

Schulze, Peter M.; Stange, Annekathrin; Weiser, Constantin

Working Paper

Mögliche Bestimmungsgründe einer Studienaufnahme in Deutschland

Arbeitspapier, No. 46

Provided in Cooperation with:

Johannes Gutenberg-Universität Mainz, Institut für Statistik und Ökonometrie

Suggested Citation: Schulze, Peter M.; Stange, Annekathrin; Weiser, Constantin (2009) : Mögliche Bestimmungsgründe einer Studienaufnahme in Deutschland, Arbeitspapier, No. 46, Johannes-Gutenberg-Universität Mainz, Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/32047>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

**Mögliche Bestimmungsgründe einer Studienaufnahme
in Deutschland**

Peter M. Schulze / Annekathrin Stange / Constantin Weiser

Arbeitspapier Nr. 46 (September 2009)

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

© 2009 Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz
ISSN Nr. 1430 - 2136

Mögliche Bestimmungsgründe einer Studienaufnahme in Deutschland

Peter M. Schulze/Annekathrin Stange/Constantin Weiser*

Gliederung	Seite
1 Einführung	2
2 Daten	2
3 Methodischer Ansatz	4
4 Schätzergebnisse	6
5 Fazit	10
Literatur- / Datenverzeichnis	11

Zusammenfassung

Diese Arbeit untersucht die Abhängigkeit einer Studienaufnahme von ausgewählten sozio-ökonomischen Variablen. Dazu werden mit Daten aus dem Sozio-ökonomischen Panel mittels eines Probit-Modells Schätzungen bezüglich der Wahrscheinlichkeiten einer Studienaufnahme bei Personen mit Hochschulzugangsberechtigung modelliert. Es zeigt sich, dass für den gewählten Betrachtungszeitraum die hier ausgewählten ökonomische Faktoren, Angaben über die Bildungsherkunft oder allgemeine persönliche Daten nur partiell für die Entscheidung zur Studienaufnahme erklärend herangezogen werden können.

Summary

This paper investigates the influence of socio-economic factors on the decision to go to university. To this end data from the socio-economic panel is used for estimating the probability of taking up studies with the Probit-model. The result of the study indicates that for the period of time in question neither the economic factors nor the educational background nor general personal data provide satisfactory explanation for the decision to go to university or not.

* E-Mail: STATOEK@uni-mainz.de

1 Einführung

Die Entscheidung, ob nach dem Erreichen der (Fach-) Hochschulreife ein Studium begonnen wird oder nicht, wird von unterschiedlichen Faktoren beeinflusst. Eine bedeutende Rolle wird dabei der sozialen Herkunft, insbesondere der Bildungsherkunft, zugesprochen. Beide Faktoren, insbesondere ein möglicher Hochschulabschluss der Eltern, sind nach neuesten Veröffentlichungen maßgeblich für eine starke soziale Selektivität bei dem Übergang in die Hochschule verantwortlich (Bildungsbericht, 2008, 171).

Vor dem Hintergrund dieser Aussagen werden in dieser Arbeit mögliche Bestimmungsgründe für die Aufnahme bzw. Nicht-Aufnahme eines Studiums unter Bezugnahme der oben genannten Faktoren untersucht. Vor allem Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP) dienen dabei dazu, die Wahrscheinlichkeit der Studienaufnahme mit einem Probit-Modell zu modellieren.

Im folgenden Kapitel wird zunächst die Datengrundlage der folgenden Berechnungen vorgestellt und expliziert. Anschließend zeigt Kapitel 3 den zu Grunde liegenden methodischen Ansatz. Nach der Darstellung der Ergebnisse in Kapitel 4 folgt abschließend in Kapitel 5 deren Interpretation.

2 Daten

Für die Untersuchung werden die Daten des Sozio-ökonomischen Panels genutzt. Um eine Analyse für Gesamtdeutschland durchführen zu können, werden Daten ab dem Jahr 1994 bis einschließlich 2007 berücksichtigt (DIW, 2009). Die Daten für die Jahre 1990-1993 werden nicht genutzt, da die Anpassung nach der Wiedervereinigung in dieser Zeit noch zu große Verzerrungen vermuten lässt.

Die von uns identifizierten möglichen Einflussfaktoren lassen sich in drei Kategorien einteilen. Zum einen handelt es sich um ökonomische Variablen, wie z. B. BIP pro Kopf oder Arbeitslosenquote im heimatlichen Bundesland, die aus der amtlichen Statistik entnommen und dem SOEP-Datensatz hinzugefügt wurden (Statistisches Bundesamt, Bundesagentur für Arbeit, VGR der Länder). Zum anderen benutzen wir Variablen, die in Anlehnung an den Bildungsbericht (2008) die soziale Herkunft beschreiben sollen. Hierzu zählen Schul- und Berufsbildung der Eltern, die Stellung der Eltern im Beruf, wie auch das Familieneinkommen. In einer dritten Kategorie werden persönliche Daten wie Alter, Geschlecht und Wohnort zusammengefasst.

Vorläufige Untersuchungen haben gezeigt, dass etliche der betrachteten Variablen bei unterschiedlichen, plausiblen Spezifikationen keinen signifikanten Einfluss auf die Studienentscheidung der beobachteten Personen haben. Aus diesem Grund werden diese Variablen – insbesondere die ökonomischen – nicht weiter aufgeführt. Die Variablen, die wenigstens in einigen betrachteten Perioden statistische Einflüsse aufweisen, werden in Tabelle 1 kurz beschrieben.

Abkürzung	Beschreibung
HM bzw. HV	Dummyvariable, die gleich eins ist, wenn die M utter bzw. der V ater eine H ochschulzugangsberechtigung hat, sonst null.
SM bzw. SV	Dummyvariable, die gleich eins ist, wenn die M utter bzw. der V ater ein S tudium absolviert hat, sonst null
BM1 – BM4 bzw. BV1 – BV4	Stellung der M utter bzw. des V aters im B eruf. Je Elternteil vier Dummyvariablen: 1. Arbeiter(in) : gleich eins wenn Elternteil Arbeiter(in) ist, sonst null 2. Angestellte(r): (analog wie 1.) 3. Selbstständige(r) : (analog wie 1.) 4. Beamter/Beamtin: (analog wie 1.) (ausgelassene Kategorie: kein Beruf)
FE	Familieneinkommen berechnet als die Summe der Bruttoeinkommen aller Haushaltsmitglieder (in tsd. Euro)
AN	Dummyvariable, die gleich eins ist, wenn der Wohnort in den A lten Bundesländern liegt und null, wenn der Wohnort in den N euem Bundesländern liegt.
GE	Dummyvariable, die gleich eins ist, wenn das G eschlecht der betrachteten Person weiblich ist, sonst null.
GJ	G eburts j ahr der betrachteten Person

Tabelle 1: Zusammenstellung der erklärenden Variablen

Aus dem sehr umfangreichen Ausgangsdatenbestand wurde ein Datensatz erstellt, der ausschließlich Personen mit einer Hochschulzugangsberechtigung beinhaltet. Dies schließt Personen mit Abitur wie auch mit Fachhochschulreife ein.

Tabelle 2 zeigt für die betrachteten Jahre den jeweiligen Befragungsumfang und den Anteil der Studierenden.

Jahr	Beobachtungen	Anteil Studierende
1994	272	46,32%
1995	270	49,26%
1996	270	34,81%
1997	280	35,36%
1998	280	37,14%
1999	283	47,00%
2000	561	47,95%
2001	548	48,54%
2002	521	48,18%
2003	503	50,70%
2004	467	53,10%
2005	410	52,20%
2006	441	52,38%
2007	424	55,66%

Tabelle 2: Anzahl der Beobachtungen je Jahr und Anteil der Studierenden

3 Methodischer Ansatz

Bei der Analyse von binären Regressanden (hier: Studienaufnahme ja oder nein) ist von Interesse, wie die Eintrittswahrscheinlichkeit eines Ereignisses von den Regressoren abhängt. Hier lassen sich im einfachsten Fall Logit- bzw. Probit/Normal-Modelle benutzen (vgl. z. B. Wooldridge, 2009, Kap. 17). Es ist

$$P(y = 1 | x_1, x_2, \dots, x_m) \quad (1)$$

wobei y die abhängige Variable ist. Die Eintrittswahrscheinlichkeit P für das interessierende Ereignis, dass y den Wert eins annimmt, soll von den m Regressoren determiniert werden.

Allgemein kann die Eintrittswahrscheinlichkeit als Funktion des Ausdrucks y^* modelliert werden

$$P(y = 1 | x_1, \dots, x_m) = f(y^*) \quad (2)$$

wobei

$$y^* = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k \quad (3)$$

Eine Anforderung, die die Funktion $f(\dots)$ erfüllen soll, ist, dass deren Wertebereich stets zwischen null und eins liegt.

Diese Anforderung wird von den meisten stetigen Verteilungsfunktionen erfüllt. Das Probit/Normit-Modell benutzt hierzu die Verteilungsfunktion einer standard-normalverteilten Zufallsvariable (Φ). Daraus ergibt sich gemäß Gleichung (2) die Gleichung (4)

$$P(y = 1 | x_1, \dots, x_m) = \Phi(y^*) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{y^*} e^{-\left(\frac{(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_m x_m)^2}{2}\right)} dv \quad (4)$$

Die interessierende Koeffizienten β_0 bis β_m lassen sich mit der Maximum-Likelihood-Methode (MLE) schätzen.

Analog zu den Hypothesentests im klassischen Regressionsmodell kann auch im Probit-Modell die Signifikanz einzelner Koeffizienten mittels z-Test getestet werden.

In Analogie zum F-Test, mit dem man mehrere Koeffizienten gemeinsam auf Signifikanz überprüfen kann, wird bei Probit-Modellen ein Likelihood-Ratio-Test (LR-Test) angewendet (vgl. z. B. Wooldridge, 2009, 588). Die Teststatistik ergibt sich aus

$$LR = 2(LL_{\text{unrestringiert}} - LL_{\text{restringiert}}) \sim \chi_m^2 \quad (5)$$

wobei $LL_{\text{unrestringiert}}$ die Log-Likelihood-Funktion des geschätzten Modells und $LL_{\text{restringiert}}$ die Log-Likelihood-Funktion eines restringierten Modells (nur mit einem Absolutglied) darstellt. Die Teststatistik ist unter der Nullhypothese näherungsweise χ^2 verteilt, mit m Freiheitsgraden.

Als Maß für die Güte der Anpassung lässt sich hier das Pseudo R^2 nach McFadden verwenden, welches sich als

$$\text{Pseudo } R^2 = 1 - \frac{LL_{\text{unrestringiert}}}{LL_{\text{restringiert}}} \quad (6)$$

formulieren lässt und bei dem $LL_{\text{unrestringiert}}$ und $LL_{\text{restringiert}}$ die gleichen Größen wie bei Ausdruck (5) darstellen. Der Wertebereich des Pseudo R^2 liegt wie beim klassischen R^2 zwischen null und eins. Hier lässt sich allerdings von brauchbaren Schätzungen schon bei sehr viel geringeren Werten als beim „klassischen“ Determinationskoeffizienten sprechen.

Als weiteres Gütemaß kann der „Anteil richtiger Vorhersagen“ an allen Vorhersagen untersucht werden. Zu diesem Zweck werden die individuellen Eintrittswahrscheinlichkeiten des interessierenden Ereignisses mit dem geschätzten Modell

vorhergesagt und mit den beobachteten Realisationen verglichen. Es soll gelten, dass der Eintritt des Ereignisses „Studienaufnahme“ bei einer prognostizierten Eintrittswahrscheinlichkeit von 0,5 oder größer vorhergesagt wird. Ist die Eintrittswahrscheinlichkeit geringer, wird dies als Vorhersage des Ereignisses „Keine Studienaufnahme“ interpretiert.

4 Schätzergebnisse

Bei der Analyse stellte sich folgende Schätzung nach Gleichung (3), als die „beste“ zur Erklärung der Studienentscheidung heraus:

$$\hat{y}^* = \beta_0 + \beta_1 HM + \beta_2 HV + \beta_3 SM + \beta_4 SV + \beta_5 FE + \beta_6 AN + \beta_7 GE + \beta_8 GJ \quad (7)$$

In die Schätzung gehen all die Beobachtungen von Personen ein, die zum Beobachtungszeitpunkt zwischen 20 und 26 Jahre alt sind und eine Hochschulzugangsberechtigung haben. Die Schätzergebnisse für die Spezifikation (7) sind in Tabelle 3 für die Jahre 1994, 1999, 2003 und 2007 exemplarisch zusammengefasst.

Variable	1994		1999		2003		2007	
	Koeff.	z-Test (p-Wert)	Koeff.	z-Test (p-Wert)	Koeff.	z-Test (p-Wert)	Koeff.	z-Test (p-Wert)
HM	0,1421	0,761	-0,7483	0,078	0,6222	0,504	0,4003	0,058
HV	0,8522	0,077	-0,1114	0,760	0,2137	0,674	0,0599	0,781
SM	0,0547	0,892	0,8897	0,021	0,2156	0,004	0,0491	0,828
SV	-0,6878	0,121	0,6270	0,067	0,1430	0,302	0,5633	0,013
FE	0,0370	0,073	-0,0047	0,800	-0,0351	0,033	0,0041	0,742
AN	-0,2443	0,460	0,5667	0,082	0,0000	0,250	-0,1573	0,432
GE	-0,4635	0,052	-0,3315	0,156	-0,2754	0,055	-0,0034	0,510
GJ	-0,0970	0,263	-0,1835	0,023	-0,0606	0,241	-0,0803	0,150
Konstante	-190,79	0,264	362,14	0,023	120,12	0,240	159,40	0,150
p-Wert des LR-Tests	0,1143		0,0149		0,0000		0,0000	
Pseudo R ²	0,0716		0,0149		0,0781		0,0841	
Anteil richtiger Vorhersagen	0,6364		0,6642		0,6696		0,6547	

Tabelle 3: Schätzergebnisse und Beurteilungskriterien für die Spezifikation (7)

Auch wenn bei den Schätzungen in Tabelle 3 im Wesentlichen ein signifikanter Einfluss über den LR-Test angezeigt wird, so ist der „Erklärungswert“ der Ansätze gering und auch der Anteil richtiger Vorhersagen nicht sonderlich hoch. Verglichen wird dies mit einer naiven Prognose, die entweder stets „Studienaufnahme“ oder „Keine Studienaufnahme“ vorhersagt (vgl. Tabelle 2).

Die Schätzungen zeigen darüberhinaus im Einzelnen über die im Zeitablauf betrachteten Determinanten kein stabiles Bild.

So erweisen sich 1994 die Schulbildung des Vaters, das Familieneinkommen und das Geschlecht über ihre Koeffizienten als statistisch signifikante Einflussgrößen (bei einem Signifikanzniveau bis 10%). 1999 wechselt das Bild auf die Schulbildung der Eltern, die Berufsbildung der Mutter, den „Standort“ und das Geburtsjahr. Für 2003 spielen zwar wie 1994 das Familieneinkommen und das Geschlecht eine Rolle sowie zusätzlich die Berufsbildung der Mutter – jedoch nicht mehr die Schulbildung des Vaters. 2007 wiederum erweisen sich nur noch die Koeffizienten der Schulbildung der Mutter und der Berufsbildung des Vaters als signifikant.

Beispielhaft sollen nun einige wenige der geschätzten Koeffizienten interpretiert werden. So steigt für das Jahr 1994 die Wahrscheinlichkeit einer Studienaufnahme signifikant an, wenn der Vater eine Hochschulzugangsberechtigung (HV) hat, gegenüber dem Fall, dass er keine hat. Ebenfalls ein positiver Einfluss geht von dem Familieneinkommen im Jahr 1994 aus. Zudem ist ein relativ gleichbleibender geschlechterspezifischer Effekt der Form festzustellen, dass Frauen unter sonst gleichen Voraussetzungen eine geringere Wahrscheinlichkeit für eine Studienaufnahme haben.

Diese Ergebnisse können ein Indiz für die Aussagen im Bildungsbericht sein, dass den Studienberechtigten eine größere Zahl von Wahlmöglichkeiten offensteht, die „Varianz und Variabilität in Bildungsbiografien deutlich zugenommen“ hat und „sich der Erwerb der Studienberechtigung und die Studienentscheidung bis zu einem gewissen Maße entkoppelt haben“ (Bildungsbericht, 2008, 170).

In einer erweiterten Spezifikation von (7) wurde zudem die Stellung der Eltern im Beruf berücksichtigt. Dies geschieht in Anlehnung an den Bildungsbericht des Jahres 2008. Die

Ergebnisse der entsprechenden Schätzung für das Jahr 2006 sind in Tabelle 4 zusammengestellt.

Variable	Koeff.	z-Test (p-Wert)
HM	0,0300	0,883
HV	0,3574	0,093
SM	0,3818	0,082
SV	0,0813	0,712
BM1	0,0850	0,806
BM2	0,0789	0,742
BM3	0,2090	0,568
BM4	-0,0999	0,688
BV1	-0,9145	0,062
BV2	-0,8781	0,055
BV3	-0,8865	0,074
BV4	-0,7786	0,104
FE	0,0087	0,523
AN	-0,0880	0,624
GE	-0,0289	0,846
GJ	-0,0484	0,384
Konstante	96,77	0,380
p-Wert des LR-Tests	0,0337	
Pseudo R ²	0,0629	
Anteil richtiger Vorhersagen	0,6375	

Tabelle 4: Schätzergebnisse und Beurteilungskriterien der erweiterten Spezifikation (7) für das Jahr 2006

Die Koeffizienten der neu aufgeführten Variablen können beispielhaft für den Vater wie folgt interpretiert werden. So sinkt die Wahrscheinlichkeit einer Studienaufnahme stärker wenn der Vater ein Arbeiter ist, als wenn er ein Beamter ist. D. h. die Wahrscheinlichkeit einer Studienaufnahme ist für ein Kind eines Beamten höher als für das Kind eines Arbeiters. Dieses Ergebnis deckt sich mit dem des Bildungsberichts (2008, 172).

5 Fazit

Die vorliegende Analyse ging von der Frage aus, welche Determinanten in Deutschland für eine Studienaufnahme relevant sein könnten. Zu diesem Zweck wurde in Voruntersuchungen eine Vielzahl von Variablen aus dem sozialen, ökonomischen und „persönlich-biografischen“ Bereich derjenigen betrachtet, die in Deutschland in den Jahren 1994 bis 2007 zwischen 20 und 26 Jahre alt sind und eine Hochschulzugangsberechtigung haben. Im Laufe der Analyse mussten diese auf die in Tab 1 dargestellten Variablen reduziert werden. Die Ergebnisse sind aus statistischer Sicht (wechselnde Signifikanzen, geringe Anpassungsgüte, unplausible Vorzeichen, Instabilitäten im Zeitablauf) nicht sonderlich befriedigend.

Die Ergebnisse der vorliegenden Studie sollten deshalb nicht überbewertet werden, können aber doch erste Hinweise auf die vermuteten Einflüsse oder Nicht-Einflüsse verschiedener Variablen auf die Entscheidung geben, in Deutschland ein Studium aufzunehmen.

Studienberechtigte sind offenbar eine so heterogen Gruppe und ihre Studierbereitschaft wird von einer so großen Zahl von Motiven beeinflusst, dass es – zumindest mit dem hier gewählten methodischen Ansatz – nicht möglich erscheint, die Entscheidung für die Aufnahme eines Studiums in einem einfachen Modell befriedigend zu quantifizieren.

Möglicherweise ist die soziale Herkunft bzw. die Bildungsherkunft eine Determinante der Bildungsbiographie. Unsere Ergebnisse könnten aber ein Hinweis darauf sein, dass diese Determinante bereits in einer früheren Lebensphase, also bereits auf dem Weg zur Erlangung der Hochschulzugangsberechtigung, eine spätere mögliche Studienaufnahme sehr viel stärker beeinflusst, als die abschließende Entscheidung für oder gegen ein Studium.

Literaturverzeichnis

Bildungsbericht (2008): Bildung in Deutschland 2008. Ein indikatorengestützter Bericht mit einer Analyse zu Übergängen im Anschluss an den Sekundarbereich I, Herausgeber: Autorengruppe Bildungsberichterstattung im Auftrag der Ständigen Konferenz der Kultusminister der Länder in der Bundesrepublik Deutschland und des Bundesministeriums für Bildung und Forschung, W. Bertelsmann Verlag, Bielefeld

DIW Berlin (2009): Das SOEP, <http://www.diw.de/deutsch/soep/26628.html> (Stand August 2009)

Wooldridge, J.M (2009): Introductory Econometrics – A Modern Approach, 4. Auflage, o. O. (South-Western)

Datenverzeichnis

Bundesagentur für Arbeit – Statistik: Arbeitslosigkeit im Zeitverlauf 2008 (Stand Juni 2009)

DIW Berlin: SOEP – Erhebungswellen 1984-2007 (DVD-Version)

Statistisches Bundesamt: Rechnungsergebnisse des öffentlichen Gesamthaushalts - Fachserie 14 Reihe 3.1 verschiedene Jahrgänge

VGR der Länder: Bruttoinlandsprodukt, Bruttowertschöpfung in den Ländern und Ost-West-Großraumregionen Deutschlands 1991 bis 2008, Reihe 1 Länderergebnisse Band 1

Autoren:

Peter M. Schulze, Univ.-Prof. Dr., Leiter des Instituts für Statistik und Ökonometrie,
Johannes Gutenberg-Universität Mainz

Annekathrin Stange, stud. rer. soc. jur., Projektmitarbeiterin

Constantin Weiser, Dipl.-Vw., Projektmitarbeiter

Bisher erschienene Arbeitspapiere:

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

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 Kapitalmarktzins 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, Zählmodellen (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)
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)
35. Anke Koch / Peter M. Schulze, Einflussgrößen regionaler Wissensproduktion (November 2006)
36. Daria Orlova / Timo Jost, Zur Erklärung der Zuwanderungen nach Deutschland - Ein Gravitationsmodell (Dezember 2006)
37. Peter M. Schulze / Christoph Eschermann, Analyse und Prognose des deutschen (seewärtigen) Containerumschlags (September 2007)
38. Anna Lerch / Peter M. Schulze, Ein Gravitationsansatz zur Analyse internationaler Tourismusströme nach Deutschland (Oktober 2007)
39. Steffen Becker, Der Betafaktor im CAPM als variierender Regressionskoeffizient (Juli 2008)
40. Timo Jost / Peter M. Schulze, Segmente der Welthandelsflotte - Eine Seemingly-Unrelated-Regressions-Analyse (August 2008)
41. Peter M. Schulze, Kurzfristprognosen Containerumschlags für Deutschland und Hamburg - Ein SARIMA-Ansatz (September 2008)
42. Peter M. Schulze / Constantin Weiser, Dynamische Modellierung des Hamburger Containerumschlags - Ein ADL-Ansatz (November 2008)
43. Nelly Dempwolff / Peter M. Schulze, ARIMA - Bevölkerungsprognosen für Deutschland und Rheinland-Pfalz (März 2009)
44. Peter M. Schulze, Eine Investitionsfunktion für Rheinland-Pfalz. Kointegration bei Strukturbrüchen? (April 2009)
45. Peter M. Schulze, Seasonal Unit Root Tests for the Monthly Container Transshipment of the Port of Hamburg (Juni 2009)
46. Peter M. Schulze / Annekathrin Stange / Constantin Weiser, Mögliche Bestimmungsgründe einer Studienaufnahme in Deutschland (September 2009)