rightarrow$  Pfadanalyse).

Abb. 4



Eine relativ hohe Korrelation kann auch durch Scheinkorrelation entstehen (gemeinsame Abhängigkeit von einer dritten Variable, z.B. der Zeit t (in Abb. 5 x statt t genannt) bei einem gemeinsamen Trend). Wir berechnen zu diesem Zweck die beiden linearen Trends

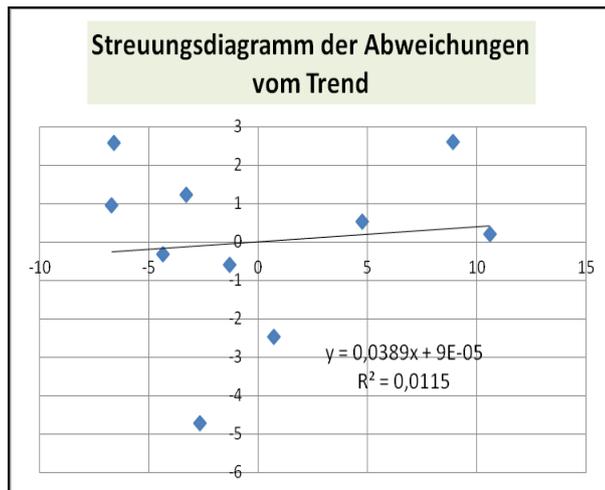
Abb. 5



(zur vgl. Scheinkorrelation Übungsbeispiel A2) und die trendbereinigten Werte (der Trend  $\hat{y}_t = f(t)$  jeweils von  $y_t$  abgezogen). Wie man an der folgenden Abb. 6 sieht korrelieren die trendbereinigten Werte praktisch nicht mehr ( $r^2 = 0,0115$ ), so dass die Korrelation in Abb. 2 bzw. 3 weitgehend auf einen ansteigenden (D) bzw. fallenden (GR) Trend zurückzuführen ist.

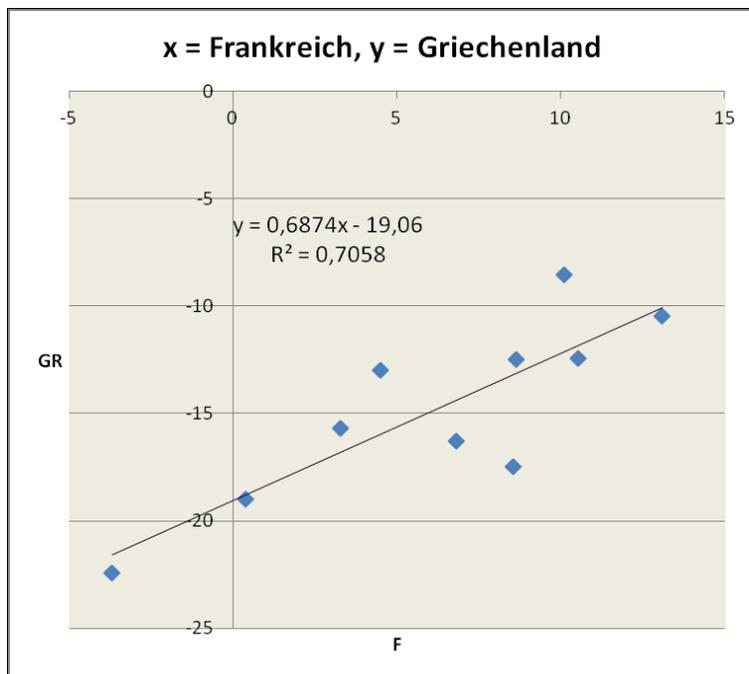
Wie unsinnig es ist, Deutschland für die Handelsbilanzdefizite von Griechenland verantwortlich zu machen (nur aufgrund gegenläufiger Zeitreihen und damit einer negativen Korrelation) wird auch deutlich, wenn man einmal die Korrelation zwischen den Handelsbilanzsalden Griechenlands mit denen von Frankreich betrachtet (Abb. 7).

**Abb. 6**



| t  | GR-Abw  | D-Abw.  |
|----|---------|---------|
| 1  | 0,9667  | -6,7053 |
| 2  | 0,2025  | 10,5914 |
| 3  | -0,5827 | -1,3049 |
| 4  | 0,5311  | 4,7628  |
| 5  | 1,2269  | -3,3085 |
| 6  | -0,3183 | -4,3488 |
| 7  | -2,4655 | 0,6999  |
| 8  | -4,7337 | -2,6794 |
| 9  | 2,5781  | -6,6187 |
| 10 | 2,5959  | 8,914   |

**Abb. 7**



Wie man an dieser Abbildung erkennt sind die Handelsbilanzsalden von Frankreich noch stärker korreliert mit denen von Griechenland als von Deutschland mit Griechenland. Die Bestimmtheit von 70,58% bedeutet ja immerhin eine Korrelation von  $r = + 0,8402$  (statt  $- 0,695$ ). Bis jetzt ist aber noch niemand auf die Idee gekommen, dass nicht Deutschland, sondern Frankreich an den Handelsbilanzdefiziten von Griechenland schuld ist. Mehr noch als Frankreich müssten eigentlich Spanien und Italien an den griechischen Defiziten schuld sein, denn bei den entsprechenden Streudiagrammen ist  $r^2$  jeweils mit 0,7505 noch größer als im Falle von Frankreich (oder gar Deutschland, wo  $r^2$  ja nur 0,4828 war).

**b) Inhaltlich: die Variablen und ihre Interpretation betreffend**

In der zitierten Arbeit von Erber wird u.a. darauf hingewiesen, dass der Saldo des Reiseverkehrs (als Teil der Dienstleistungsbilanz) 2005 für Deutschland  $-34,957$  Mrd. € und der von Griechenland  $+ 8,591$  Mrd. € betrug (bei einem Handelsbilanzüberschuss von Deutschland im gleichen Jahr [2005] von  $+ 56,862$  Mrd. € [siehe oben]):

"Saldiert man den Handelsbilanzüberschuss aus dem Extrahandel aus dem Jahr 2005 von Deutschland mit rund 57 Mrd. Euro mit dem Defizit aus dem Reiseverkehr des gleichen Jahres von rund 35 Mrd. Euro, dann bleibt ein Handelsbilanzüberschuss<sup>7</sup> von 22 Mrd. Euro übrig. Wahrhaftig kein Betrag, der zu der Aussage berechtigt, Deutschland sei der größte Gewinner des EU Binnenmarkts und der Währungsunion" (Erber a.a.O., S. 28) oder gar zu der Aussage (z.B. von Flassbeck) Deutschland spalte Europa durch seine Exporterfolge.

Man muss somit neben der Handelsbilanz auch die übrigen Teile der Zahlungsbilanz sehen. Die Gliederung der Zahlungsbilanz findet sich als Übers. 10.10 in meinem Buch "Wirtschaftsstatistik" (siehe auch <http://www.von-der-lippe.org/downloads4.php>) wonach einem – bei der Leistungsbilanz (Leistungsbilanzdefizit) notwendig ein betragsmäßig gleich großes + in den übrigen Bilanzen (insbes. Kapitalbilanz, also Kapitalzuflüsse, was für sich genommen ja nicht schlecht ist<sup>8</sup>) entspricht.

| I. Leistungsbilanz (current account)                 | II Kapital- und Finanzbilanz (Gegenposten zu I)                 |
|--|---|
| A. Waren (Handelsbilanz) und Dienstleistungen        | A. Vermögensübertragungen u. immaterielle Werte                 |
| B. Faktoreinkommen (Erwerbs- und Vermögenseinkommen) | B. Kapitalbilanz* (Direkt-, Portfolio-, sonstige Investitionen) |
| C. Laufende Übertragungen                            | C. Restposten   |
|  | D. Reserven (Währungsreserven, "Devisenbilanz")                 |

\* jetzt eigentlich "Finanzbilanz" genannt

Eine kompetente empirische Analyse verlangt neben Kenntnissen der Ökonometrie einschließlich der Kenntnis der Ökonomie (VWL) - um zu wissen, welche Modelle (Gleichungen) sinnvoll sind (d.h. wirtschaftstheoretisch fundiert sind) - auch Kenntnisse der Wirtschaftsstatistik (was heutzutage meist vergessen wird; zum Inhalt der "Wirtschaftsstatistik" vgl. obigen Buchhinweis).

Gewichtiger sind jedoch noch folgende Hinweise des gleichen Autors (G. Erber).<sup>9</sup> Oben wurden die Überschüsse oder Defizite im Warenverkehr des betreffenden Landes (Deutschland, Griechenland usw.) *mit allen Ländern* der Welt betrachtet. Bei Fragen, ob ein Land mit Überschüssen ein anderes zu Defiziten "zwingt" sind aber die *bilateralen* Handels- und Leistungsbilanzsalden zu betrachten (nur zwischen den jeweiligen beiden Ländern). Beispiel Deutschland (D)-Griechenland (GR): vom Leistungsbilanzüberschuss von D in 2010 in Höhe von 141 Mrd. € entfielen nur 73,3 Mrd. € (also nur etwas mehr als die Hälfte)<sup>10</sup> auf die € Zone und hierbei wurde der weit überwiegende Teil von 32,3 bzw. 17,2 gegenüber Frankreich und Österreich (A) erwirtschaftet (bis jetzt hat noch niemand behauptet D habe A durch seine Exporte geschädigt) und nur 3,9 auf GR. Umgekehrt trägt D auch nur mit 1,4 % zum Leistungsbilanzdefizit von GR in Höhe von 10,5 % (jeweils in % des BIP von GR gerechnet) bei.

Ein Fehler in der beschriebenen Argumentation (Deutschland ist schuld) ist auch der Schluss vom Leistungsbilanzdefizit auf Wachstumseinbußen. Der Zusammenhang ist nicht so einfach. Erber demonstriert das am Beispiel eines Vergleichs zwischen GR und der Türkei (TR) im Jahre 2011:

| Leistungsbilanzdefizit in % des BIP | GR    | TR  | Wachstum des BIP (in %) | GR  | TR    |
|-------------------------------------|-------|-----|-------------------------|-----|-------|
|                                     | - 7,9 | - 8 |                         | - 6 | + 6,6 |

Auch ist zu bedenken, dass GR Zeiten erlebte mit wesentlich höheren Wachstumsraten als D:

| kumuliertes reales Wirtschaftswachstum 1999 – 2008 (%) | GR   | D    | ... 2009 bis 2011 | GR     | D      |
|--|------|------|-------------------|--------|--------|
|  | 41,4 | 17,2 |                   | - 13,2 | + 1,36 |

und D einmal als das Schlusslicht beim Wirtschaftswachstum galt (Zahlen für € Zone: 22,9 und -1,12).

<sup>7</sup> Genau genommen ein Überschuss der Handels- und Dienstleistungsbilanz als Teil der Leistungsbilanz (der Teil IA in der Tabelle; die "Handelsbilanz" als Teil davon umfasst nicht auch die Dienstleistungen; oben wurden nur die Salden (Überschüsse oder Defizite) der Handelsbilanz betrachtet.

<sup>8</sup> Ob die Ursache eines Defizits in I oder II liegt ist nicht ohne weiteres zu sagen. Bei Bilanzidentitäten kann man nicht einfach kausale Prozesse hinein interpretieren.

<sup>9</sup> Irrungen und Wirrungen mit der Leistungsbilanzstatistik, Manuskript März 2012

<sup>10</sup> Das ist auch zu bedenken, wenn es heißt, D habe am meisten vom Euro profitiert. Wir erwirtschaften Handelsbilanzüberschüsse v. a. auch in den USA und anderen Nicht-EU Ländern, z.B. auch gegenüber den BRICS-Staaten (Brasilien, Russland, Indien, China und Südafrika).