

Einflussgrößen regionaler Wissensproduktion

Anke Koch / Peter M. Schulze

Arbeitspapier Nr. 35
(November 2006, überarbeitet Juni 2008)

Institut für Statistik und Ökonometrie
Johannes Gutenberg-Universität Mainz
Fachbereich Rechts- und Wirtschafts-
wissenschaften
Haus Recht und Wirtschaft II

D 55099 Mainz

Herausgeber: Univ.-Prof. Dr. P.M. Schulze

© 2008 Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz
ISSN Nr. 1430 - 2136

Einflussgrößen regionaler Wissensproduktion

Anke Koch / Peter M. Schulze

Gliederung

| | |
|--|----|
| 1 Einführung | 1 |
| 2 Forschungs- und Entwicklungsaktivitäten in Deutschland | 1 |
| 3 Schätzmethodik | 7 |
| 4 Empirische Untersuchung | 9 |
| 5 Schlussbetrachtung | 18 |
| | |
| Anhang | 20 |
| Variablenverzeichnis | 29 |
| Datenverzeichnis | 30 |
| Literaturverzeichnis | 31 |

Zusammenfassung

Diese Arbeit untersucht den Einfluss von regionalen Forschungs- und Entwicklungsausgaben der drei Sektoren Staat, Hochschulen und Wirtschaft auf die regionale Wissensproduktion bzw. den regionalen Innovationsoutput in den 16 Bundesländern Deutschlands. Anhand einer Wissensproduktionsfunktion wird im Rahmen einer Paneldatenanalyse der Einfluss der FuE-Aktivitäten auf die Patententwicklung in restringierten SUR-Modellen dargestellt und analysiert.

Summary

This paper examines the effect of regional expenditures for research and development of the three sectors government, higher education and business enterprise on regional knowledge production and regional innovation output in the 16 german federal states, respectively. On the basis of a knowledge production function the effect of research and development activities on the development of patents will be presented and analyzed by restricted SUR-Models within the scope of a panel data analysis.

1 Einführung

Wissensproduktion ist für den technischen Fortschritt in einer Volkswirtschaft von enormer Bedeutung. Technischer Fortschritt ist durch den langwierigen Prozess von Aktivitäten für Forschung und Entwicklung (FuE) bedingt. Unter FuE wird die geplante Suche nach neuen Erkenntnissen unter Anwendung wissenschaftlicher Methoden verstanden. Dabei bezeichnet Forschung den generellen Erwerb neuer Erkenntnisse, während die Entwicklung deren erstmalige konkretisierende Anwendung und praktische Umsetzung beinhaltet. Das Resultat von FuE ist die Wissensproduktion bzw. der Innovationsoutput.

In dieser Arbeit wird überprüft, inwiefern sich in den deutschen Bundesländern Aktivitäten in FuE auf die regionale Wissensproduktion auswirken. Dazu wird der Einfluss von Ausgaben für FuE und des in FuE tätigen Personals auf den Innovationsoutput im Rahmen einer Paneldatenanalyse untersucht. Durch eine Aufteilung der FuE-Aktivitäten auf die drei Sektoren Staat, Hochschulen und Wirtschaft wird überprüft, ob die FuE-Ausgaben und das FuE-Personal in diesen produktiv eingesetzt werden und welchen Beitrag sie zum Innovationsoutput beisteuern. Im folgenden Kapitel werden zunächst die deutschen FuE-Aktivitäten dargestellt. Für die Analyse wird in Kapitel 2.3 eine Wissensproduktionsfunktion definiert, anhand der die in Kapitel 3 dargestellte Paneldatenanalyse erfolgt. Kapitel 4 zeigt die empirischen Ergebnisse für die regionale Wissensproduktion in Deutschland. Das abschließende Kapitel 5 dient der Zusammenfassung der Ergebnisse dieser Arbeit und gibt einen Ausblick auf weitere zu untersuchende Aspekte und Möglichkeiten.

2 Forschungs- und Entwicklungsaktivitäten in Deutschland

2.1 Das deutsche Innovationssystem

Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich mit der Effizienz der für FuE eingesetzten Aktivitäten. Dazu wird die Anzahl der angemeldeten Patente als Indikator für neues ökonomisch verwendbares Wissen verwendet.¹ Ein Patent ist das vom Staat verliehene Schutzrecht für eine technische Erfindung, welches dem Patentinhaber für eine bestimmte Zeit die ausschließliche wirtschaftliche Nutzung der Erfindung vorbehalten.² Patente können nach deutschem Patentrecht technischen Erfindungen erteilt werden, die neu sind, auf einer erfindnerischen Tätigkeit beruhen und gewerblich anwendbar sind.³ Eine Untersuchung, die im Auftrag des BMBF durchgeführt wurde, ergab, dass in den neunziger Jahren von Verzer-

¹ Vgl. Jaffe, 1989, S. 958.

² Vgl. Greif, 2003, S. 103.

³ Vgl. Greif, 2003, S. 103.

rungen beim Verhältnis zwischen den FuE-Aktivitäten und den Patentanmeldungen auszugehen ist.⁴ Dabei entwickelte sich die Zahl der Patentanmeldungen sehr viel rasanter als die FuE-Aktivitäten, was dazu führte, dass sich das Gleichgewicht zwischen den beiden Faktoren auf einem neuen, höheren Niveau einpendelte.⁵ Eine Nutzung des Indikators Patente ist demzufolge für intersektorale Vergleiche weiterhin geeignet. Für intertemporale Vergleiche über die neunziger Jahre hinweg ist diese Entwicklung jedoch zu berücksichtigen.⁶ Die folgende Analyse bezieht sich sowohl auf eine interregionale Analyse, indem die Bundesländer der BRD betrachtet werden, als auch auf einer Betrachtung der zeitlichen Entwicklung. Somit muss die oben genannte Tendenz bei der Analyse und bei der Interpretation der Ergebnisse berücksichtigt werden.

Aufgrund der zunehmenden Knappheit öffentlicher finanzieller Mittel rückt die Frage nach den Effekten der FuE-Aktivitäten der Sektoren Staat, Hochschule und Wirtschaft verstärkt in den Mittelpunkt.⁷ Der scharfe internationale Wettbewerb steigert die Notwendigkeit größerer Effizienz der FuE-Aktivitäten in der BRD.⁸ Um die jeweilige Relevanz der drei FuE betreibenden Sektoren analysieren zu können, wird im folgenden Kapitel zunächst der Aufbau der Sektoren dargestellt.

2.2 Aufbau der Forschung und Entwicklung betreibenden Sektoren

Der Staatssektor umfasst alle Einrichtungen des Bundes, der Länder und Gemeinden für FuE, ausgenommen die Hochschulen, die einen eigenen Sektor bilden.⁹ Der Schwerpunkt der staatlichen FuE-Aktivitäten wird in der erkenntnisorientierten Forschung gesehen.¹⁰ Die vom Staat unterstützte Grundlagenforschung gibt wichtige Impulse für die anwendungsorientierte FuE des Wirtschaftssektors¹¹ und ist in der BRD sehr ausgeprägt.¹² Dabei sind vor allem vier FuE-Einrichtungen für die gesamte BRD von Bedeutung: Die Max-Planck-Gesellschaft, die Fraunhofer-Gesellschaft, die Herman von Helmholtz-Gesellschaft Deutscher Forschungszentren sowie die Wissenschaftsgemeinschaft Gottfried Wilhelm Leibniz.¹³

⁴ Vgl. Blind et al., 2003, S. XIV.

⁵ Eine Erklärung für diese Entwicklung ist die zunehmende strategische Verwendung von Patenten durch die Unternehmen. Vgl. Blind et al., 2003, S. XIV.

⁶ Vgl. Blind et al., 2003, S. XIV.

⁷ Vgl. Spehl et al., 2005, S. 3.

⁸ Vgl. OECD, 2002, S. 62.

⁹ Vgl. BMBF, 2004a, S. 598.

¹⁰ Vgl. BMBF, 2004a, S. 162.

¹¹ Vgl. BMBF, 2004a, S. III.

¹² Vgl. BMBF, 2004a, S. V.

¹³ Vgl. BMBF, 2004a, S. 31.

Zum Hochschulsektor gehören alle staatlich anerkannten Universitäten und Fachhochschulen. Ihre Aufgabe ist die Pflege und Entwicklung der Wissenschaften und Künste durch Forschung, Lehre, Studium und Weiterbildung, wodurch ihnen im deutschen Forschungssystem eine zentrale Rolle zukommt. Sie decken somit nicht nur eine thematische und methodische Breite der FuE ab,¹⁴ sondern sind darüber hinaus für die wissenschaftliche Nachwuchsförderung zuständig. Eine weitere Funktion der Hochschulen ergibt sich aus ihrer Rolle als Wissensreservoir durch die Akkumulation und Speicherung von Wissen aus der eigenen Forschung, der Literatur sowie aus Kontakten zu anderen Forschungseinrichtungen und Firmen. Wichtige Wege zur Verbreitung dieses Wissens sind z. B. Publikationen, Vorträge, die Ausbildung von Studenten und Wissenschaftlern und die Zusammenarbeit mit anderen forschenden Institutionen.¹⁵

Unter dem Wirtschaftssektor werden alle privaten und staatlichen Unternehmen, Institutionen für industrielle Gemeinschaftsforschung und experimentelle Gemeinschaftsentwicklung sowie private Institutionen ohne Erwerbszweck zusammengefasst, die überwiegend von der Wirtschaft finanziert werden bzw. vorwiegend Dienstleistungen für Unternehmen erbringen.¹⁶ Die FuE-Aktivitäten der staatlichen Forschungseinrichtungen und Hochschulen sind nur schwer mit denen der Wirtschaft vergleichbar, da sich die Wirtschaft vor allem auf die marktnahe Entwicklung konzentriert. Nach informellen Schätzungen werden nur 5% der FuE-Aufwendungen der Wirtschaft in die Grundlagenforschung investiert.¹⁷ Besonders aktiv in der FuE sind Unternehmen der chemischen Industrie, des Maschinenbaus und im Bereich Medizin-, Mess- und Regelungstechnik. Im Dienstleistungsbereich besitzt FuE dagegen nur einen relativ geringen Stellenwert.¹⁸

2.3 Darstellung der Wissensproduktionsfunktion

Die Wissensproduktionsfunktion beschreibt die Beziehung zwischen dem Innovationsinput und der regionalen Wissensproduktion, also dem Innovationsoutput. Für die Schätzung von Produktionsfunktionen wird häufig die Cobb-Douglas-Form verwendet,¹⁹ weshalb sich folgende funktionale Abhängigkeit ergibt:

$$\text{FuE - Output} = a(\text{FuE - Input})^b \quad (1)$$

¹⁴ Vgl. BMBF, 2004a, S. 31.

¹⁵ Vgl. Fritsch, 2000a, S. 12-13.

¹⁶ Vgl. OECD, 2002, S. 54.

¹⁷ Vgl. BMBF, 2004a, S. 161.

¹⁸ Vgl. BMBF, 2004a, S. 162.

¹⁹ Vgl. Hoch, 1962, S. 34.

Die Variable a in Gleichung (1) steht für eine Konstante und die Variable b stellt die Elastizität des FuE-Outputs in Bezug auf den FuE-Input dar. In diesem Fall gibt die Variable b also an, wie der FuE-Output auf Veränderungen des FuE-Input reagiert und wird daher auch als „Output-Elastizität“ bezeichnet.²⁰ Nimmt die Output-Elastizität den Wert 1 an, führt eine 100-prozentige Erhöhung des FuE-Inputs zu einer Verdopplung des Innovationsoutputs. Ist die Output-Elastizität dagegen kleiner als 1, steigt der Innovationsoutput in geringerem Maß als der FuE-Input und umgekehrt. Nach dieser Definition kann die Output-Elastizität auch als Output-Effizienz bezeichnet werden.²¹ Die nichtlineare Beziehung in Gleichung (1) lässt sich durch Logarithmierung in ein lineares Modell überführen:

$$\ln(\text{FuE - Output}) = \ln a + b \cdot \ln(\text{FuE - Input}) \quad (2)$$

Unklar ist die Interpretation der Konstante a . Prinzipiell stellt sie den FuE-Output dar, der entsteht, wenn kein FuE-Input geleistet wird und hat damit die gleiche Einheit wie der FuE-Output. Dass ein Output in Form von Patentanmeldungen ohne einen spezifischen Input entsteht, ist zunächst schwer zu erklären. Es werden zwei Möglichkeiten in Betracht gezogen: Der Output entsteht aufgrund von „Wissens-Spillovers“ aus anderen Regionen. Dadurch daß z. B. in einer benachbarten Region FuE betrieben wird, kann ein Teil des damit generierten Wissens auch den Innovationsoutput in der eigenen Region erhöhen.²² Eine weitere Erklärung ist, dass Wissen einen kumulativen Charakter hat. In FuE wird stets auf das vorhandene Vorwissen, das aus vorausgehenden FuE-Maßnahmen resultierte, aufgebaut. Eine positive Konstante kann damit ein Hinweis darauf sein, dass manche Innovationen nicht auf aktuellen FuE-Maßnahmen beruhen, sondern sich aus einer vorhandenen Wissensbasis ergeben.²³

Für die hier betrachteten Modelle dienen die Ausgaben für FuE sowie das in FuE beschäftigte Personal als FuE-Inputs. Um Multikollinearität zwischen diesen erklärenden Variablen zu vermeiden, werden zwei getrennte Ansätze analysiert. Dabei wird von der Wissensproduktionsfunktion in Gleichung (2) ausgegangen. In beiden Modellen bildet die Anzahl der angemeldeten Patente nach dem Anmeldersitzprinzip die Proxy-Variablen für den Innovationsoutput und damit die abhängige Variable. Ein Manko dieser Proxy-Variablen ist einerseits, dass einige Erfindungen nicht als Patent angemeldet werden und andere wiederum patentiert, jedoch nicht wirtschaftlich verwertet werden. Andererseits hat die Ver-

²⁰ Vgl. Mankiw, 2001, S. 100.

²¹ Vgl. Fritsch, 2000b, S. 421.

²² Vgl. Fritsch, 2002, S. 89-90.

²³ Vgl. Fritsch, 2002, S. 90.

wendung von Patenten den Vorteil, dass sie minimale Standards wie Neuigkeit, Originalität und potentielle Nutzbarkeit zu erfüllen haben.²⁴ Daher können Patente als Indikatorvariable gut mit „ökonomisch profitablen Ideen“ approximiert werden.²⁵

Als Indikatoren für die FuE-Aktivitäten im ersten Modell (Ausgaben-Modell) dienen die für FuE getätigten Ausgaben in einer Periode, die jeweils in Ausgaben der Sektoren Staat (AusgSt), Hochschulen (AusgHs) und Wirtschaft (AusgWi) aufgesplittet werden. Diese Vorgehensweise ermöglicht eine Quantifizierung der Einflüsse der jeweiligen Sektoren. Die FuE-Inputs werden in zeitverzögerter Form verwendet, um den Zeitraum von der Finanzierung einer Innovation bis zu deren Patentierung zu modellieren. Dabei wird berücksichtigt, dass sowohl die Entwicklung der neuen Erfindung als auch die Dauer von der Beantragung des Patentes bis zur Genehmigung einzubeziehen sind.²⁶ Problematisch ist, dass der Zeitraum der Entwicklung für jede Innovation unterschiedlich sein kann. Außerdem fließen die Ausgaben für eine Entwicklung nicht nur in einem bestimmten Jahr, sondern je nach Dauer der Entwicklung über mehrere Jahre. Die Verwendung einer bestimmten Lag-Länge stellt demnach eine starke Vereinfachung dar. Im Rahmen dieser Analyse wurden verschiedene Modelle mit mehreren Lag-Längen getestet, um das aufgrund der Daten „beste“ Modell auszuwählen.

Für das Ausgaben-Modell ergibt sich demnach folgende Gleichung:

$$\begin{aligned} \ln(\text{Patente}_{i,t}) &= \alpha_{i,t} + \beta_{1,i,t} \cdot \ln(\text{AusgSt}_{i,t-s}) + \beta_{2,i,t} \cdot \ln(\text{AusgHs}_{i,t-s}) \\ &\quad + \beta_{3,i,t} \cdot \ln(\text{AusgWi}_{i,t-s}) + u_{i,t} \end{aligned} \quad (3)$$

mit $\alpha_{i,t} = (\ln a)_{i,t}$

Dabei steht die abhängige Variable für die logarithmierte Anzahl der angemeldeten Patente im Bundesland i in der Periode t . Der Ausdruck $t - s$ als Index bei den exogenen Variablen soll andeuten, dass hier verzögerte Variablen aufgenommen werden, die Lag-Länge jedoch nicht a priori festgelegt wird. Der Term $u_{i,t}$ bildet die latente Variable.

²⁴ Beim Anmeldersitzprinzip erfolgt die regionale Zuordnung der Patentanmeldung nach dem Sitz des Anmelders. Daher kann es bei der Verwendung dieser Variable zu Verzerrungen zugunsten der Stammsitze von Unternehmen kommen, die ihre Patente zentral über den Unternehmenshauptsitz anmelden. Bei der Verwendung der Zahl der Patentanmeldungen nach dem Erfindersitzprinzip ist der Erfindungsort besser identifizierbar. Da die Nennung des Erfinders bei der Patentanmeldung nicht zwingend ist, können nicht alle angemeldeten Patente nach dem Erfindersitzprinzip regional zugeordnet werden, weshalb für die Analyse in dieser Arbeit wird die Zahl der angemeldeten Patente nach dem Anmeldersitzprinzip herangezogen wird. Vgl. Greif/ Schmiedl, 2002, S. 9.

²⁵ Vgl. Bottazzi/ Peri, 2002, S. 692.

²⁶ Vgl. Fritsch/ Slavtchev, 2005, S. 4.

Das zweite Modell (Personal-Modell) bezieht das in der FuE tätige Personal in Vollzeit-äquivalenten²⁷ pro Jahr in die Untersuchung ein. Auch hier erfolgt die Aufteilung auf die drei Sektoren, es gehen also das bei staatlichen Einrichtungen (PersSt), in den Hochschulen (PersHs) und in der Wirtschaft (PersWi) tätige Personal als Regressoren in die Analyse ein. Für dieses Modell gelten die gleichen Bedingungen und Einschränkungen bzgl. der Lag-Länge wie für das Ausgaben-Modell (s. o.), weshalb sich auch eine äquivalente Funktion ergibt:

$$\begin{aligned} \ln(\text{Patente}_{i,t}) &= \alpha_{i,t} + \beta_{1,i,t} \cdot \ln(\text{PersSt}_{i,t-s}) + \beta_{2,i,t} \cdot \ln(\text{PersHs}_{i,t-s}) \\ &\quad + \beta_{3,i,t} \cdot \ln(\text{PersWi}_{i,t-s}) + u_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

mit $\alpha_{i,t} = (\ln a)_{i,t}$

Für die Überprüfung dieser Modelle und eine Untersuchung, ob zwischen den Bundesländern Unterschiede in der Innovationsproduktivität bestehen, werden verschiedene Schätzmethoden angewendet. Da die abhängige Variable, die Anzahl der angemeldeten Patente, eine Zählvariable darstellt,²⁸ könnte die Analyse der regionalen Wissensproduktion anhand eines Zählmodells²⁹ durchgeführt werden, um die für diese Variablenart spezifische Verteilung zu berücksichtigen.³⁰ Für Zählmodellen, deren Mittelwert hoch ist und die keine ‚Nullen‘ in der Datenreihe enthalten, sind Verfahren, die eine Normalverteilung unterstellen, wie z. B. die Kleinst-Quadrat-Methode (OLS) ebenfalls adäquat.³¹ Die hier durchzuführende Schätzung beruht auf Daten, die auf Bundesländerebene aggregiert sind, weshalb sich je Untersuchungseinheit in jeder Periode eine relativ hohe Anzahl an Patentanmeldungen ergibt. Der Mittelwert der Patentanmeldungen liegt bei dem vorliegenden Datensatz bei 3024 Patenten, der kleinste Wert liegt bei 137 Patenten.³² Aufgrund dieser hohen Werte ist die in den folgenden Kapiteln beschriebene Analyse unter der Annahme der Normalverteilung ebenso geeignet.

²⁷ Für diese Maßeinheit wird die Arbeitszeit der nur teilweise in FuE Beschäftigten (einschließlich Teilzeitkräfte) in die Arbeitszeit einer voll in FuE beschäftigten Person umgerechnet. Vgl. BMBF, 2004a, S. 172.

²⁸ Vgl. Fritsch, 2000b, S. 422.

²⁹ Zählmodellen sind Regressionsmodelle, deren abhängige Variable die Anzahl von bestimmten auftretenden Ereignissen in einem Zeitintervall abbildet (Zählvariable). Diese nimmt dabei nur nichtnegative Werte aus der Menge der natürlichen Zahlen an, weshalb ihr im Gegensatz zu Regressionsmodellen wie z. B. der OLS-Schätzung eine Poisson-Verteilung unterstellt wird. Vgl. Dexheimer/ Schulze, 2002, S. 2 und Greene, 2003, S. 740.

³⁰ Vgl. Dexheimer/ Schulze, 2002, S. 11.

³¹ Vgl. Cameron/ Trivedi, 1998, S. 2 und Greene, 2003, S. 740.

³² Für eine Statistik des verwendeten Datensatzes siehe Anhang I, S. 21.

3 Schätzmethodik

3.1 Vorbemerkungen

Um die Beziehung des FuE-Inputs zum FuE-Output sowohl über die Zeit als auch für die verschiedenen Individuen (hier: Bundesländer) zu untersuchen, ist eine Paneldatenanalyse angebracht. Bei dieser Analyse werden die Querschnitts- und die Zeitdimension kombiniert, weshalb der größere Stichprobenumfang zu einer höheren Zahl an Freiheitsgraden³³ und einer Effizienzsteigerung der Schätzverfahren führt.³⁴ Für die Untersuchung der regionalen Wissensproduktion erfolgt eine Schätzung der gängigen Modelle der Paneldatenanalyse³⁵ und eine gegenseitige Abwägung anhand verschiedener Testverfahren³⁶. Im verwendeten Datensatz liegen sowohl Individual- als auch Zeiteffekte³⁷ vor. Die Bundesländer sind also bezüglich ihrer regionalen Wissensproduktion als heterogen zueinander anzusehen. Die Zeiteffekte können mit der in Kapitel 2.1 dargestellten Verschiebung des Verhältnisses zwischen FuE-Aktivitäten und der Patententwicklung erklärt werden. Die beste Schätzung für den zu untersuchenden Zusammenhang ergab sich durch die Anwendung restringierter Seemingly Unrelated Regressions (SUR)-Modelle.

Im folgenden Kapitel wird daher die Methodik der SUR-Schätzung kurz vorgestellt. Dabei werden die Annahmen am Beispiel des Ausgaben-Modells dargestellt. Für das Personal-Modell gelten die Schätzgleichungen analog zu den hier dargestellten, jedoch mit den entsprechenden Variablen für das FuE-Personal als Regressoren.

3.2 Die SUR-Schätzung

Im SUR-Modell werden für jede der Untersuchungseinheiten unterschiedliche Koeffizienten geschätzt, indem für jedes Individuum – hier Bundesland – eine eigene Regression berechnet wird.³⁸ Dabei wird jedoch berücksichtigt, dass die Gleichungen über die latenten Variablen kontemporär miteinander verknüpft sind.³⁹ Da nicht berücksichtigte Variablen üblicherweise in den Residuen ihren Niederschlag finden, liegt die Vermutung nahe, dass sich diese auf alle Schätzgleichungen gleichzeitig auswirken. Auf diesem Wege können

³³ Vgl. Hsiao, 2003, S. 3.

³⁴ Vgl. Baltagi, 1996, S. 4.

³⁵ Es wurden das Classical Pooling-Modell, das Fixed Effects-Modell, das Random Effects-Modell sowie SUR-Modelle geschätzt. Für eine Übersicht über diese Modelle siehe Alecke, 1997, S. 89.

³⁶ Zur Entscheidungsfindung für ein adäquates Modell dienen die Analysis of Variance, der F-Test sowie der Hausman-Test. Vgl. hierzu Schulze/ Prinz/ Schweinberger, 2006, S. 232-238.

³⁷ Individualeffekte sind über die Zeit konstant, zwischen den Untersuchungseinheiten jedoch heterogen. Zeiteffekte sind dagegen für alle Individuen identisch und beschreiben eine Entwicklung im Zeitablauf. Vgl. Schulze/ Prinz/ Schweinberger, 2006, S. 223.

³⁸ Vgl. Prinz/ Schulze, 2004, S. 4.

³⁹ Vgl. Dielman, 1989, S. 29.

Ereignisse, wie z. B. die Veröffentlichung bahnbrechender Erfindungen, die sich auf die FuE in allen Bundesländern auswirkt, im Modell Berücksichtigung finden. Für jede Region wird also folgende Gleichung geschätzt:

$$\ln(\text{Patente}_t^{(i)}) = \alpha^{(i)} + \beta_1^{(i)} \cdot \ln(\text{AusgSt}_{t-s}^{(i)}) + \beta_2^{(i)} \cdot \ln(\text{AusgHs}_{t-s}^{(i)}) + \beta_3^{(i)} \cdot \ln(\text{AusgWi}_{t-s}^{(i)}) + u_t^{(i)} \quad (5)$$

Der Index i in Gleichung (5) steht für die verschiedenen Bundesländer, die Variablen entsprechen den Ausführungen in Kapitel 2.3. Die Residuen der verschiedenen Gleichungen sind kontemporär korreliert, wogegen die intertemporalen Korrelationen⁴⁰ gleich Null sein sollen.⁴¹ Für die SUR-Schätzung gelten die Annahmen multipler Mehrgleichungsmodelle. Demnach sind die latenten Variablen in jeder Schätzgleichung normalverteilt mit einem Erwartungswert von Null und konstanter Varianz, und es besteht keine zeitliche Autokorrelation, wogegen kontemporäre Korrelation der Residuen verschiedener Gleichungen gestattet ist.⁴² Diese Annahmen können z. B. mit dem Jarque-Bera-Test auf Normalverteilung⁴³, dem White-Test auf Homoskedastie⁴⁴ und dem Durbin-Watson-Test auf Autokorrelation⁴⁵ für jede einzelne Gleichung geprüft werden.

Zwei Tests dienen der Überprüfung, ob eine SUR-Analyse aufgrund der Daten angebracht ist, nämlich der Test auf kontemporäre Korrelation und der Test von Koeffizientenrestriktionen.

Wenn die latenten Variablen verschiedener Gleichungen des SUR-Modells nicht kontemporär korreliert sind, besteht das Gleichungssystem aus miteinander unverbundenen Einzelgleichungen und kann mit OLS effizient geschätzt werden. Das Vorliegen von Korrelationen der Restwerte in der gleichen Periode wird daher mit dem Test auf kontemporäre Korrelation von Breusch und Pagan⁴⁶ geprüft.

Eine weitere wichtige Überprüfung ist die auf signifikant unterschiedliche Koeffizientenvektoren. Sind die Koeffizientenvektoren signifikant voneinander verschieden, ist das

⁴⁰ Mit kontemporärer Korrelation ist die Korrelation von zwei latenten Variablen aus verschiedenen Gleichungen in der gleichen Periode gemeint. Intertemporäre Korrelation ist dagegen die Korrelation zweier Residuen zu verschiedenen Zeitpunkten. Vgl. Eckey/ Kosfeld/ Dreger, 2001, S. 325.

⁴¹ Vgl. Greene, 2003, S. 341.

⁴² Zu den Annahmen multipler Mehrgleichungsmodelle siehe Hackl, 2004, S. 272 und S. 334.

⁴³ Zum Jarque-Bera-Test siehe z. B. Eckey/ Kosfeld/ Dreger, 2001, S. 222-223.

⁴⁴ Zum White-Test siehe z. B. Eckey/ Kosfeld/ Dreger, 2001, S. 108- 109.

⁴⁵ Zum Durbin-Watson-Test siehe z. B. Eckey/ Kosfeld/ Dreger, 2001, S. 110-116.

⁴⁶ Für eine Darstellung des Tests auf kontemporäre Korrelation vgl. z. B. Eckey/ Kosfeld/ Dreger, 2001, S. 328.

SUR-Modell adäquat. Ist das nicht der Fall, ist das Classical Pooling-Modell vorteilhafter, da durch die geringere Anzahl zu schätzender Parameter die Genauigkeit der Schätzung verbessert werden kann. Dies wird mit einem von Zellner beschriebenen F-Test von Koeffizientenrestriktionen⁴⁷ überprüft, der die kontemporären Korrelationen der Residuen berücksichtigt.

4 Empirische Untersuchung

4.1 Die verwendeten Daten

Für die empirische Untersuchung wurden Jahresdaten gegliedert nach Bundesländern verwendet.⁴⁸ Zunächst wurden die Daten für die FuE-Ausgaben vollständig in die Währung Euro transformiert und zur Vermeidung inflationsbedingter Verzerrungen anhand des Ausgaben-Deflators⁴⁹ deflationiert⁵⁰. Sie gehen in Millionen (Mio.) Euro in die Schätzung ein. Aufgrund der Datenlage wird die SUR-Analyse nur für die westdeutschen Bundesländer ohne Berlin durchgeführt.⁵¹ Eine Gliederung der FuE-Ausgaben nach den drei Sektoren liegt erst ab 1991 vor, weshalb für das Ausgaben-Modell Daten von 1991 bis 2003 in die Berechnung eingehen. Für das Personal-Modell fließen die Daten von 1987 bis 2003 in die Schätzung ein. Für den Wirtschaftssektor liegen die Daten nur im Zwei-Jahres-Rhythmus vor, weshalb die fehlenden Werte der dazwischen liegenden Jahre linear interpoliert wurden. Auch für die Daten des FuE-Personals an den Hochschulen wurden die aufgrund eines geänderten Erhebungsverfahrens⁵² fehlenden Werte interpoliert. Aufgrund der ökonomischen Überlegungen wird eine positive Abhängigkeit der abhängigen Variablen von den Regressoren vermutet.⁵³

4.2 Ergebnisse der Paneldatenanalyse

4.2.1 Vorbemerkungen

Es werden wie in Kapitel 2.3 dargestellt zwei Grundmodelle untersucht: das Ausgaben-Modell und das Personal-Modell. Da das in FuE beschäftigte Personal in Form von Gehaltszahlungen in den Ausgaben für FuE enthalten ist, die Ausgaben aber auch Zahlungen

⁴⁷ Für eine Darstellung des Tests von Koeffizientenrestriktionen vgl. Zellner, 1962, S. 354-356. Vgl. auch Greene, 2003, S. 346-347.

⁴⁸ Siehe Datenverzeichnis, S. 30.

⁴⁹ Siehe Datenverzeichnis, S. 30.

⁵⁰ Zur Vorgehensweise der Deflationierung vgl. Schulze, 2000, S. 320-321.

⁵¹ Für relativ kurze Zeitreihen und gleichzeitig eine hohe Anzahl an Individuen kann die Kovarianz-Matrix nicht geschätzt werden. Vgl. Estima, 2000, S. 425. Folgende Bundesländer werden bei der SUR-Analyse betrachtet: Baden-Württemberg, Bayern, Bremen, Hamburg, Hessen, Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz, Saarland und Schleswig-Holstein.

⁵² Vgl. BMBF, 1998, Tabelle VI/47.

⁵³ Vgl. hierzu auch Anhang II, S. 22.

für andere Hilfsmittel beinhalten, bilden die Ausgaben für FuE das umfassendere Maß für die FuE-Aktivitäten einer Region.⁵⁴ Die Berechnungen für die Analyse in dieser Arbeit werden im Softwareprogramm WinRATS 5.0 programmiert und ausgeführt.

Für alle Schätzungen führt die Verwendung von zwei Lags zum besten Ergebnis. Auch ist sowohl für das Ausgaben- als auch für das Personal-Modell eine SUR-Schätzung das adäquate Modell, weshalb in den folgenden Kapiteln ausschließlich die Ergebnisse der SUR-Modelle dargestellt werden. Bei einem Modellansatz ohne Koeffizientenrestriktionen ergibt die Schätzung teilweise unplausible Parameter bzgl. Größenordnung und Vorzeichen. Außerdem sind viele der Koeffizienten nicht signifikant von Null verschieden. Ein möglicher Grund dafür könnte in der relativ kurzen Zeitreihe und der damit verbundenen geringen Anzahl an Freiheitsgraden liegen, da für das SUR-Modell 40 Koeffizienten geschätzt werden müssen. Die Verfügbarkeit der Daten lässt keine Erweiterung zu, weshalb auch restringierte Modelle geschätzt wurden. Dabei wurden verschiedene Koeffizienten für alle Untersuchungseinheiten als konstant angenommen. Variiert jeweils nur eine erklärende Variable über die Bundesländer, sind alle Schätzergebnisse signifikant von Null verschieden und plausibel. Es entstehen also für das Ausgaben- und für das Personal-Modell je drei Schätzungen, in denen jeweils die Konstante und zwei Regressoren für alle Bundesländer gleich sind, während der dritte Regressor über die Untersuchungseinheiten variiert. Damit werden die bundeslandspezifischen Veränderungen der Patentanmeldungen in jedem Modell nur durch eine Größe erklärt. Eine Betrachtung des \bar{R}^2 der jeweiligen Gleichung gibt Aufschluss darüber, wie gut die variierende Variable diese Veränderungen erklärt. Diese sechs Modelle sollen im Folgenden dargestellt und analysiert werden.

4.2.2 Schätzung und Beurteilung des Ausgaben-Modells

Für das Ausgaben-Modell werden drei Schätzungen dargestellt. In Modell I variieren die Koeffizienten für die FuE-Ausgaben des Staatsektors von Bundesland zu Bundesland. In Modell II ändern sich die Koeffizienten der Ausgaben der Hochschulen für FuE, und in Modell III variieren die Koeffizienten für die FuE-Ausgaben des Wirtschaftssektors. In jedem Modell wird also die Heterogenität der Output-Effizienz zwischen den Bundesländern in Bezug auf einen der betrachteten Sektoren analysiert, wobei die Output-Effizienz der anderen Sektoren konstant bleibt. Damit werden unterschiedliche Entwicklungen bei den Patentanmeldungen in den Bundesländern für jedes Modell aus Sicht einer erklärenden

⁵⁴ Vgl. Fritsch, 2002, S. 91.

Variablen betrachtet. Die geschätzten Koeffizienten in den jeweiligen Modellen sind in Tabelle 1 dargestellt.⁵⁵

| | Modell I | | | Modell II | | | Modell III | | |
|---|----------|------------|-------------|-----------|------------|-------------|------------|------------|-------------|
| Jeweils konstant gehaltene Koeffizienten | | | | | | | | | |
| Constant | -0,80352 | | | 1,42092 | | | -0,66436 | | |
| AusgSt | | | | 0,34239 | | | 0,29982 | | |
| AusgHs | 0,67117 | | | | | | 0,59359 | | |
| AusgWi | 0,36180 | | | 0,26486 | | | | | |
| Über die Bundesländer variierende Koeffizienten | Rg | AusgSt {2} | \bar{R}^2 | Rg | AusgHs {2} | \bar{R}^2 | Rg | AusgWi {2} | \bar{R}^2 |
| Baden-Württemberg | 4 | 0,29523 | 0,88473 | 1 | 0,43179 | 0,85726 | 4 | 0,40321 | 0,88638 |
| Bayern | 3 | 0,32523 | 0,91961 | 1 | 0,46221 | 0,89265 | 4 | 0,42639 | 0,90927 |
| Bremen | 5 | 0,16036 | 0,69769 | 3 | 0,12157 | 0,72969 | 5 | 0,28536 | 0,73139 |
| Hamburg | 4 | 0,28121 | 0,82797 | 2 | 0,32643 | 0,81108 | 4 | 0,39062 | 0,82960 |
| Hessen | 2 | 0,35240 | 0,66013 | 1 | 0,45129 | 0,70864 | 3 | 0,44144 | 0,66171 |
| Niedersachsen | 4 | 0,26193 | 0,81842 | 2 | 0,36301 | 0,83260 | 4 | 0,37801 | 0,82163 |
| Nordrhein-Westfalen | 4 | 0,27119 | 0,60508 | 1 | 0,41225 | 0,63264 | 4 | 0,38875 | 0,58556 |
| Rheinland-Pfalz | 1 | 0,44581 | 0,88503 | 1 | 0,48669 | 0,88001 | 2 | 0,49858 | 0,88613 |
| Saarland | 1 | 0,47794 | 0,90159 | 1 | 0,38930 | 0,89889 | 1 | 0,56757 | 0,91655 |
| Schleswig-Holstein | 4 | 0,30229 | 0,56158 | 2 | 0,31925 | 0,70650 | 4 | 0,41184 | 0,55176 |

Tabelle 1: Schätzergebnisse für die Koeffizienten des Ausgaben-Modells
Quelle: Eigene Berechnungen⁵⁶

Die Anpassungsgüte variiert für alle Gleichungen der drei Modelle mit einem \bar{R}^2 zwischen 0,552 und 0,920 sehr stark. Damit zeigt sich, dass die bundeslandspezifischen Schwankungen der Patentanmeldungen nicht von allen drei Regressoren gleich gut erklärt werden.

Die Koeffizienten der fixierten Variablen erscheinen plausibel und ihre Größenordnung passt zu einer Analyse von Fritsch, in der ebenfalls die Elastizitäten von FuE-Ausgaben geschätzt werden.⁵⁷ Der Test auf Koeffizientenrestriktionen ergibt, dass sich einige der Koeffizienten signifikant voneinander unterscheiden. In der Spalte „Rg“ sind die jeweiligen Koeffizienten der Größenordnung nach nummeriert. Koeffizienten, die aufgrund des Tests auf Koeffizientenrestriktionen nicht signifikant voneinander verschieden sind, haben in dieser Spalte den gleichen Wert. Damit entstehen verschiedene Gruppen von Bundesländern, die sich in ihrer Output-Effizienz in Bezug auf einen bestimmten Sektor intern nicht unterscheiden.

⁵⁵ Für detaillierte Ergebnisse siehe Anhang III, S. 23.

⁵⁶ Für die Datenquellen der einzelnen Variablen siehe Datenverzeichnis, S. 30.

⁵⁷ Vgl. Fritsch, 2000b, S. 423.

Für Modell I, in dem der Koeffizient für die FuE-Ausgaben des Staatssektors variabel ist, unterscheiden sich die Output-Effizienzen für Rheinland-Pfalz und für Saarland bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% nicht voneinander. Außerdem ist die Output-Effizienz dieser beiden Bundesländer im Vergleich mit den anderen am höchsten. Werden die FuE-Ausgaben des Staatssektors in einem der beiden Bundesländer um 1% erhöht, so steigen die Patentanmeldungen dort zwei Jahre später c. p. um 0,45% (Rheinland-Pfalz) bzw. 0,48% (Saarland). Es folgen die Bundesländer Hessen und Bayern, bei denen sich jeweils die Koeffizienten signifikant von allen anderen unterscheiden. Für Baden-Württemberg, Hamburg, Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen und Schleswig-Holstein sind die Output-Effizienzen mit Werten zwischen 0,26 und 0,30 bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% nicht signifikant voneinander verschieden. Allerdings ist \bar{R}^2 für Schleswig-Holstein mit 0,562 sehr gering. Die bundeslandspezifische Entwicklung der Patentanmeldungen in Schleswig-Holstein lässt sich demzufolge alleine mit den FuE-Ausgaben des Staatssektors nicht gut erklären. Die geringste Effizienz wird bei allen drei Modellen für Bremen geschätzt. Offenbar ist die Output-Effizienz aller drei Sektoren in Bremen am geringsten. Das könnte an den vorhandenen Strukturdefiziten liegen, die die Hansestadt in den nächsten Jahren überwinden möchte.⁵⁸ Durch einen Ausbau zu einer leistungsfähigen wissenschaftlichen Infrastruktur soll sich das Wissenschaftssystem Bremens zu einem konkurrenzfähigen Standort ausbilden.⁵⁹ Durch diese Maßnahmen wird auch eine Effizienzsteigerung der Ausgaben für FuE in den drei Sektoren erwartet.

In Modell II, in dem die FuE-Ausgaben der Hochschulen über die Bundesländer variieren, ist der Koeffizient für Bremen signifikant von allen anderen verschieden. Er nimmt mit 0,12 gleichzeitig den geringsten Wert an. Eine Erhöhung der FuE-Ausgaben der Hochschulen in Bremen um 1% führt dort also zwei Jahre darauf c. p. zu 0,12% mehr Patentanmeldungen. Für Hamburg, Niedersachsen und Schleswig-Holstein sind die Koeffizienten für die FuE-Ausgaben der Hochschulen nicht signifikant voneinander verschieden und nehmen Werte zwischen 0,32 und 0,36 an. Eine einprozentige Erhöhung der FuE-Ausgaben der Hochschulen in diesen Ländern führt demnach zwei Perioden später zu einer Steigerung der Patentanmeldungen von durchschnittlich 0,34% in jedem der drei Bundesländer. Die höchste Output-Effizienz der FuE-Ausgaben an den Hochschulen ergibt sich für Baden-Württemberg, Bayern, Hessen, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz und

⁵⁸ Vgl. BMBF, 2004a, S. 406.

⁵⁹ Vgl. BMBF, 2004a, S. 406.

Saarland mit Werten zwischen 0,39 und 0,49. Demzufolge hat eine Steigerung der FuE-Ausgaben des Hochschulsektors in diesen Bundesländern die höchste Wirkung.

Die Variation der FuE-Ausgaben des Wirtschaftssektors in Modell III ergibt ebenfalls eine Gruppierung von sechs Bundesländern, deren geschätzte Koeffizienten sich bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% nicht signifikant voneinander unterscheiden. Für Bremen wird auch in diesem Modell die geringste Ausprägung geschätzt. Auf eine Erhöhung der FuE-Ausgaben des Wirtschaftssektors in Bremen erfolgt c. p. nach zwei Perioden eine dortige Steigerung der Patentanmeldungen um 0,29%. Für Baden-Württemberg, Bayern, Hamburg, Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen und Schleswig-Holstein liegen die geschätzten Koeffizienten zwischen 0,38 und 0,43 und sind nicht signifikant voneinander verschieden. Für diese Bundesländer gilt, dass es aufgrund einer einprozentigen Erhöhung der FuE-Ausgaben des Wirtschaftssektors in jedem Bundesland c. p. zwei Jahre danach zu einer Steigerung der Patentanmeldungen um 0,38% bis 0,43% kommt. Die Output-Effizienz für Hessen ist mit einem geschätzten Koeffizienten von 0,44 signifikant höher. Demzufolge führen FuE-Ausgaben des Wirtschaftssektors in Hessen um 1% nach zwei Jahren c. p. mit 0,44% zu einer signifikant höheren Steigerung der Patentanmeldungen. Eine Erklärung dafür ist, dass Hessen über eine sehr gute wissenschaftliche Infrastruktur verfügt.⁶⁰ Allerdings weist die Schätzung für Hessen mit einem \bar{R}^2 von 0,662 nur eine relativ geringe Anpassungsgüte auf. Die FuE-Ausgaben des Wirtschaftssektors scheinen die für Hessen spezifische Entwicklung der Patentanmeldungen alleine nicht sehr gut zu erklären. Die Output-Effizienz von Rheinland-Pfalz ist bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% mit einem Wert von 0,50 signifikant höher als die der bisher genannten Bundesländer. Da das \bar{R}^2 dieser Schätzgleichung mit 0,886 relativ groß ist, erklären die Unterschiede der FuE-Ausgaben des Wirtschaftssektors zwischen Rheinland-Pfalz und den anderen Ländern die regionalen Unterschiede in den Patentanmeldungen offenbar relativ gut. Die hohe Output-Effizienz des Wirtschaftssektors in Rheinland-Pfalz könnte darauf beruhen, dass ein Schwerpunkt dort in der Unterstützung eines breiten Wissenstransfers zwischen rheinland-pfälzischen Hochschulen, Forschungseinrichtungen und Unternehmen liegt.⁶¹ Die höchste Output-Effizienz der FuE-Ausgaben des Wirtschaftssektors wird für das Saarland geschätzt. Um c. p. 0,57% steigt die Zahl der angemeldeten Patente zwei Jahre nach einer einprozentigen Erhöhung der FuE-Ausgaben der Wirtschaft in diesem Bundesland. Das erscheint insofern plausibel, als die Landesregierung mit einer integrierten Wissenschafts-

⁶⁰ Vgl. BMBF, 2004a, S. 416.

⁶¹ Vgl. BMBF, 2004b, S. 442.

und Wirtschaftspolitik vor allem den Transfer von Wissen und Technologie in die Unternehmen unterstützt.⁶²

Der Test auf kontemporäre Korrelation der Residuen bei der SUR-Schätzung ergibt, dass die Residuen der Gleichungen in allen drei Modellen jeweils kontemporär korreliert sind. Die SUR-Schätzung ist damit einer Schätzung der Einzelgleichungen mit OLS vorzuziehen, da letztere zu Effizienzverlusten führen würde.

Die Überprüfung der Modellannahmen mit den entsprechenden Tests ergibt, dass die Residuen normalverteilt, homoskedastisch und nicht autokorreliert sind.

4.2.3 Schätzung und Beurteilung des Personal-Modells

In Tabelle 2 sind die Ergebnisse der restringierten SUR-Schätzungen für das Personal-Modell dargestellt.⁶³ In Modell IV variiert die unabhängige Variable PersSt, in Modell V die Variable PersHs und in Modell VI die Variable PersWi. Die anderen erklärenden Variablen und das Absolutglied werden in jedem der drei Modelle jeweils als konstant angenommen.

| | Modell IV | | | Modell V | | | Modell VI | | |
|---|-----------|------------|-------------|----------|------------|-------------|-----------|------------|-------------|
| Jeweils konstant gehaltene Koeffizienten | | | | | | | | | |
| Constant | 1,38673 | | | 4,36096 | | | 1,98737 | | |
| PersSt | | | | 0,28992 | | | 0,30376 | | |
| PersHs | 0,29332 | | | | | | 0,26992 | | |
| PersWi | 0,02926 | | | -0,18711 | | | | | |
| Über die Bundesländer variierende Koeffizienten | Rg | PersSt {2} | \bar{R}^2 | Rg | PersHs {2} | \bar{R}^2 | Rg | PersWi {2} | \bar{R}^2 |
| Baden-Württemberg | 1 | 0,49423 | 0,77142 | 1 | 0,43586 | 0,79639 | 1 | 0,15684 | 0,77079 |
| Bayern | 1 | 0,50973 | 0,78400 | 1 | 0,44707 | 0,80821 | 1 | 0,16490 | 0,77271 |
| Bremen | 5 | 0,20922 | 0,68157 | 8 | 0,03778 | 0,77174 | 8 | -0,10457 | 0,53199 |
| Hamburg | 3 | 0,35251 | 0,64678 | 5 | 0,22231 | 0,68018 | 5 | 0,02689 | 0,65649 |
| Hessen | 1 | 0,49523 | 0,63898 | 2 | 0,39752 | 0,69839 | 2 | 0,14004 | 0,66641 |
| Niedersachsen | 2 | 0,39962 | 0,70598 | 4 | 0,30680 | 0,66714 | 4 | 0,07617 | 0,72163 |
| Nordrhein-Westfalen | 1 | 0,47173 | 0,80757 | 2 | 0,40350 | 0,88495 | 2 | 0,14273 | 0,74836 |
| Rheinland-Pfalz | 1 | 0,49097 | 0,82560 | 3 | 0,35845 | 0,84669 | 3 | 0,12685 | 0,78952 |
| Saarland | 4 | 0,31007 | 0,88950 | 7 | 0,09675 | 0,88274 | 7 | -0,03026 | 0,88534 |
| Schleswig-Holstein | 4 | 0,32617 | 0,60852 | 6 | 0,17480 | 0,64628 | 6 | -0,00075 | 0,62283 |

Tabelle 2: Schätzergebnisse der Koeffizienten des Personal-Modells

Quelle: Eigene Berechnungen⁶⁴

⁶² Vgl. BMBF, 2004b, S. 447.

⁶³ Für detaillierte Ergebnisse siehe Anhang IV, S. 26.

⁶⁴ Für die Datenquellen der einzelnen Variablen siehe Datenverzeichnis, S. 30.

Die \bar{R}^2 variieren stark zwischen 0,532 und 0,890. Die Anpassungsgüte der einzelnen Gleichungen ist insgesamt also eher geringer als beim Ausgaben-Modell. Dieses Ergebnis passt zu der Annahme, dass die Ausgaben für FuE ein umfassenderes Maß für die FuE-Aktivitäten einer Region darstellen als das in FuE beschäftigte Personal. Demzufolge kann nicht jede der drei Variablen die bundeslandspezifische Entwicklung der Patentanmeldungen in jedem Bundesland alleine gut erklären. Auch in Tabelle 2 sind für jedes Modell die Koeffizienten, die nicht signifikant voneinander verschieden sind, in der Spalte „Rg“ mit der gleichen Nummer versehen.

In Modell IV, in dem das FuE-Personal des Staatssektors über die Bundesländer variiert, ist der fixierte Koeffizient für das FuE-Personal des Wirtschaftssektors nicht signifikant von Null verschieden. Dagegen haben die anderen Variablen einen signifikanten Einfluss. Die geschätzten Koeffizienten für das FuE-Personal des Staatssektors sind für Baden-Württemberg, Bayern, Hessen, Nordrhein-Westfalen und Rheinland-Pfalz bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% nicht signifikant voneinander verschieden. Ihre Werte variieren zwischen 0,47 und 0,51. Eine einprozentige Erhöhung des FuE-Personals in diesen Bundesländern würde dort c. p. zwei Jahre später zu einer Steigerung der Patentanmeldungen um 0,47% bis 0,51% führen. Für Niedersachsen wurde eine Output-Effizienz von 0,40 geschätzt, eine Erhöhung des FuE-Personals im Staatssektor führt in Niedersachsen c. p. nach zwei Jahren also zu einer Steigerung der Patentanmeldungen um 0,40%. Die Koeffizienten für Niedersachsen bzw. für Hamburg unterscheiden sich signifikant von den Koeffizienten der anderen Bundesländer. Auf eine einprozentige Erhöhung des FuE-Personals folgt in Hamburg zwei Jahre später c. p. eine Erhöhung der Patentanmeldungen um 0,35%. Für Saarland und Schleswig-Holstein weichen die geschätzten Koeffizienten nicht signifikant voneinander ab. Das in FuE tätige Personal liefert dort demnach die gleiche Effizienz bzgl. der Patentanmeldungen. Auch in diesem Modell hat, wie bereits im Ausgaben-Modell, Bremen mit einem geschätzten Koeffizienten von 0,21 die geringste Output-Effizienz. Dort führt eine Erhöhung des in FuE beschäftigten Personals um 1% zu um 0,21% mehr Patentanmeldungen nach zwei Jahren. Im Ausgaben-Modell sind andere Koeffizienten signifikant voneinander verschieden als im Personal-Modell. Auch die Reihenfolge bei Sortierung der Länder nach der Höhe ihrer Output-Effizienz unterscheidet sich in den beiden Modellen mit Ausnahme von Bremen voneinander. Die personalspezifischen Output-Effizienzen der Bundesländer sind demnach von den für die FuE-Ausgaben berechneten Output-Effizienzen verschieden.

Für Modell V ergibt sich bei dem als konstant angenommenen Koeffizienten für das in FuE beschäftigte Personal im Wirtschaftssektor ein negatives Vorzeichen. Dies erscheint nicht plausibel. In Modell IV, in dem die Variable PersWi ebenfalls als konstant über alle Bundesländer angenommen wird, ergibt sich für den Koeffizienten ein Wert, der nicht signifikant von Null verschieden ist. Bei der Analyse dieser Variable in Modell VI, in dem sie über die Bundesländer verschiedene Werte annimmt, sind diese Ergebnisse zu berücksichtigen. Für Baden-Württemberg und Bayern ergeben sich für die Schätzung in Modell V, in dem die Koeffizienten für das FuE-Personal des Hochschulsektors variieren, mit Koeffizienten von 0,44 und 0,45 Werte, die nicht signifikant voneinander abweichen. Dies sind zugleich die höchsten geschätzten Größen dieses Modells, die Output-Effizienz ist demnach in diesen beiden Bundesländern am größten. Mit geschätzten Werten von ca. 0,40 unterscheiden sich auch die Koeffizienten für Hessen und Nordrhein-Westfalen nicht signifikant voneinander. Eine Erhöhung des FuE-Personals in den Hochschulen um 1% führt zwei Jahre danach zu einer Erhöhung der Patentanmeldungen in diesen beiden Ländern um 0,40%. Die Koeffizienten für das FuE-Personal an den Hochschulen für die anderen Bundesländer sind signifikant voneinander verschieden und insgesamt geringer als die Koeffizienten für das FuE-Personal im Staatssektor. Am niedrigsten ist die Output-Effizienz auch in diesem Modell für die Hansestadt Bremen. Der geschätzte Koeffizient für Bremen ist zudem nicht signifikant von Null verschieden.

Bei der Analyse von Modell VI sind die Koeffizienten für das FuE-Personal im Wirtschaftssektor über die Bundesländer variabel. Die konstant gehaltenen Koeffizienten erscheinen bzgl. ihrer Größenordnung und Vorzeichen plausibel. Auffällig ist, dass die geschätzten Koeffizienten für Modell VI sehr viel geringer sind als die variierenden Koeffizienten der anderen beiden Modelle. Auch in Modell VI sind, wie bereits bei den anderen SUR-Schätzungen für das Personal-Modell, die Koeffizienten für Baden-Württemberg und Bayern signifikant gleich und nehmen mit 0,16 und 0,17 die höchsten Werte an. Auch die Parameter für das FuE-Personal im Wirtschaftssektor in Hessen und Nordrhein-Westfalen weichen, wie bereits in Modell IV und V, nicht signifikant voneinander ab. Drei der geschätzten Parameter weisen ein negatives Vorzeichen auf. Für Saarland und Schleswig-Holstein sind die geschätzten Koeffizienten mit p-values von 0,29 und 0,97 nicht signifikant von Null verschieden. Für Bremen ist der Parameter signifikant, die Schätzung weist jedoch mit einem \bar{R}^2 von 0,532 einen geringen Erklärungswert auf. Die bundeslandspezifische Entwicklung der Patentanmeldungen kann durch die Entwicklung des FuE-Personals in der Wirtschaft alleine offenbar nicht gut erklärt werden. In allen drei

Bundesländern mit negativem Vorzeichen kam es im betrachteten Zeitraum zu Personalabbau. Das im Wirtschaftssektor beschäftigte FuE-Personal scheint dieser Schätzung zufolge keine aussagekräftige Größe zu sein, um die bundeslandspezifische Entwicklung der Patentanmeldungen zu erklären. Diese Ergebnisse spiegeln sich auch in der Schätzung des Parameters für das FuE-Personal im Wirtschaftssektor über alle Bundesländer wieder (Modell IV und V).

Der Test auf kontemporäre Korrelation der Residuen ergibt, dass die Nullhypothese in allen drei Modellen abzulehnen ist. Demzufolge liegen kontemporäre Korrelationen der Residuen zwischen den Gleichungen für die Bundesländer vor. Eine Schätzung der Einzelgleichungen mit OLS würde zu Effizienzverlusten führen, weshalb auch für das Personalmodell eine SUR-Schätzung vorzuziehen ist.

Die Überprüfung der Modellannahmen ergibt, dass die Residuen normalverteilt sind, konstante Varianzen besitzen und dass keine zeitliche Autokorrelation zwischen ihnen vorliegt.

4.2.4 Kritische Würdigung der Ergebnisse

Insgesamt liefert die Analyse für beide Modelle annehmbare Ergebnisse. Die Größenordnung der geschätzten Parameter ist plausibel, und die meisten der geschätzten Koeffizienten weisen das erwartete Vorzeichen auf. Für die Koeffizienten, die ein unerwartetes Vorzeichen aufweisen, können plausible Erklärungen abgeleitet werden. Da sich eine SUR-Schätzung mit dem zur Verfügung stehenden Datensatz aufgrund der kurzen Zeitreihe verbietet, lassen sich die ostdeutschen Bundesländer nicht in die SUR-Analyse einbeziehen, und für die alten Bundesländer können lediglich restringierte Modelle geschätzt werden. Somit sind nur bundeslandspezifische Aussagen über eine Variable möglich, während die anderen in dem jeweiligen Modell über die Bundesländer als konstant angenommen werden. Um überhaupt eine Analyse der Unterschiede zwischen den einzelnen Bundesländern zu ermöglichen, wird diese Modellvereinfachung im Rahmen dieser Arbeit akzeptiert. Die hohe Anpassungsgüte aller Schätzungen weist darauf hin, dass der Zusammenhang zwischen den FuE-Ausgaben bzw. dem FuE-Personal und der Zahl der Patentanmeldungen sehr hoch ist.

Für die Wahl der Lag-Länge ist anzumerken, dass auch bei der Schätzung der anderen Panelmodelle (Classical Pooling-, Fixed Effects- und Random Effects-Modell) eine Verzögerung von zwei Jahren jeweils zu den besten Ergebnissen führt. Die zu wählende Lag-Länge

ist also konsistent für alle Verfahren die gleiche. Allerdings ist anzunehmen, dass Ausgaben für ein FuE-Projekt nicht nur in einer Periode anfallen. Auch das in der FuE tätige Personal ist in vielen Fällen länger als eine Periode an einer neuen Entwicklung beteiligt. Aus diesem Grund wurden auch Ansätze mit verschiedenen Lag-Längen in einer Gleichung geschätzt und miteinander verglichen. Auch dabei wird das Modell präferiert, in dem die erklärenden Variablen mit zwei und drei Lags berücksichtigt werden. Dies passt ebenfalls zu den bisherigen Ergebnissen bzgl. der Lag-Länge. Die Ergebnisse der Schätzungen werden jedoch nicht dargestellt, da aufgrund der Modellspezifikation die Annahmeverletzung der Multikollinearität vorliegt. Eine Spezifikation, in der die Möglichkeit mehrperiodischer Forschung berücksichtigt wird, könnte allerdings z. B. mit Hilfe des Koyck-Lags⁶⁵ modelliert werden.

Problematisch an der durchgeführten Analyse erscheint, dass die vorliegenden Zeiteffekte durch eine SUR-Schätzung nicht entsprechend modelliert werden können. Das Hsiao-Random-Coefficient-Modell⁶⁶ berücksichtigt sowohl Individual- als auch Zeiteffekte, indem die Koeffizienten der erklärenden Variablen nicht nur über die Untersuchungseinheiten, sondern auch über die Zeit variieren. In der empirischen Praxis wird das Hsiao-Random-Coefficient-Modell jedoch selten angewendet, da hierfür sowohl eine große Anzahl an Beobachtungseinheiten als auch eine lange Zeitreihe benötigt wird.⁶⁷ In weiteren Untersuchungen könnte dieses Modell jedoch eine plausible Alternative sein, um die Heterogenitäten der Bundesländer sowie die zeitliche Entwicklung bzgl. der Output-Effizienz in der Wissensproduktion zu analysieren.

5 Schlussbetrachtung

Das Ziel der vorliegenden Arbeit war die Analyse der Effizienz von FuE-Aktivitäten in Bezug auf den Innovationsoutput für die Bundesländer der BRD. Die individuellen Heterogenitäten können anhand einer SUR-Schätzung betrachtet werden. Die Datenverfügbarkeit lässt eine unrestringierte SUR-Schätzung jedoch nicht zu bzw. führt zu unplausiblen Schätzergebnissen. Eine Modellierung restringierter Schätzgleichungen in der Form, dass jeweils nur eine der betrachteten Variablen über die Untersuchungseinheiten variiert, führt zu plausiblen und brauchbaren Ergebnissen. Dabei ist jedoch zu berücksichtigen, dass die

⁶⁵ Vgl. Eckey/ Kosfeld/ Dreger, 2001, S. 145.

⁶⁶ Vgl. Hsiao, 2003, S. 141-163.

⁶⁷ Vgl. Judge et al., 1985, S. 550.

geschätzten Koeffizienten auf der Bedingung über die Bundesländer konstanter Koeffizienten beruhen. Diese Annahme stellt eine enorme Modellvereinfachung dar. Die geschätzten Werte repräsentieren daher Vergleichswerte, um die Output-Effizienzen zwischen den Bundesländern und den Sektoren vergleichen zu können. Eine Interpretation der Werte als tatsächliche Output-Effizienz eines Sektors in einem Bundesland ist aufgrund der Restriktionen bzgl. der anderen Sektoren jedoch problematisch.

Da bei der SUR-Schätzung die vorliegenden Zeiteffekte nicht im Modell berücksichtigt werden können, sind die geschätzten Koeffizienten Werte, die für den betrachteten Zeitraum als konstant angenommen werden. Aufgrund der Untersuchung des Fraunhofer-Instituts⁶⁸ ist jedoch von einer Steigerung der Output-Effizienz auszugehen. Für eine Analyse der regionalen Unterschiede ist die Problematik der zeitlichen Veränderung der Output-Effizienz jedoch weniger kritisch, da die Steigerung der Output-Effizienz für den gesamten europäischen Wirtschaftsraum gilt.⁶⁹

Die Einteilung der untersuchten Regionen anhand der Bundesländer ist für die Sammlung der Daten vorteilhaft, schränkt jedoch die Analysemöglichkeit hinsichtlich der bereits erläuterten Spillover-Effekte⁷⁰ ein. Die Unterteilung in Bundesländer ist sehr weiträumig, da diese zum einen unterschiedlich groß sind und sie zum anderen die Forschungslandschaft betreffend bereits sehr heterogen sind.⁷¹ Eine Modellierung möglicher Spillover-Effekte zwischen den Bundesländern führte demgemäß mit den verwendeten Daten zu keinen plausiblen Schätzergebnissen.

Des Weiteren ist zu berücksichtigen, dass Patente kein erschließendes Maß für den Innovationsoutput darstellen. Nicht alle neuen Innovationen werden patentiert. Zudem differieren Patente in ihrer ökonomischen Bedeutung sehr stark.⁷² Für die Verwendung von Patenten als aussagekräftiges Maß spricht jedoch die genaue Definition der patentierbaren Erfindungen⁷³ und die konstant geführte Statistik über die angemeldeten Patente.

⁶⁸ Vgl. Blind et al., 2003, S. XIV.

⁶⁹ Vgl. Blind et al., 2003, S. XIV.

⁷⁰ Siehe hierzu Kapitel 2.3, S. 3.

⁷¹ Vgl. Jaffe, 1989, S. 959.

⁷² Vgl. Pakes/ Griliches, 1980, S. 378.

⁷³ Für eine Definition für Patente siehe Kap. 2.1, S. 1.

Anhang

- Anhang I: Statistik des verwendeten Datensatzes
- Anhang II: Streudiagramme für Patentanmeldungen und FuE-Aktivitäten
- Anhang III: Schätzergebnisse der restringierten SUR-Schätzungen für das Ausgaben-Modell
- Anhang IV: Schätzergebnisse der restringierten SUR-Schätzungen für das Personal-Modell

Anhang I: Statistik des verwendeten Datensatzes

| Variable | Mittelwert | Standardfehler | Minimum | Maximum |
|----------------------------------|------------|----------------|---------|---------|
| Patente (in Patente) | 3023,63 | 4076,97 | 137 | 14511 |
| AusgSt (in Mio. €) | 417,85 | 375,78 | 40 | 1294 |
| AusgHs (in Mio. €) | 504,19 | 468,16 | 91 | 2044 |
| AusgWi (in Mio. €) | 2047,45 | 2679,65 | 33 | 9845 |
| PersSt (in Vollzeitäquivalenten) | 4550,33 | 4044,04 | 435 | 13782 |
| PersHs (in Vollzeitäquivalenten) | 6311,70 | 5618,26 | 1133 | 21155 |
| PersWi (in Vollzeitäquivalenten) | 18616,33 | 22847,03 | 592 | 76665 |

Tabelle I: Statistik des verwendeten Datensatzes

Jahresdaten von 1995 – 2003, Ausgaben in Preisen von 2000

Quelle: Siehe Datenverzeichnis S. 62, eigene Berechnungen

Aus den hohen Standardfehlern wird erkennbar, dass die Werte der Variablen stark schwanken. Zudem ist die Spannbreite zwischen den minimalen und den maximalen Werten für alle Variablen sehr groß. Daher wird vermutet, dass Unterschiede in der Wissensproduktion zwischen den einzelnen Bundesländern bestehen.

Anhang II: Streudiagramme für Patentanmeldungen und FuE-Aktivitäten

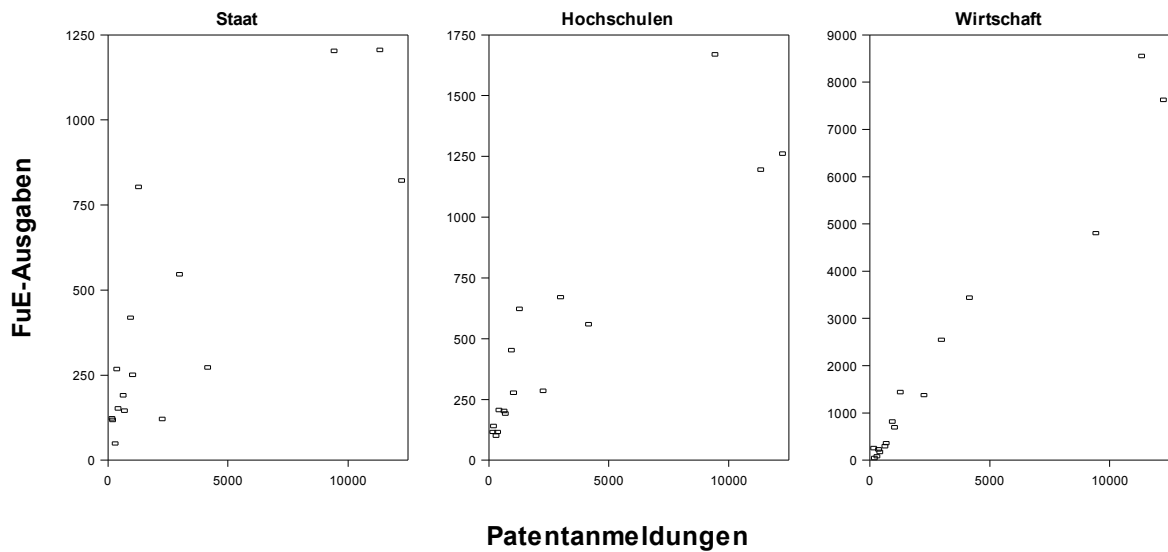


Abbildung II.1: Patentanmeldungen und FuE-Ausgaben der Sektoren Staat, Hochschulen, Wirtschaft; Durchschnitte der Daten von 1995 bis 2003 für die einzelnen Bundesländer (FuE-Ausgaben in Mio. Euro in Preisen von 2000)
Quelle: Siehe Datenverzeichnis, S. 62, eigene Berechnungen

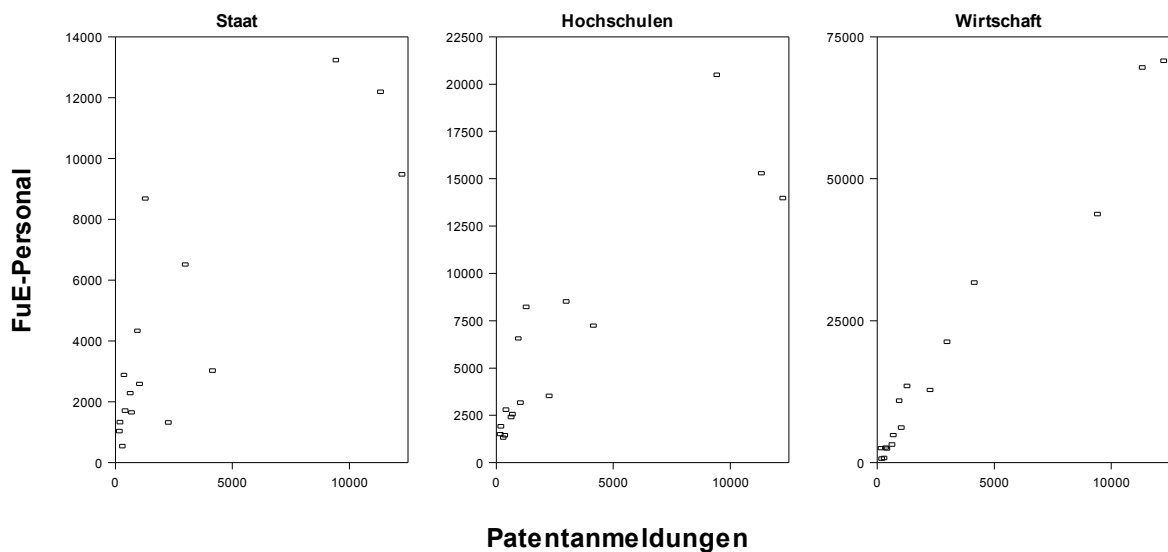


Abbildung II.2: Patentanmeldungen und FuE-Personal der Sektoren Staat, Hochschulen, Wirtschaft; Durchschnitte der Daten von 1995 bis 2003 für die einzelnen Bundesländer (FuE-Personal in Vollzeitäquivalenten)
Quelle: Siehe Datenverzeichnis, S. 62, eigene Berechnungen

In den Abbildungen steht jeder abgebildete Datenpunkt für die Durchschnittswerte der FuE-Ausgaben bzw. des FuE-Personals und den Patentanmeldungen eines Bundeslandes. Insgesamt kann aufgrund der Abbildungen ein positiver Zusammenhang zwischen den FuE-Ausgaben bzw. dem FuE-Personal der einzelnen Sektoren und den Patentanmeldungen vermutet werden.

Anhang III: Schätzergebnisse der restringierten SUR-Schätzungen für das Ausgaben-Modell

Beispielhaft werden an dieser Stelle die Schätzergebnisse für Rheinland-Pfalz dargestellt. Die vollständigen Ergebnisse der Schätzung sowie der Annahmenüberprüfung sind über das Institut für Statistik und Ökonometrie unter statoek@uni-mainz.de verfügbar.

Modell I:

Linear Systems - Estimation by Seemingly Unrelated Regressions

| | | | |
|----------------------------|----------|-------------------------------|----------|
| <u>8. Rheinland-Pfalz:</u> | | Dependent Variable ln Patente | |
| Centered R**2 | 0.459647 | R Bar **2 | 0.885031 |
| Durbin-Watson Statistic | | | 1.914605 |

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | -0.803516747 | 0.436558586 | -1.84057 | 0.06568456 |
| 11. ln AusgSt {2} | 0.445810947 | 0.044563761 | 10.00389 | 0.00000000 |
| 2. ln AusgHs {2} | 0.671167809 | 0.051252339 | 13.09536 | 0.00000000 |
| 3. ln AusgWi {2} | 0.361802352 | 0.020890985 | 17.31859 | 0.00000000 |

Annahmenüberprüfung:

Überprüfung auf Autokorrelation erster Ordnung:

Der Wert der Prüfgröße für den Durbin-Watson-Test liegt mit 1,915 nicht im Ablehnungsbereich der Nullhypothese.

Überprüfung auf Homoskedastie der Residuen:

White-Test Gleichung 8

Chi-Squared(9)= 10.977693 with Significance Level 0.27724107

⇒ Die Nullhypothese kann nicht abgelehnt werden. Die Residuen sind homoskedastisch.

Überprüfung auf Normalverteilung der Residuen:

Gleichung 8

Jarque-Bera 1.87159 Signif Level (JB=0) 0.39227484

⇒ Die Nullhypothese kann nicht abgelehnt werden. Die Residuen der Gleichungen sind normalverteilt.

Überprüfung auf Multikollinearität:

Gleichung 8: Correlation Matrix

| | ln AusgSt | ln AusgHs | lnAusgWi |
|-----------|-----------|-----------|----------|
| ln AusgSt | 1.0000 | 0.7118 | 0.7523 |
| ln AusgHs | 0.7118 | 1.0000 | 0.5099 |
| lnAusgWi | 0.7523 | 0.5099 | 1.0000 |

⇒ Die Korrelationskoeffizienten sind alle dem Betrage nach kleiner als 0,8. Es ist kein Hinweis auf versteckte Multikollinearität gegeben.

Modell II:

Linear Systems - Estimation by Seemingly Unrelated Regressions

8. Rheinland-Pfalz:

| | | | | |
|-------------------------|----------|-------------------------------|-----------|----------|
| Centered R**2 | 0.436043 | Dependent Variable ln Patente | R Bar **2 | 0.880009 |
| Durbin-Watson Statistic | | | | 1.741124 |

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------------|--------------|--------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 1.4209150676 | 0.5449527537 | 2.60741 | 0.00912301 |
| 2. ln AusgSt {2} | 0.3423892578 | 0.0347272122 | 9.85939 | 0.00000000 |
| 11. ln AusgHs {2} | 0.4866904196 | 0.0550981890 | 8.83315 | 0.00000000 |
| 3. ln AusgWi {2} | 0.2648598149 | 0.0252697609 | 10.48129 | 0.00000000 |

Annahmenüberprüfung:Überprüfung auf Autokorrelation erster Ordnung:

Der Wert der Prüfgröße für den Durbin-Watson-Test liegt mit 1,741 nicht im Ablehnungsbereich der Nullhypothese.

Überprüfung auf Homoskedastie der Residuen:

White-Test Gleichung 8

| | | | |
|-----------------|-----------|-------------------------|------------|
| Chi-Squared(9)= | 10.980445 | with Significance Level | 0.27705169 |
|-----------------|-----------|-------------------------|------------|

⇒ Die Nullhypothese kann nicht abgelehnt werden. Die Residuen sind homoskedastisch.

Überprüfung auf Normalverteilung der Residuen:

Gleichung 8

| | | | |
|-------------|---------|---------------------|------------|
| Jarque-Bera | 1.70820 | Signif Level (JB=0) | 0.42566666 |
|-------------|---------|---------------------|------------|

⇒ Die Nullhypothese kann nicht abgelehnt werden. Die Residuen der Gleichungen sind normalverteilt.

Überprüfung auf Multikollinearität:

Gleichung 8: Correlation Matrix

| | ln AusgSt | ln AusgHs | lnAusgWi |
|-----------|-----------|-----------|----------|
| ln AusgSt | 1.0000 | 0.7118 | 0.7523 |
| ln AusgHs | 0.7118 | 1.0000 | 0.5099 |
| lnAusgWi | 0.7523 | 0.5099 | 1.0000 |

⇒ Die Korrelationskoeffizienten sind alle dem Betrage nach kleiner als 0,8. Es ist kein Hinweis auf versteckte Multikollinearität gegeben.

Modell III:

Linear Systems - Estimation by Seemingly Unrelated Regressions

8. Rheinland-Pfalz: Dependent Variable ln Patente
 Centered R**2 0.464797 R Bar **2 0.886127
 Durbin-Watson Statistic 1.795961

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------------|--------------|-------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | -0.664363547 | 0.394208730 | -1.68531 | 0.09192896 |
| 2. ln AusgSt {2} | 0.299815824 | 0.036098148 | 8.30557 | 0.00000000 |
| 3. ln AusgHs {2} | 0.593585004 | 0.045925570 | 12.92493 | 0.00000000 |
| 11. ln AusgWi {2} | 0.498578624 | 0.016820136 | 29.64177 | 0.00000000 |

Annahmenüberprüfung:Überprüfung auf Autokorrelation erster Ordnung:

Der Wert der Prüfgröße für den Durbin-Watson-Test liegt mit 1,796 nicht im Ablehnungsbereich der Nullhypothese.

Überprüfung auf Homoskedastie der Residuen:

White-Test Gleichung 8
 Chi-Squared(9)= 10.981446 with Significance Level 0.27698290

⇒ Die Nullhypothese kann nicht abgelehnt werden. Die Residuen sind homoskedastisch.

Überprüfung auf Normalverteilung der Residuen:

Gleichung 8
 Jarque-Bera 1.51608 Signif Level (JB=0) 0.46858426

⇒ Die Nullhypothese kann nicht abgelehnt werden. Die Residuen der Gleichungen sind normalverteilt.

Überprüfung auf Multikollinearität:

Gleichung 8: Correlation Matrix

| | ln AusgSt | ln AusgHs | ln AusgWi |
|-----------|-----------|-----------|-----------|
| ln AusgSt | 1.0000 | 0.7118 | 0.7523 |
| ln AusgHs | 0.7118 | 1.0000 | 0.5099 |
| ln AusgWi | 0.7523 | 0.5099 | 1.0000 |

⇒ Die Korrelationskoeffizienten sind alle dem Betrage nach kleiner als 0,8. Es ist kein Hinweis auf versteckte Multikollinearität gegeben.

Anhang IV: Ergebnisse der restringierten SUR-Schätzungen für das Personal-Modell

Beispielhaft werden an dieser Stelle die Schätzergebnisse für Rheinland-Pfalz dargestellt. Die vollständigen Ergebnisse der Schätzung sowie der Annahmenüberprüfung sind über das Institut für Statistik und Ökonometrie unter statoek@uni-mainz.de verfügbar.

Modell IV:

Linear Systems - Estimation by Seemingly Unrelated Regressions

8. Rheinland-Pfalz: Dependent Variable ln Patente
 Centered R**2 0.364680 R Bar **2 0.825598
 Durbin-Watson Statistic 1.322412

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------------|--------------|--------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 1.3867267273 | 0.3568243784 | 3.88630 | 0.00010178 |
| 11. ln PersSt {2} | 0.4909714071 | 0.0290200734 | 16.91834 | 0.00000000 |
| 2. ln PersHs {2} | 0.2933170955 | 0.0301431416 | 9.73081 | 0.00000000 |
| 3. ln PersWi {2} | 0.0292609110 | 0.0181429708 | 1.61280 | 0.10678883 |

Annahmenüberprüfung:

Überprüfung auf Autokorrelation erster Ordnung:

Der Wert der Prüfgröße für den Durbin-Watson-Test liegt mit 1,322 nicht im Ablehnungsbereich der Nullhypothese.

Überprüfung auf Homoskedastie der Residuen:

White-Test Gleichung 8
 Chi-Squared(9)= 10.065904 with Significance Level 0.34517635

⇒ Die Nullhypothese kann nicht abgelehnt werden. Die Residuen sind homoskedastisch.

Überprüfung auf Normalverteilung der Residuen:

Gleichung 8
 Jarque-Bera 0.99919 Signif Level (JB=0) 0.60677647

⇒ Die Nullhypothese kann nicht abgelehnt werden. Die Residuen der Gleichungen sind normalverteilt.

Überprüfung auf Multikollinearität:

Gleichung 8: Correlation Matrix

| | ln PersSt | ln PersHs | ln PersWi |
|-----------|-----------|-----------|-----------|
| ln PersSt | 1.0000 | 0.4790 | -0.0962 |
| ln PersHs | 0.4790 | 1.0000 | -0.7113 |
| ln PersWi | -0.0962 | -0.7113 | 1.0000 |

⇒ Die Korrelationskoeffizienten sind alle dem Betrage nach kleiner als 0,8. Es ist kein Hinweis auf versteckte Multikollinearität gegeben.

Modell V:

Linear Systems - Estimation by Seemingly Unrelated Regressions

8. Rheinland-Pfalz: Dependent Variable ln Patente
 Centered R**2 0.441529 R Bar **2 0.846694
 Durbin-Watson Statistic 1.308040

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------------|--------------|-------------|-----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 4.360962446 | 0.412042677 | 10.58376 | 0.00000000 |
| 2. ln PersSt {2} | 0.289924502 | 0.029208983 | 9.92587 | 0.00000000 |
| 11. ln PersHs {2} | 0.358450075 | 0.026940625 | 13.30519 | 0.00000000 |
| 3. ln PersWi {2} | -0.187113273 | 0.018196611 | -10.28286 | 0.00000000 |

Annahmenüberprüfung:Überprüfung auf Autokorrelation erster Ordnung:

Der Wert der Prüfgröße für den Durbin-Watson-Test liegt mit 1,308 nicht im Ablehnungsbereich der Nullhypothese.

Überprüfung auf Homoskedastie der Residuen:

White-Test Gleichung 8

Chi-Squared(9)= 8.646790 with Significance Level 0.47049619

⇒ Die Nullhypothese kann nicht abgelehnt werden. Die Residuen sind homoskedastisch.

Überprüfung auf Normalverteilung der Residuen:

Gleichung 8

Jarque-Bera 1.17737 Signif Level (JB=0) 0.55505678

⇒ Die Nullhypothese kann nicht abgelehnt werden. Die Residuen der Gleichungen sind normalverteilt.

Überprüfung auf Multikollinearität:

Gleichung 8: Correlation Matrix

| | ln PersSt | ln PersHs | ln PersWi |
|-----------|-----------|-----------|-----------|
| ln PersSt | 1.0000 | 0.4790 | -0.0962 |
| ln PersHs | 0.4790 | 1.0000 | -0.7113 |
| ln PersWi | -0.0962 | -0.7113 | 1.0000 |

⇒ Die Korrelationskoeffizienten sind alle dem Betrage nach kleiner als 0,8. Es ist kein Hinweis auf versteckte Multikollinearität gegeben.

Modell VI:

Linear Systems - Estimation by Seemingly Unrelated Regressions

8. Rheinland-Pfalz: Dependent Variable ln Patente
 Centered R**2 0.233245 R Bar **2 0.789518
 Durbin-Watson Statistic 1.247645

| Variable | Coeff | Std Error | T-Stat | Signif |
|-------------------|--------------|--------------|----------|------------|
| ***** | | | | |
| 1. Constant | 1.9873673289 | 0.4150236574 | 4.78856 | 0.00000168 |
| 2. ln PersSt {2} | 0.3037599924 | 0.0276762088 | 10.97549 | 0.00000000 |
| 3. ln PersHs {2} | 0.2699217108 | 0.0273873687 | 9.85570 | 0.00000000 |
| 11. ln PersWi {2} | 0.1268495972 | 0.0181472359 | 6.99002 | 0.00000000 |

Annahmenüberprüfung:Überprüfung auf Autokorrelation erster Ordnung:

Der Wert der Prüfgröße für den Durbin-Watson-Test liegt mit 1,248 nicht im Ablehnungsbereich der Nullhypothese.

Überprüfung auf Homoskedastie der Residuen:

White-Test Gleichung 8

Chi-Squared(9)= 10.944131 with Significance Level 0.27955791

⇒ Die Nullhypothese kann nicht abgelehnt werden. Die Residuen sind homoskedastisch.

Überprüfung auf Normalverteilung der Residuen:

Gleichung 8

Jarque-Bera 1.19262 Signif Level (JB=0) 0.55083998

⇒ Die Nullhypothese kann nicht abgelehnt werden. Die Residuen der Gleichungen sind normalverteilt.

Überprüfung auf Multikollinearität:

Gleichung 8: Correlation Matrix

| | ln PersSt | ln PersHs | ln PersWi |
|-----------|-----------|-----------|-----------|
| ln PersSt | 1.0000 | 0.4790 | -0.0962 |
| ln PersHs | 0.4790 | 1.0000 | -0.7113 |
| ln PersWi | -0.0962 | -0.7113 | 1.0000 |

⇒ Die Korrelationskoeffizienten sind alle dem Betrage nach kleiner als 0,8. Es ist kein Hinweis auf versteckte Multikollinearität gegeben.

Variablenverzeichnis

| | |
|----------|---|
| Constant | Konstante |
| Patente | Inländische Patentanmeldungen nach Anmeldersitz (in Patente) |
| AusgSt | Ausgaben des Sektors Staat für FuE (in Mio. € und Preisen von 2000) |
| AusgHs | Ausgaben des Sektors Hochschulen für FuE (in Mio. € und Preisen von 2000) |
| AusgWi | Ausgaben des Sektors Wirtschaft für FuE (in Mio. € und Preisen von 2000) |
| PersSt | FuE-Personal im Sektor Staat (in Vollzeitäquivalenten) |
| PersHs | FuE-Personal im Sektor Hochschulen (in Vollzeitäquivalenten) |
| PersWi | FuE-Personal im Sektor Wirtschaft (in Vollzeitäquivalenten) |
| D1-D16 | Dummy-Variablen für die deutschen Bundesländer |

Datenverzeichnis

- Inländische Patentanmeldungen nach Bundesländern (Anmeldersitz)

Quelle: Deutsches Patent- und Markenamt, Referat Statistik und Analysen.

- FuE-Ausgaben in wissenschaftlichen Einrichtungen außerhalb der Hochschulen in regionaler Aufteilung (in Mio. €)
- FuE-Ausgaben der Hochschulen in regionaler Aufteilung (in Mio. €)
- Regionale Aufteilung der internen FuE-Aufwendungen des Wirtschaftssektors (in Mio. €)
- FuE-Personal in wissenschaftlichen Einrichtungen außerhalb der Hochschulen in regionaler Aufteilung (Personalstand in Vollzeitäquivalenten)
- FuE-Personal der Hochschulen in regionaler Aufteilung (Personalstand in Vollzeitäquivalenten)
- FuE-Personal im Wirtschaftssektor in regionaler Aufteilung (Personalstand in Vollzeitäquivalenten)

Quelle: Bundesministerium für Bildung und Forschung, Bundesberichte Forschung und Faktenberichte Forschung 1993-2004.

- Deflator für inländische Ausgaben

Quelle: Sachverständigenrat, <http://www.sachverstaendigenrat-wirtschaft.de/download/tabelle/Tab33jg.xls>, abgerufen am 13.06.2006.

- Bruttoinlandsprodukt der Bundesländer in jeweiligen Preisen von 1991-2005

Quelle: Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder, http://www.vgrdl.de/Arbeitskreis_VGR/tab01.asp, abgerufen am 13.06.2006.

Sämtliche Variablen liegen als Jahresdaten vor.

Literaturverzeichnis

- Alecke, B. (1997):** Regressionsanalyse mit Panel-Daten: Eine Einführung, in: ZA-Information 40, S. 87-121.
- Baltagi, B. (1996):** Econometric Analysis of Panel Data, Chichester u. a. (Wiley).
- Blind, K./ Edler, J./ Frietsch, R./ Schmoch, U. (2003):** Erfindungen kontra Patente, Schwerpunktstudie „zur technologischen Leistungsfähigkeit Deutschlands“, Karlsruhe (Fraunhofer Institut).
- Bundesministerium für Bildung und Forschung (2004a):** Bundesbericht Forschung 2004, Bonn u. a. (PrintMedia).
- Bundesministerium für Bildung und Forschung (2004b):** Existenzgründungen mit Hochschulpatenten, Gutachten über Gestaltungsmöglichkeiten von Hochschulen, Bonn.
- Bundesministerium für Bildung und Forschung (1998):** Faktenbericht 1998 zum Bundesbericht Forschung, Bonn u. a. (PrintMedia).
- Cameron, A. C./ Trivedi, P. K. (1998):** Regression analysis of count data, Economic Society Monographs No. 30, Cambridge (University Press).
- Dexheimer, V./ Schulze, P. M. (2002):** Zähldatenmodelle (Count Data Models), Ansätze und Anwendungen, Arbeitspapier Nr. 23, Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz.
- Dielman, T. E. (1989):** Pooled Cross-Sectional and Time Series Data Analysis, Statistics: Textbooks and Monographs, Vol. 97, New York u. a. (Dekker).
- Eckey, H.-F./ Kosfeld, R./ Dreger, C. (2001):** Ökonometrie. Grundlagen – Methoden – Beispiele, 2. Auflage, Wiesbaden (Gabler).
- Estima (2000):** RATS Version 5, User's Guide, Evanston.
- Fritsch, M./ Slavtchev, V. (2005):** The Role of Regional Knowledge Sources for Innovation – An Empirical Assessment, Freiburger Arbeitspapiere 2005/15, Technische Universität Bergakademie Freiberg.
- Fritsch, M. (2002):** Measuring the Quality of Regional Innovation Systems: A Knowledge Production Function Approach, in: International Regional Science Review 25, S. 86-101.
- Fritsch, M. (2000a):** Zur Bedeutung von Hochschulen im regionalen Innovationssystem, in: Gesellschaft zur Förderung von Transfer und Innovation e. V. (2000): Hochschulen im Anwendungskontext, Bielefeld, S. 11-19.

- Fritsch, M. (2000b):** Interregional Differences in R&D Activities – An Empirical Investigation, in: European Planning Studies, Vol. 8, Nr. 4, 2000, S. 409-427.
- Greene, W. H. (2003):** Econometric Analysis, 5th ed., New Jersey (Prentice Hall).
- Greif, S. (2003):** Patente als Instrumente zur Erfassung und Bewertung wissenschaftlicher Leistungen, in: Fischer, K./ Parthey, H. (Hrsg.): Evaluation wissenschaftlicher Institutionen, Wissenschaftsforschung Jahrbuch 2003, Sonderdruck, Berlin (Gesellschaft für Wissenschaftsforschung).
- Greif, S./ Schmiedl, D. (2002):** Patentatlas Deutschland – Ausgabe 2002, München (Deutsches Patent- und Markenamt).
- Hackl, P. (2004):** Einführung in die Ökonometrie, München u.a. (Person Studium).
- Hoch, I. (1962):** Estimation of Production Function Parameters Combining Time-Series and Cross-Section Data, in: Econometrica, Vol. 30, No. 1, S. 34-53.
- Hsiao, C. (2003):** Analysis of Panel Data, 2nd ed., Econometric Society Monographs, No. 34, Cambridge (Universtiy Press).
- Jaffe, A. B. (1989):** Real Effects of Academic Research, American Economic Review, Vol. 79, S. 957-970.
- Judge, G. G./ Griffiths, W. E./ Hill, R. C./ Lütkepohl, H./ Lee, T.-C. (1985):** The Theory and Practice of Econometrics, 2nd ed., New York u. a. (Wiley).
- Mankiw, N. G. (2001):** Grundzüge der Volkswirtschaftslehre, 2. Auflage, Stuttgart (Schäffer-Poeschel).
- OECD (2002):** Frascati Manual, Paris (OECD).
- Pakes, A./ Griliches, Z. (1980):** Patents and R&D at the Firm Level: A First Report, in: Economics Letters, Vol. 5 (4), S. 377-381.
- Prinz, A./ Schulze, P. M. (2004):** Zur Entwicklung von Containerschiffsflotten – Eine Paneldatenanalyse, Arbeitspapier Nr. 26, Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz.
- Schulze, P. M. (2000):** Beschreibende Statistik, 4. Auflage, München (Oldenbourg).
- Schulze, P. M./ Prinz, A./ Schweinberger, A. (2006):** Angewandte Statistik und Ökonometrie mit WinRATS, München (Oldenbourg).

Spehl, H./ Feser, H.-D./ Schulze, P. M./ Sauerborn, K./ Sauer, M./ Benson, L./ von Malottki, C./ Flohr, M. (2005): Forschungsprojekt Hochschule und Region: Regionalwirtschaftliche Wirkungen der Hochschulen und Forschungseinrichtungen in Rheinland-Pfalz, Wertschöpfungs-, Einkommens- und Beschäftigungseffekte durch Bau und Betrieb der Einrichtungen, Langfassung, Trier.

Zellner, A. (1962): An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias, in: Journal of the American Statistical Association, Vol. 57, No. 298, S. 348-368.

Autoren:

Dipl.-Hdl. Anke Koch

Wissenschaftliche Mitarbeiterin am Institut für Statistik und Ökonometrie

Prof. Dr. Peter M. Schulze

Leiter des Instituts für Statistik und Ökonometrie

Bisher erschienene Arbeitspapiere:

- 1 Peter M. Schulze, Prognoseverfahren wissenschaftlicher Institute in der Bundesrepublik Deutschland. Überblick über eine Umfrage (Dezember 1993)
- 2 Martina Nold / Peter M. Schulze, Möglichkeiten und Grenzen der Quantifizierung der Schattenwirtschaft (April 1994)
- 3 Armin Seher, Einfluß der Integrationsordnung bei Zeitreihen auf die Spezifikation von Fehlerkorrekturmodellen (Juni 1994)
- 4 Lars Berg / Armin Gemünden / Frank Hubert / Ralf Leonhardt / Michael Leroudier, Die Situation der Studentenschaft in den Wirtschaftswissenschaften an der Universität Mainz im Frühjahr 1994. Ergebnisse einer Umfrage (August 1994)
- 5 Christoph Balz, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Entwicklung des Kapitalmarktzinses in der Bundesrepublik Deutschland (Oktober 1994)
- 6 Reinhard Elkmann / Nora Lauterbach / Stephan Wind, Tertiärisierung regionaler Wirtschaftsstrukturen. Eine empirische Analyse kreisfreier Städte und Landkreise in Hessen, Rheinland-Pfalz und dem Saarland (Dezember 1994)
- 7 Peter M. Schulze / Uwe Spieker, Deutsche Aktienindizes. Statistische Konzepte und Beispiele (Dezember 1994)
- 8 Armin Seher / Peter M. Schulze, Fehlerkorrekturmodelle und die Bewertung von Aktienkursindizes. Empirische Analyse zur Eignung des Konzepts (Januar 1995)
- 9 Reinhard Elkmann / Annette Klostermann / Kerstin Lieder, Zur intertemporalen Konstanz der Struktur regionaler Lohn- und Gehaltsniveaus in der Bundesrepublik Deutschland (Mai 1995)
- 10 Christoph Fischer, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Kaufkraftparitätentheorie (März 1996)
- 11 Ralf Becker / Claudia Müller, Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen (Oktober 1996)
- 12 Frank Hubert, Klassifizierung der Arbeitsmärkte in den OECD-Ländern mittels Cluster- und Diskriminanzanalyse (April 1997)
- 13 Frank Hubert, Das Okun'sche Gesetz: Eine empirische Überprüfung für ausgewählte OECD-Länder unter besonderer Berücksichtigung der nationalen Arbeitsmarktordnungen (September 1997)
- 14 Christoph Balz/ Peter M. Schulze, Die Rolle nationaler, regionaler und sektoraler Faktoren für die Variation von Output, Beschäftigung und Produktivität in der Bundesrepublik Deutschland (Dezember 1997)

- 15 Peter M. Schulze, Steigende Skalenerträge und regionales Wachstum: Eine quantitative Analyse mit kleinräumigen Daten (März 1998)
- 16 Ralf Becker, Die Verallgemeinerte Momentenmethode (Generalized Method of Moments - GMM). Darstellung und Anwendung (Juni 1998)
- 17 Peter M. Schulze, Regionales Wachstum: Sind die Dienstleistungen der Motor? (August 1998)
- 18 Ke Ma, Absatzanalyse für den chinesischen Pkw-Markt (Oktober 1998)
- 19 Christoph Balz/Peter M. Schulze, Die sektorale Dimension der Konvergenz. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland (Januar 1999)
- 20* Robert Skarupke, Quantifizierung des Heimvorteils im deutschen Profifußball: Eine empirische Untersuchung für die 1. Fußball-Bundesliga (August 2000)
- 21* Peter M. Schulze, Regionalwirtschaftlicher Datenkatalog für die Bundesrepublik Deutschland (September 2000)
- 22* Yvonne Lange, Ein logistisches Regressionsmodell zur Analyse der Verkehrsmittelwahl im Raum Mainz (Oktober 2000)
- 23* Verena Dexheimer, Zähldatenmodelle (Count Data Models). Ansätze und Anwendungen (Mai 2002)
- 24* Andreas Handel, Die Entwicklung des Geldvermögens der privaten Haushalte in Deutschland (September 2003)
- 25* Christina Bastian / Yvonne Lange / Peter M. Schulze, Hedonische Preisindizes - Überblick und Anwendung auf Personalcomputer (Mai 2004)
- 26* Alexander Prinz / Peter M. Schulze, Zur Entwicklung von Containerschiffsflotten – Eine Paneldatenanalyse (Mai 2004)
- 27* Martin Flohr, Analyse der ökonomischen und demografischen Determinanten von Sportaktivitäten in Deutschland (Juni 2004)
- 28* Peter M. Schulze, Granger-Kausalitätsprüfung. Eine anwendungsorientierte Darstellung (Juli 2004)
- 29* Kristina Ripp / Peter M. Schulze, Konsum und Vermögen - Eine quantitative Analyse für Deutschland (August 2004)

* Im Internet unter <http://www.statoek.de/> verfügbar.

- 30* Andreas Schweinberger, Ein VAR-Modell für den Zusammenhang zwischen Öffentlichen Ausgaben und Wirtschaftswachstum in Deutschland (November 2004)
- 31* Frank Jacobi, ARCH-Prozesse und ihre Erweiterungen - Eine empirische Untersuchung für Finanzmarktzeitreihen (April 2005)
- 32* Frank Jacobi, Informationskriterien und volatility clustering (September 2005)
- 33* Peter M. Schulze / Alexander Prinz / Daniela Knoll, E-Learning in der statistischen Grundausbildung von Wirtschaftswissenschaftlern (März 2006)
- 34* Julia König / Peter M. Schulze, Zur Analyse rheinland-pfälzischer Exporte mittels Gravitationsmodell (Oktober 2006, überarbeitet Mai 2008)
- 35* Anke Koch / Peter M. Schulze, Einflussgrößen regionaler Wissensproduktion (November 2006, überarbeitet Juni 2008)

* Im Internet unter <http://www.statoek.de/> verfügbar.