
INSTITUT FÜR VOLKSWIRTSCHAFTSLEHRE

der

UNIVERSITÄT AUGSBURG



**Zur zeitlichen Kausalität von öffentlichen
Einnahmen und Ausgaben**

**Empirische Ergebnisse für Bund, Länder und Gemeinden
in der Bundesrepublik Deutschland**

von

Peter Welzel

Beitrag Nr. 85

März 1993

01

4

027 319

Volkswirtschaftliche Diskussionsreihe

**Zur zeitlichen Kausalität von öffentlichen
Einnahmen und Ausgaben**

**Empirische Ergebnisse für Bund, Länder und Gemeinden
in der Bundesrepublik Deutschland**

VON

Peter Welzel

Beitrag Nr. 85

März 1993

Zur zeitlichen Kausalität von öffentlichen Einnahmen und Ausgaben

**Empirische Ergebnisse für Bund, Länder und Gemeinden
in der Bundesrepublik Deutschland**

Peter Welzel

Universität Augsburg
März 1993

Zusammenfassung

Mit Quartalsdaten für Bund, Länder und Gemeinden werden zeitliche Kausalitätsbeziehungen zwischen öffentlichen Einnahmen und Ausgaben untersucht. Ziel ist eine Klärung der Frage, ob das Verhalten öffentlicher Haushalte eher durch eine "tax and spend"- oder eine "spend and tax"-Hypothese charakterisiert werden kann. Nach der Überprüfung der Integrationseigenschaften, bei denen insbesondere auch auf *unit roots* in der Saisonfigur getestet wird, kommen *Granger*-Kausalitätstests zur Anwendung. Für Bund und Gemeinden, für die sich Kointegration von Einnahmen und Ausgaben belegen läßt, werden zusätzlich Fehlerkorrekturmodelle zur Identifikation eines weiteren Übertragungsweges der zeitlichen Kausalität berechnet. Es ergibt sich für den Bund Kausalität der Einnahmen für die Ausgaben, für die Länder die umgekehrte und für die Gemeinden zweiseitige Kausalität.

Verfasser: Dr. Peter Welzel, Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät, Universität Augsburg, Memminger Straße 14, D-8900 Augsburg, Telefon (08 21) 5 98-9 30 / -9 63, Telefax (08 21) 5 98-3 23.

1. Einleitung*

Der Umfang öffentlicher Einnahmen und Ausgaben wird insbesondere in marktwirtschaftlich orientierten Volkswirtschaften von Politikern, Ökonomen und der breiteren Öffentlichkeit (kritisch) beobachtet. Stimmen, die vor zuviel oder zuwenig staatlichem Einfluß in der Wirtschaft warnen, stützen sich nicht zuletzt auf diese Größen. Im Zentrum des Interesses steht häufig das Budgetdefizit des Staates, dem ein makroökonomisches Gefahrenpotential zugeschrieben wird. Relevante Themenstellungen ergeben sich jedoch auch aus den disaggregierten Größen. Hierzu zählt die Frage nach einer eventuellen kausalen Beziehung zwischen öffentlichen Einnahmen und Ausgaben. Neigt der Staat dazu, Mittel, über die er verfügt, unter allen Umständen auszugeben, d.h. bedingen die Einnahmen die Ausgaben? Oder existieren klar definierte öffentliche Aufgaben, für deren Erfüllung sich der Staat die notwendigen Mittel besorgt?

An den Stammtischen dürfte die Antwort klar sein: Der Staat zieht dem Bürger das Geld aus der Tasche. Und: Wenn der Staat erst einmal Geld hat, dann gibt er es auch aus. Anekdotische Evidenz verweist auf das Verhalten öffentlicher Dienststellen, die gegen Ende des Haushaltsjahres (manchmal verzweifelt) bemüht sind, die ihnen zur Verfügung stehenden Mittel zu verbrauchen.¹ Einnahmen erscheinen demnach kausal für Ausgaben, wobei das (Vor-)Urteil möglicherweise noch dahingehend erweitert wird, daß der Staat bzw. die ihn lenkenden Politiker und Bürokraten aus eigenem Interesse danach streben, die Einnahmen zu erhöhen. In den theoretischen Analysen der Ökonomen finden sich Ansätze, die das populäre Urteil untermauern. Das eben erwähnte Ausgabenverhalten am Jahresende beispielsweise findet seine theoretische Begründung im Ansatz des sog. Budget-Inkrementalismus: Ist der Prozeß der Aufstellung der Budgets so organisiert, daß in der Folgeperiode nur derjenige gleich viel oder mehr wie in der Gegenwart bekommt, der seine Mittel voll ausgegeben hat, dann schafft dies einen starken Anreiz, den vorhandenen finanziellen Spielraum voll auszuschöpfen. Eine kausale Beziehung zwischen Einnahmen und Ausgaben impliziert auch der bürokratiethoretische Ansatz von *Niskanen (1971)*, bei dem Bürokraten aufgrund von asymmetrischer Information eine Optionsfixierungsmacht gegenüber den als Repräsentanten des privaten Sektors fungierenden Politikern besitzen. Sie agieren als Budgetmaximierer, die ihren Output an öffentlichen Gütern so weit ausdehnen, bis das Budget voll ausgeschöpft ist. Werden sie in ihrem Bestreben durch die Größe des verfügbaren Budgets beschränkt, so bedingen erneut die Einnahmen die Ausgaben. Vorstellbar sind jedoch auch Modelle, in denen sich aus klar definierten öffentlichen Aufgaben und bekannten Kosten zu ihrer Erfüllung die nötigen Einnahmen ergeben. Eine Beseitigung der Informationsasymmetrie im Ansatz von *Niskanen* beispielsweise nimmt den Bürokraten die Möglichkeit zur Budgetmaximierung und kehrt so die Kausalität um. Generell werden Ausgaben die Einnahmen immer dann bedingen, wenn Politiker und Bürokraten unterstellt werden, die allein zum Wohle des Gemeinwesens arbeiten und dabei keinen Informationsmängeln unterliegen.

* Ich danke Gebhard Flaig für Kommentare und Literaturhinweise. Selbstverständlich trägt er keine Verantwortung für mein Tun.

¹ Daß diese wie auch andere hier skizzierte Verhaltensweisen ebenso in großen privaten Organisationen auftreten können, sei nur am Rande erwähnt.

Mit theoretischen Mitteln eine vorurteilsfreie Antwort auf die Frage nach einer kausalen Beziehung zwischen öffentlichen Einnahmen und Ausgaben zu finden erscheint unmöglich. Immer hängt die Modellaussage von den getroffenen Annahmen über Motivation, d.h. Präferenzen, der Akteure und über die Informationsverteilung ab. Ein Alternative besteht darin, die Daten selbst sprechen zu lassen. Dies soll im vorliegenden Papier auf der Grundlage von Kausalitätstests geschehen. Dabei kommt die auf *Granger (1969)* zurückgehende, gegenüber dem alltäglichen und auch dem modelltheoretischen Sprachgebrauch eingeschränkte Vorstellung von Kausalität zur Anwendung: Eine Größe y wird als (zeitlich) kausal für eine Größe x bezeichnet, wenn frühere Veränderungen von y zusätzlich zu den früheren Veränderungen von x selbst Erklärungswert für die gegenwärtigen Änderungen von x besitzen.

Für die USA wurden in jüngerer Zeit eine Reihe von Studien zur zeitlichen Kausalität von öffentlichen Einnahmen und Ausgaben durchgeführt (vgl. *Anderson, Wallace und Warner 1986, Manage und Marlow 1986, Furstenberg, Green und Jeong 1986, sowie Ram 1988*).² Die Ergebnisse sind uneinheitlich in zweierlei Hinsicht. Zum einen liefern die Arbeiten divergierende Kausalitätsaussagen für gegebene Gebietskörperschaften. Zum anderen unterscheidet sich die Kausalitätsrichtung, je nachdem welche Gebietskörperschaft betrachtet wird. *Miller und Russek (1990)* wiesen zuletzt darauf hin, daß der verwendete Ansatz der *Granger-Kausalität* einen Wirkungsmechanismus außer Betracht läßt, der dann auftreten kann, wenn Einnahmen und Ausgaben einem gemeinsamen Trend folgen. In diesem Fall kann die verzögerte Niveaugröße von y einen Beitrag zur Erklärung der gegenwärtigen Veränderung von x leisten, auch wenn dies die früheren Veränderungen von y nicht tun. Dies führt auf die Analyse von Fehlerkorrekturmodellen für kointegrierte Zeitreihen. *Miller und Russek (1990)* kommen auf der Grundlage dieses Ansatzes zu dem Schluß, daß in den USA auf der Ebene des Bundes, der Bundesstaaten und der Gemeinden zweiseitige zeitliche Kausalität zwischen Einnahmen und Ausgaben besteht. Eine eindeutige Antwort darauf, ob Einnahmen die Ausgaben bedingen oder umgekehrt, lassen die amerikanischen Daten somit nicht zu. Jedoch korrigiert diese Form der Analyse die Resultate der von *Miller und Russek* ebenfalls gerechneten herkömmlichen *Granger-Kausalitätstests*, nach denen in den USA für den Bund die Einnahmen kausal für die Ausgaben wären, während auf bundesstaatlicher und kommunaler Ebene die umgekehrte Kausalitätsrichtung vorläge.

Im vorliegenden Papier wird die zeitliche Kausalität von öffentlichen Einnahmen und Ausgaben für die (alte) Bundesrepublik untersucht. Zur Anwendung kommt dabei sowohl der Ansatz der *Granger-Kausalität* als auch die Erweiterung für kointegrierte Zeitreihen. Anders als bei den zuvor genannten amerikanischen Autoren soll auch auf die Saisonalität von Einnahmen und Ausgaben in der Analyse eingegangen und das Vorliegen einer saisonalen *unit root* untersucht werden. Verwendung finden im folgenden nicht-saisonbereinigte Quartalsdaten aus der auf CD-ROM verfügbaren *ZEWI-Datenbank der Deutschen Bundesbank*. Es lagen für Bund, Länder und Gemeinden Einnahmen und Ausgaben über 67 Quartale vor (74.1-90.3). Gearbeitet wird mit nominalen Größen.

² Als zumindest verwandte Studie ist *Bohn (1991)* zu nennen, in der unter Verwendung einer intertemporalen Budgetbedingung in den Schätzungen untersucht wird, ob Budgetdefizite durch Steuererhöhungen oder durch Ausgabenkürzungen eliminiert werden.

Die weitere Vorgehensweise ist wie folgt: Zunächst werden die Stationaritätseigenschaften der Zeitreihen für Einnahmen und Ausgaben untersucht (2.). Aufmerksamkeit gilt dabei insbesondere dem Problem der Saisonalität. *Granger*-Kausalitätstests in der traditionellen Form finden sich unter 3. Im Anschluß daran wird geprüft, ob Einnahmen und Ausgaben kointegriert sind (4.). Für die Größen, für die dies zutrifft, folgen Schätzungen von Fehlerkorrekturmodellen, die Schlußfolgerungen für die zeitliche Kausalität erlauben (5.). Eine Zusammenfassung der Ergebnisse und einige zusätzliche Bemerkungen schließen sich an (6.).

2. Integrationseigenschaften

2.1. Stationarität insgesamt

2.1.1. Grundlagen

Granger-Kausalitätstest wie Kointegrationsanalyse stellen Anforderungen an die Integrationseigenschaften der betrachteten Zeitreihen. Sie müssen integriert von der Ordnung d - kurz: $I(d)$ - sein, d.h. nach d -maliger Differenzenbildung muß Stationarität vorliegen. Makroökonomische Zeitreihen sind meist zumindest $I(1)$.

Zur Überprüfung, ob die verwendeten Zeitreihen $I(0)$ oder $I(1)$ sind, wurden *Dickey-Fuller* (DF) und *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) Tests gerechnet. Die dem DF Test zugrundeliegende Schätzgleichung ergibt sich aus $x_t = \alpha + \beta' x_{t-1} + \varepsilon_t$, (vgl. z.B. *Muscattelli und Hurn 1992, S. 5 ff.*). Für $\beta' = 1$ liegt eine *unit root* im Prozeß x_t vor. Mit $\beta = \beta' - 1$ läßt sich die Testgleichung umschreiben:

$$\Delta x_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Δ ist der Differenzenoperator. Unter der Nullhypothese besitzt die Zeitreihe x_t eine *unit root* ($\beta = 0$), d.h. sie ist nicht stationär. Die Nullhypothese wird verworfen, wenn β signifikant negativ ist.³ Der DF Test setzt voraus, daß der betrachteten Variablen ein *AR(1)*-Prozeß zugrundeliegt und der Störterm unabhängig und identisch verteilt ist. Bei ökonomischen Zeitreihen tritt demgegenüber vielfach verbleibende serielle Korrelation auf. Diesem Problem begegnet der ADF Test durch die Berücksichtigung verzögerter Werte der abhängigen Variablen in der Schätzgleichung:

$$\Delta x_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Die Lag-Länge p ist dabei so zu bestimmen, daß die Residuen weißes Rauschen darstellen. Mit dieser Anforderung wird häufig eher freizügig umgegangen. So setzen beispielsweise *Miller und Russek (1990)* den Parameter p bei Verwendung von Quartalsdaten einheitlich auf den Wert 4, ohne die Eigenschaften der Residuen im Einzelfall näher zu überprüfen oder das Ergebnis einer solchen Überprüfung anzugeben. Eine Alternative stellt die von *Downes und Leon (1987)* vorgeschlagene Vorgehensweise dar: Begonnen wird mit einem DF Test oder mit dem Wert $p = 1$ im ADF Test. Mit

³ Alle Berechnung wurden mit Micro TSP Version 7.03 durchgeführt. Bei den DF und ADF Tests fanden die in Micro TSP 7.03 integrierten kritischen Werte von *MacKinnon* Verwendung.

Hilfe des *Breusch-Godfrey* (BG) Tests⁴ wird die Nullhypothese, daß die Residuen weißes Rauschen sind, getestet. Wird sie verworfen, so spricht dies für eine Erhöhung von p , die dann schrittweise erfolgt. Denkbar wäre auch die Anwendung eines der in der Literatur bekannten statistischen Verfahren zur Bestimmung der Ordnung p eines $AR(p)$ -Prozesses (vgl. *Judge et al. 1985, S. 241 ff.*).

Im vorliegenden Beitrag wird *Downes und Leon (1987)* immer dann, wenn Lag-Längen festzulegen sind, insoweit gefolgt, als mit Hilfe des BG Tests eine explizite Überprüfung der Residuen auf Autokorrelation stattfindet. Da aber auch die Robustheit der Ergebnisse gegenüber Veränderungen der Lag-Länge ein für den Leser interessantes Gütekriterium darstellt, wird darauf verzichtet, für jede Schätzgleichung genau einen "richtigen" Wert von p zu identifizieren. Vielmehr sind im folgenden jeweils die Resultate für $p = 3, \dots, 6$ aufgelistet. Lag-Längen $p \leq 2$ lieferten durchgängig das Ergebnis, daß die Residuen noch Information enthalten, d.h. die Nullhypothese des BG Tests war zu verwerfen. Für Werte von $p \geq 7$ ergaben die Schätzungen selten Neues; regelmäßig waren die Residuen bereits bei niedrigeren Lag-Längen weißes Rauschen. Diese Vorgehensweise wird auch durch die begleitend berechneten Werte von *Akaike's information criterion* (AIC, vgl. *Judge et al. 1985, S. 244 f.*) gestützt. Zum einen nimmt AIC sein Minimum in nahezu allen Fällen im Bereich der Lag-Längen $p = 3, \dots, 6$ an, zum anderen liegen neben dem Minimum regelmäßig ein oder zwei AIC-Werte, die sich vom minimalen Wert nur in der zweiten oder dritten Nachkommastelle unterscheiden, so daß die Auswahl einer "richtigen" Lag-Länge willkürlich erschiene.

Hinsichtlich der Verwendung einer Trendvariablen in den Testgleichungen (1) und (2) gehen die Auffassungen in der Literatur auseinander. *Miller und Russek (1990)* verweisen auf ein theoretisches Argument von *Dickey, Bell und Miller (1986, S. 18)* und verzichten auf die Berücksichtigung des deterministischen Trends. *Muscatelli und Hurn (1992)* auf der anderen Seite empfehlen, auf das Vorliegen eines deterministischen Trends zu testen. Diesem Vorschlag wurde hier dadurch Rechnung getragen, daß zunächst ein Trend in die Testgleichungen aufgenommen wurde. Es stellte sich jedoch heraus, daß der Trend insbesondere bei den Schätzungen auf der Basis erster Differenzen keinen Erklärungsbeitrag leistet. Den folgenden Resultaten liegen deshalb Gleichungen ohne Trend zugrunde.

2.1.2. Schätzergebnisse

Die Tabellen enthalten Ergebnisse für die *Dickey-Fuller* t -Statistik und für den BG Test für Lag-Längen $p = 3, \dots, 6$. Signifikanz zum 10%-Niveau ist mit *, zum 5%-Niveau mit ** und zum 1%-Niveau mit *** gekennzeichnet. Im folgenden bezeichnet

- Δ eine Schätzung mit ersten Differenzen, das Fehlen von Δ eine Schätzung mit Niveaugrößen,
- e eine Schätzung mit Einnahmengrößen,
- a eine Schätzung mit Ausgabengrößen.

⁴ Vgl. *Johnston (1984), S. 319 ff.*

Bund	$p=3$	4	5	6	Bund	$p=3$	4	5	6
<u>e</u>					<u>Δe</u>				
$\beta=0$	0,34	0,00	-0,45	-0,48	$\beta=0$	-6,15***	-4,58***	-3,81***	-4,07***
BG	4,99	6,49	2,84	2,93	BG	6,26	2,70	2,86	3,95
<u>a</u>					<u>Δa</u>				
$\beta=0$	-1,39	-0,41	0,09	0,34	$\beta=0$	-4,80***	-3,79***	-2,93**	-3,17**
BG	7,74	6,80	4,24	3,07	BG	6,90	4,24	3,33	4,16

Länder	$p=3$	4	5	6	Länder	$p=3$	4	5	6
<u>e</u>					<u>Δe</u>				
$\beta=0$	0,37	-0,41	-0,49	-1,14	$\beta=0$	-3,82***	-3,61***	-4,35***	-4,35***
BG	24,71***	10,34**	18,18***	5,97	BG	9,65**	17,20***	6,55	4,52
<u>a</u>					<u>Δa</u>				
$\beta=0$	-1,07	-0,40	0,09	-0,03	$\beta=0$	-4,53***	-2,64*	-2,15	-2,39
BG	18,55***	9,31*	3,05	2,18	BG	9,47**	2,80	1,99	1,95

Gemeinden	$p=3$	4	5	6	Gemeinden	$p=3$	4	5	6
<u>e</u>					<u>Δe</u>				
$\beta=0$	0,13	-0,06	-0,08	-0,25	$\beta=0$	-4,37***	-3,81***	-3,33**	-3,59***
BG	16,38***	3,58	4,03	4,65	BG	3,59	3,98	4,70	3,02
<u>a</u>					<u>Δa</u>				
$\beta=0$	0,58	0,53	0,29	0,02	$\beta=0$	-3,51**	-2,52	-2,04	-2,14
BG	24,61***	4,84	2,83	2,13	BG	4,97	2,83	2,13	1,33

Tabelle 1: Integrationseigenschaften von Einnahmen und Ausgaben

Die Nullhypothese, daß die Einnahmen des Bundes nicht stationär sind, wird für die Ni-
veaugröße nicht verworfen. Die Tests mit ersten Differenzen belegen klar, daß die Ein-
nahmen des Bundes $I(1)$ sind. Für die Ausgaben des Bundes ergibt sich ein völlig an-
aloges Bild. Einnahmen und Ausgaben der Länder sind eindeutig nicht stationär. Die
Einnahmen sind klar $I(1)$, wobei erst für höhere Lag-Längen weißes Rauschen der
Residuen vorliegt. Nur schwach ist der Beleg für die $I(1)$ -Eigenschaft bei den Ausga-
ben. Auch für die Einnahmen der Gemeinden bestätigt sich eindeutig die Stationarität
der ersten Differenzen. Etwas weniger klar ist die Evidenz bei den Ausgaben. Jedoch
stützt auch hier das Ergebnis für die Lag-Länge $p=3$ die $I(1)$ -Eigenschaft.

2.1.3. Folgerungen

Für das weitere Vorgehen ergibt sich aus den *unit root* Tests, daß für Bund, Länder
und Gemeinden Einnahmen und Ausgaben $I(1)$ sind.

2.2. Stationarität der Saisonfigur

2.2.1. Grundlagen

Viele makroökonomische Zeitreihen weisen eine Saisonfigur auf. Dies gilt insbesondere
auch für die hier verwendeten Quartalsdaten zu Einnahmen und Ausgaben von Gebiets-
körperschaften in der Bundesrepublik Deutschland. Abbildung 1 zeigt exemplarisch für
den Bund den zeitlichen Verlauf von Einnahmen und Ausgaben.

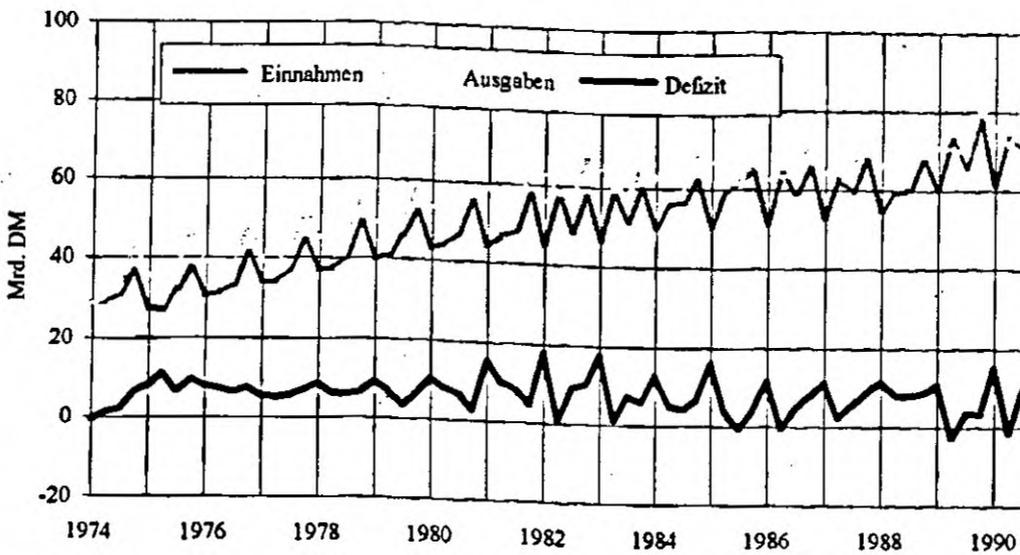


Abbildung 1: Einnahmen, Ausgaben und Defizit des Bundes

Einnahmen und Ausgaben nehmen regelmäßig im ersten Quartal einen niedrigen und im vierten Quartal einen hohen Wert an. Bei den Ursachen für einen Ausgabenanstieg am Jahresende ist an den bereits erwähnten Budget-Inkrementalismus ebenso zu denken wie an die Zahlung des 13. Monatsgehalts im öffentlichen Dienst in den Monaten November und Dezember. Ursachen für höhere Einnahmen im letzten Quartal liegen in den Lohn- und Einkommensteuerzahlungen auf das 13. Monatsgehalt und im erhöhten Zufluß von Verbrauchsteuern wie z.B. Mineralöl- oder Tabaksteuer im Monat Dezember. Zu den niedrigen Einnahmen im ersten Quartal trägt der von vielen Arbeitgebern für ihre Mitarbeiter durchgeführte Jahresausgleich bei. Dies findet im Dezember oder Januar statt, so daß die durch den Ausgleich üblicherweise verminderte Lohnsteuerabführung in das erste Quartal fällt. Die Kurvenverläufe sind typisch auch für die anderen hier betrachteten Gebietskörperschaften. Alle betrachteten Zeitreihen weisen eine sehr ähnliche Saisonfigur mit hohen Werten im vierten und niedrigen Werten im ersten Quartal auf (vgl. hierzu den Anhang).

Für die empirische Analyse ist zu entscheiden, wie mit der offensichtlich vorhandenen Saisonalität der Daten umgegangen werden soll. Gegen eine Saisonbereinigung spricht, daß dadurch die Dynamik des geschätzten Modells verändert werden kann, die gerade bei den weiter unten angewandten Verfahren im Mittelpunkt des Interesses steht. Nicht saisonbereinigten Zeitreihen ist deshalb der Vorzug zu geben (vgl. *Muscatelli und Hurn 1992, S. 16*). Da aber auch *unit roots* in der Saison auftreten können, kann das Vorliegen einer Saisonfigur nicht einfach ignoriert werden.

Die Behandlung saisonbehafteter Zeitreihen im Rahmen der Integrations- und Kointegrationsanalyse fand erst in jüngerer Zeit zunehmendes Interesse. *Osborn et al. (1988)* sowie *Muscatelli und Hurn (1992)* liefern einen Überblick über die bislang entwickelten Vorgehensweisen. In einem ersten Schritt ist die Definition der Integration einer Variablen zu erweitern (vgl. *Osborn et al. 1988, S. 362*): Ein stochastischer Prozeß wird integriert von der Ordnung (d,s), kurz: $I(d,s)$, genannt, wenn die Zeitreihe nach

d-maliger Differenzenbildung mit dem Operator Δ und nach s-maliger saisonaler Differenzenbildung mit dem entsprechenden Operator Δ_s stationär ist.

Es existiert eine Reihe von Vorschlägen, wie die Integration von nicht saisonbereinigten Daten zu untersuchen ist:

- Ein Test $I(1,0)$ gegen $I(0,0)$ läßt sich als ADF Test durchführen, wenn zunächst die Zeitreihe x_t gegen vier Quartaldummies regressiert wird und anschließend die Residuen aus dieser Schätzgleichung anstelle der wahren x_t für die weitere Analyse zum Einsatz kommen (vgl. *Dickey, Bell und Miller 1986*).
- Auf *Dickey, Hasza und Fuller (1984)* geht ein ebenfalls auf einer t -Statistik basierender Test zurück, bei dem $I(0,1)$ gegen $I(0,0)$ getestet wird.
- Von *Hasza und Fuller (1982)* stammt ein F -Test von $I(1,1)$ gegen $I(0,0)$, $I(1,0)$ oder $I(0,1)$.
- Ein auf t -Statistiken beruhender Test von *Hylleberg et al. (1990)* erlaubt das Testen von $I(0,1)$ gegen $I(1,0)$ oder $I(0,0)$.
- *Osborn et al. (1988)* schließlich präsentieren einen auf t -Statistiken basierenden Test von $I(1,1)$ gegen $I(1,0)$ oder $I(0,1)$.

Dem Vorgehen von *Muscatelli und Hurn (1992)* folgend werden für jede der Zeitreihen zunächst die Tests von *Hasza und Fuller (1982)* (HF) und von *Osborn et al. (1988)* (OCSB)⁵ durchgeführt. Daran anschließend kommt jeweils der Test von *Hylleberg et al. (1990)* (HEGY)⁶ zum Einsatz. Problematisch ist gegenwärtig mit Ausnahme des zuletzt genannten Tests die "Versorgung" mit kritischen Werten. *Muscatelli und Hurn (1992)* geben kritische Werte zum 1%- und zum 5%-Niveau für 88 Beobachtungen an. *Osborn et al. (1988)* liefern für 100 Beobachtungen kritische Werte zum 1%-, zum 5%- und zum 10%-Niveau. Die zuletzt genannte Quelle besitzt den Vorzug, daß kritische Werte für unterschiedliche Spezifikationen der Testgleichung im Hinblick auf die Behandlung einer deterministischen Saisonfigur geliefert werden. Beim vorliegenden Datensatz dürfen dann jedoch lediglich "knappe" Verwerfungen der Nullhypothese bei den HF und OCSB Tests nicht zu ernst genommen werden, da die Zahl der vorhandenen Beobachtungen nicht mit der den kritischen Werten zugrunde liegenden übereinstimmt.

Die Saisonfigur der Zeitreihen kann sich aus deterministischen und aus stochastischen Komponenten zusammensetzen. Dem Vorliegen einer deterministischen Saison ist beim Test auf saisonale *unit roots* Rechnung zu tragen, da sonst möglicherweise allein die Existenz der deterministischen Saisonfaktoren eine Anwendung von Δ_s nahelegt, ohne daß eine *unit root* in der Saisonfigur vorliegt (vgl. *Osborn et al. 1988*). Zwei Vorgehensweisen sind derzeit in der Literatur anzutreffen:

⁵ *Osborn, Chui, Smith und Birchenhall.*

⁶ *Hylleberg, Engle, Granger und Yoo.*

- *Muscatelli und Hurn (1992)* kontrollieren in den Testgleichungen für HF, OCSB und HEGY Tests mit Quartalsdummies auf das Vorliegen einer deterministischen Saisonfigur.
- *Osborn et al. (1988)* eliminieren die deterministische Saisonkomponente vorab, indem sie jede Zeitreihe gegen vier Quartalsdummies regressieren und die Residuen zum Gegenstand der weiteren Untersuchungen auf Integrationseigenschaften machen.

Die a priori attraktivere Vorgehensweise von *Muscatelli und Hurn (1992)* lieferte beim vorliegenden Datensatz sehr uneinheitliche Ergebnisse. *Osborn et al. (1988)* folgend wurden deshalb mit Quartalsdummies q_{it} , $i = 1, \dots, 4$, Hilfsregressionen

$$x_t = \alpha_1 q_{1t} + \alpha_2 q_{2t} + \alpha_3 q_{3t} + \alpha_4 q_{4t} + v_t \quad (3)$$

berechnet und die zugehörigen Residuen $\tilde{x}_t \equiv \hat{v}_t = \hat{x}_t - x_t$ ermittelt. Für die OCSB und HF Tests ist dann die folgende Gleichung zu schätzen (vgl. *Osborn et al. 1988*):

$$\Delta_4 \tilde{x}_t = \alpha + \beta_1 \Delta_4 \tilde{x}_{t-1} + \beta_2 \Delta \tilde{x}_{t-4} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta \Delta_4 \tilde{x}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Δ_4 bezeichnet den Operator für saisonale Differenzen. Eine Trendvariable t erwies sich als nicht signifikant und wurde deshalb eliminiert. Getestet wird die Hypothese $H_0: x_t \sim I(1,1)$, daß zwei *unit roots* existieren

- mit einem t -Test auf β_1 gegen die Alternativhypothese $H_1: x_t \sim I(0,1)$. Dies ist der Test auf das Vorliegen einer nicht saisonalen *unit root* unter der Voraussetzung, daß eine saisonale *unit root* vorliegt. D.h. es wird auf die Notwendigkeit getestet, nicht saisonale Differenzen zu bilden, nachdem bereits saisonale Differenzen gebildet wurden (OCSB),
- mit einem t -Test auf β_2 gegen die Alternativhypothese $H_1: x_t \sim I(1,0)$. Dies ist der Test auf das Vorliegen einer saisonalen *unit root* unter der Voraussetzung, daß eine nicht saisonale *unit root* vorliegt (OCSB),
- mit einem F -Test auf β_1 und β_2 gegen die Alternativhypothese $H_1: x_t \sim I(0,0)$, $I(1,0)$ oder $I(0,1)$. Dies ist der Test darauf, daß nicht sowohl eine saisonale und eine nicht saisonale *unit root* vorliegen (HF).

Gegen diese Art des Nachweises von saisonalen *unit roots* wurde kritisch eingewandt, daß nicht auf alle theoretisch möglichen *unit roots* im Saisonprozeß getestet wird (vgl. *Hylleberg et al. 1990, S. 221, Muscatelli und Hurn 1992, S. 17*). Diese Schwäche wird durch einen HEGY Test beseitigt. Die Schätzgleichung lautet:

$$\Delta_4 \tilde{x}_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \beta_1 z_1 \tilde{x}_{t-1} + \beta_2 z_2 \tilde{x}_{t-1} + \beta_3 z_3 \tilde{x}_{t-1} + \beta_4 z_3 \tilde{x}_{t-2} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta_4 \tilde{x}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Eine Trendvariable t wurde aufgenommen, da sie nahezu durchgängig signifikanten Erklärungsbeitrag besitzt. Die z_i sind Filter, die unter Verwendung des Lag-Operators L definiert sind als

$$z_1 = (1 + L + L^2 + L^3) \tag{5a}$$

$$z_2 = -(1 - L + L^2 - L^3) \tag{5b}$$

$$z_3 = -(1 - L^2) \tag{5c}$$

Die Nullhypothese des Vorliegens einer saisonalen *unit root* kann verworfen werden, wenn β_2 und entweder β_3 oder β_4 von Null verschieden sind. Dies erfordert die Verwerfung sowohl beim *t*-Test auf β_2 als auch bei einem *F*-Test auf $\beta_3 = \beta_4 = 0$ (vgl. *Hylleberg et al. 1990, S. 223*). Mit dem *F*-Test wird auf eine komplexe *unit root* getestet. Ein *t*-Test auf β_1 schließlich untersucht das Vorliegen einer nicht saisonalen *unit root*.

2.2.2. OCSB und HF Tests

Für die *t*-Tests und den *F*-Test ergeben sich mit (4) bei Einnahmen und Ausgaben folgende Resultate:⁷

Bund	$p = 3$	4	5	6	Bund	$p = 3$	4	5	6
<u>e</u>					<u>a</u>				
$\beta_1 = 0$	-3,23***	-3,11***	-2,26**	-1,64*	$\beta_1 = 0$	-2,47**	-2,26**	-1,35	-1,20
$\beta_2 = 0$	-2,80***	-2,95***	-2,89***	-2,80***	$\beta_2 = 0$	-2,30**	-2,50**	-2,47**	-2,43**
$\beta_1 \& \beta_2 = 0$	14,32***	11,42***	7,52***	5,79***	$\beta_1 \& \beta_2 = 0$	8,16***	7,29***	4,66**	4,28**
BG	4,41	3,87	3,87	3,54	BG	2,60	0,43	1,51	2,33

Länder	$p = 3$	4	5	6	Länder	$p = 3$	4	5	6
<u>e</u>					<u>a</u>				
$\beta_1 = 0$	-2,88***	-2,35**	-2,36**	-2,48**	$\beta_1 = 0$	-1,86*	-2,02**	-1,90*	-1,47
$\beta_2 = 0$	-2,78**	-2,22**	-2,20**	-1,70*	$\beta_2 = 0$	-1,47	-1,65	-1,58	-1,57
$\beta_1 \& \beta_2 = 0$	15,11***	7,29***	7,00***	5,90***	$\beta_1 \& \beta_2 = 0$	4,11**	4,27**	3,78**	2,83*
BG	0,77	1,67	4,53	2,44	BG	6,26	6,44	6,53	5,08

Gemeinden	$p = 3$	4	5	6	Gemeinden	$p = 3$	4	5	6
<u>e</u>					<u>a</u>				
$\beta_1 = 0$	-2,66***	-2,19**	-1,81*	-1,65*	$\beta_1 = 0$	-1,20	-1,41	-1,50	-1,50
$\beta_2 = 0$	-3,07***	-3,67***	-3,53***	-3,46***	$\beta_2 = 0$	-3,42***	-4,02***	-3,96***	-3,86***
$\beta_1 \& \beta_2 = 0$	12,43***	11,68***	9,46***	9,01***	$\beta_1 \& \beta_2 = 0$	8,71***	11,23***	10,94***	10,78***
BG	5,05	3,57	3,88	3,86	BG	3,45	9,03*	10,46**	10,69**

Tabelle 2: OCSB und HF Tests

Das gleichzeitige Vorliegen sowohl einer nicht saisonalen als auch einer saisonalen *unit root* bei den Einnahmen und Ausgaben des Bundes wird vom HF Test klar verworfen. Ebenfalls verworfen werden fast durchgängig die Nullhypothesen bei den OCSB Tests. Vor dem Hintergrund der früher schon ohne Berücksichtigung der Saisonfigur herausgearbeiteten *I*(1)-Eigenschaft ist erfreulich, daß der Test auf $\beta_2 = 0$, d.h. auf das Vorliegen einer saisonalen *unit root* unter der Voraussetzung, daß eine nicht saisonale *unit root* existiert, eine klare Verwerfung der Nullhypothese liefert. Auch für die Einnahmen

Verwendet werden die von *Osborn et al. (1988, S. 376)* für den Fall mit deterministischer Saisonfigur und Subtraktion saisonaler Mittelwerte angegebenen kritischen Werte.

und Ausgaben der Länder wird die Nullhypothese der $I(1,1)$ -Eigenschaft klar verworfen. Hier liefert der Test auf $\beta_2 = 0$ jedoch das Ergebnis, daß das Vorliegen einer saisonalen *unit root* unter der Voraussetzung einer nicht saisonalen *unit root* zu akzeptieren ist. Für die Gemeinden ist ebenfalls auf der Grundlage des gemeinsamen Tests die $I(1,1)$ -Eigenschaft abzulehnen. Die OCSB Tests verwerfen die saisonale *unit root* und akzeptieren im Fall der Ausgaben die nicht saisonale *unit root*.

Das gleichzeitige Vorliegen sowohl einer nicht saisonalen als auch einer saisonalen *unit root* wird vom HF Test mit einer Ausnahme klar verworfen. Weniger eindeutig sind die Resultate bei den OCSB Tests. Hier treten bei beiden Koeffizienten Annahmen und Ablehnungen der Nullhypothese auf.

2.2.3. HEGY Tests

Verfolgt wird die erste der beiden von *Hylleberg et al. (1990)* angegebenen Teststrategien, d.h. für das Vorliegen von saisonalen *unit roots* ist ein t -Test für β_2 und ein F -Test für β_3 und β_4 durchzuführen. Der t -Wert für β_1 gibt zusätzlich Aufschluß darüber, ob eine nicht saisonale *unit root* vorliegt. Die relevanten t - und F -Werte werden in der folgenden Tabelle angegeben.⁸

Bund	$p = 3$	4	5	6	Bund	$p = 3$	4	5	6
<u>e</u>					<u>a</u>				
$\beta_1 = 0$	-2,31	-2,32	-2,15	-2,30	$\beta_1 = 0$	-1,40	-1,34	-1,42	-1,69
$\beta_2 = 0$	-1,62*	-1,71*	-1,65*	-1,81*	$\beta_2 = 0$	-1,72*	-1,51	-1,67*	-1,84*
$\beta_3 \& \beta_4 = 0$	4,68***	3,99**	3,87**	2,76**	$\beta_3 \& \beta_4 = 0$	3,32**	2,49*	2,66**	1,57
BG	2,73	2,56	3,52	5,15	BG	1,68	5,22	2,81	5,58

Länder	$p = 3$	4	5	6	Länder	$p = 3$	4	5	6
<u>e</u>					<u>a</u>				
$\beta_1 = 0$	-2,83	-2,33	-2,93	-2,74	$\beta_1 = 0$	-1,95	-2,21	-2,09	-2,37
$\beta_2 = 0$	-1,98**	-1,95**	-1,58*	-1,42	$\beta_2 = 0$	-2,39**	-2,57**	-2,49**	-2,68**
$\beta_3 \& \beta_4 = 0$	3,48**	2,89*	1,94	1,65	$\beta_3 \& \beta_4 = 0$	1,17	1,60	1,47	0,85
BG	3,44	5,14	1,51	1,93	BG	3,42	3,17	3,07	2,69

Gemeinden	$p = 3$	4	5	6	Gemeinden	$p = 3$	4	5	6
<u>e</u>					<u>a</u>				
$\beta_1 = 0$	-1,86	-2,11	-1,82	-1,83	$\beta_1 = 0$	-2,27	-2,78	-2,23	-2,00
$\beta_2 = 0$	-1,62*	-1,93**	-2,30**	-2,14**	$\beta_2 = 0$	-1,83*	-2,46**	-2,63**	-2,38**
$\beta_3 \& \beta_4 = 0$	4,09**	4,46**	5,29***	3,99**	$\beta_3 \& \beta_4 = 0$	3,15**	4,74***	5,07***	4,32**
BG	8,25*	7,65	3,76	3,11	BG	7,60	3,85	8,10*	9,09*

Tabelle 3: HEGY Tests

Der t -Test auf β_2 und der F -Test beim Bund lehnen mit einer einzigen Ausnahme die Nullhypothese ab. Eine saisonale *unit root* liegt somit nicht vor. Angenommen wird die

⁸ Verwendet werden die von *Hylleberg et al. (1990)* für den Fall einer Schätzung mit konstantem Term, Trend und ohne Saisonummies bei 48 Beobachtungen angegebenen kritischen Werte. Da der vorliegende Datensatz 67 Beobachtungen enthält, bringt diese Verwendung der kritischen Werte eine leichte Verschärfung der Signifikanzniveaus mit sich.

Nullhypothese einer nicht saisonalen *unit root*. Erneut wird bei den Ländern die Nullhypothese einer nicht saisonalen *unit root* angenommen. Während bei den Einnahmen noch von einer Verwerfung der saisonalen *unit root* ausgegangen werden kann, weisen die Tests bei den Ausgaben zumindest eine komplexe saisonale *unit root* nicht zurück. Die nicht saisonale *unit root* wird bei den Gemeinden akzeptiert. Klar verworfen wird das Vorliegen einer saisonalen *unit root*.

2.2.4. Folgerungen

Die HF Tests verwerfen für Einnahmen und Ausgaben von Bund, Ländern und Gemeinden die Nullhypothese des gleichzeitigen Vorliegens einer nicht saisonalen und einer saisonalen *unit root*. Zu diesem Ergebnis paßt, daß die OCSB Tests das Vorliegen einer saisonalen *unit root* zu gegebener nicht saisonaler *unit root* mit Ausnahme der Ausgaben der Länder ablehnen.

Die Nullhypothese einer nicht saisonalen *unit root* wird durch die HEGY Tests nicht verworfen. In der großen Mehrzahl der Fälle wird bei Bund, Ländern und Gemeinden die Nullhypothese für den zweiten Koeffizienten und beim *F*-Test auf den dritten und vierten Koeffizienten abgelehnt, so daß die Ergebnisse gegen das Vorliegen einer saisonalen *unit root* - auch einer komplexen - sprechen. Erneut stellen die Ausgaben der Länder eine Ausnahme dar. Hier liefern die Daten zumindest Anzeichen für eine *unit root* in der Saisonfigur.

Es sei nochmals der eher vorläufige Charakter dieser Ergebnisse zur Ermittlung eventueller saisonaler *unit roots* herausgestellt. Hier sind Dinge methodisch noch im Fluß; kritische Werte für die in der Literatur genannten Testverfahren liegen nicht in dem von gängigen Test gewohnten Umfang vor. Umso erfreulicher sind die mit unterschiedlichen Verfahren gewonnenen relativ eindeutigen Hinweise, daß - mit Ausnahme der Ausgaben der Länder - nicht vom Vorliegen einer saisonalen *unit root* ausgegangen werden muß. Vor diesem Hintergrund wird für die weiteren Überlegungen der Fall $I(1,0)$ zugrunde gelegt.⁹

3. Granger-Kausalität

3.1. Grundlagen

Eine in der Ökonometrie übliche Definition von Kausalität geht auf *Granger (1969)* zurück. Unter Verwendung der autoregressiven Repräsentation des Zeitreihenmodells (vgl. *Chow 1983, S. 212 ff.*) basiert der *Granger-Kausalitätstest* - hier für erste Differenzen - auf folgender Testgleichung:

$$\Delta x_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_x \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_y \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

⁹ Zusätzlich könnte die Frage gestellt werden, ob angesichts der offensichtlichen Saisonfigur statt der Differenzenbildung mit Δ die Verwendung saisonaler Differenzen mit dem Operator Δ_s angebracht wäre. Gegeben, daß die verwendeten Zeitreihen $I(1,0)$ sind, ist es jedoch für die im folgenden eingesetzten Methoden unerheblich, ob erste oder vierte Differenzen gebildet werden (vgl. *Rüdel 1989, S. 26*).

Die Reihen Δx_t und Δy_t sind stationär. *Granger*-Kausalität liegt vor, wenn frühere Veränderungen von y_t einen Beitrag zur Erklärung der gegenwärtigen Änderung von x_t leisten. Die Nullhypothese, daß y_t nicht *Granger*-kausal für x_t ist, wird verworfen, wenn ein *F*-Test Signifikanz der Koeffizienten β_{ji} anzeigt.

Man beachte, daß *Granger*-Kausalität in zwei Richtungen zu untersuchen ist. D.h. in der Schätzgleichung (6) sind in einem zweiten Schritt x_t und y_t zu vertauschen, um die spiegelbildliche Nullhypothese - x_t ist nicht *Granger*-kausal für y_t - zu testen. Vier Ergebnisse einer Untersuchung von *Granger*-Kausalität sind demnach denkbar: (1) keine Kausalitätsbeziehung zwischen den Variablen; (2) einseitige Kausalität von x_t auf y_t ; (3) einseitige Kausalität von y_t auf x_t ; (4) zweiseitige Kausalität zwischen x_t und y_t .

3.2. Schätzergebnisse

$e \Rightarrow a$ bezeichnet in den folgenden Tabellen die Nullhypothese "Einnahmen sind nicht *Granger*-kausal für Ausgaben", $a \Rightarrow e$ steht für die umgekehrte Nullhypothese. *F*-Tests und BG Tests zu Lag-Längen $p = 3, \dots, 6$ lieferten:

	$p = 3$	4	5	6		$p = 3$	4	5	6
<u>Bund</u>					<u>Bund</u>				
$e \Rightarrow a$	1,75	1,25	1,24	2,29*	$a \Rightarrow e$	1,79	0,89	0,76	0,72
BG	8,50*	4,28	9,67**	2,69	BG	1,95	5,43	1,99	5,58

	$p = 3$	4	5	6		$p = 3$	4	5	6
<u>Länder</u>					<u>Länder</u>				
$e \Rightarrow a$	0,23	1,44	1,77	1,71	$a \Rightarrow e$	14,07***	4,33***	3,51***	2,29*
BG	20,68***	10,05**	5,42	5,28	BG	4,07	7,98*	7,82*	10,29**

	$p = 3$	4	5	6		$p = 3$	4	5	6
<u>Gemeinden</u>					<u>Gemeinden</u>				
$e \Rightarrow a$	0,63	0,48	0,38	0,43	$a \Rightarrow e$	1,57	1,98	1,67	1,45
BG	25,08***	5,55	4,54	3,76	BG	18,08***	3,10	3,62	2,00

Tabelle 4: *Granger*-Kausalität

Die Ergebnisse für den Bund lassen sich als schwacher Beleg für *Granger*-Kausalität der Einnahmen für die Ausgaben interpretieren, wenn man die Lag-Länge $p = 6$ zur Nullhypothese $e \Rightarrow a$ heranzieht und niedrigere Lag-Längen aufgrund ihrer BG Tests nicht berücksichtigt.¹⁰ Auf der Ebene der Länder erhält man die über die Lag-Längen robuste Aussage, daß Ausgaben *Granger*-kausal für Einnahmen sind. Problematisch erscheinen hierbei jedoch die Ergebnisse des BG Tests. Keine Kausalitätsbeziehung liefern die Schätzungen für die Gemeinden.

¹⁰ Das entsprechende Ergebnis für $p = 7$ und die späteren Schätzungen auf der Grundlage eines Fehlerkorrekturmodells stützen diese Vermutung.

3.3. Folgerungen

Die *Granger*-Kausalitätstests liefern allenfalls für den Bund einen schwachen Hinweis auf eine zeitliche Kausalität von den Einnahmen zu den Ausgaben. Bei den Ländern gibt es deutlichere Anzeichen dafür, daß Ausgaben temporal kausal für Einnahmen sind. Keine zeitliche Kausalität läßt sich für die Gemeinden feststellen. Festzuhalten bleibt, daß die eingangs genannten populären (Vor-)Urteile, nach denen beispielsweise der Staat einmal vorhandenes Geld auch ausgibt, so daß Einnahmen kausal für Ausgaben sein müßten, in der empirischen Analyse zu diesem Zeitpunkt keine generelle Bestätigung finden.

Im folgenden soll der zumindest optisch belegten Tatsache Rechnung getragen werden, daß Einnahmen und Ausgaben einem gemeinsamen Trend folgen. Gelingt es, dies auch statistisch zu belegen, so öffnet sich der Weg zu einer erweiterten Form des Kausalitätstests.

4. Kointegration

4.1. Grundlagen

Die in Abschnitt 2 bzw. im Anhang präsentierten Schaubilder zur Entwicklung von Einnahmen und Ausgaben der einzelnen Gebietskörperschaften legen die Vermutung nahe, daß Einnahmen und Ausgaben einem gemeinsamen Trend folgen: Die Reihen sind nicht stationär, sie bewegen sich aber nicht unbegrenzt auseinander. Dies ist zum einen aus den eingezeichneten Defizitgrößen ersichtlich, zum anderen spricht dafür auch das Vorwissen über den politischen Prozeß der Budgetbildung, der dem Auseinanderdriften von Einnahmen und Ausgaben Schranken setzt. Schließlich herrscht zumindest "... at the least sophisticated level of economic theory [...] the belief that certain pairs of economic variables should not diverge from each other by too great an extent, at least in the long-run" (*Granger 1986, S. 213*). Überdies führen auch theoretische Überlegungen zur Aggregation der periodenbezogenen Budgetgleichung des Staates in eine intertemporale Budgetbedingung auf eine langfristige lineare Beziehung zwischen Einnahmen und Ausgaben (vgl. hierzu *Hakkio und Rush 1991*).

In jüngerer Zeit kommen für derartige nicht stationäre Zeitreihen die Verfahren der Kointegrationsanalyse verstärkt zum Einsatz (für einen Überblick vgl. z.B. *Granger 1986, Hendry 1986, Engle und Granger 1987, sowie Muscatelli und Hurn 1992*). Ziel ist eine Verbesserung gegenüber der früheren Vorgehensweise, bei der Stationarität durch Differenzenbildung erreicht wurde, wobei jedoch in den Daten vorhandene "langfristige" Information zu opfern war.

Gegeben seien zwei Zeitreihen x_t und y_t , die beide integriert $I(d)$ von gleicher Ordnung d sind. Jede Linearkombination von x_t und y_t ist ebenfalls $I(d)$. Existiert ein Vektor $(-\lambda, -\mu)$ derart, daß die Linearkombination

$$z_t = x_t - \lambda - \mu y_t \tag{7}$$

integriert $I(d-b)$, $b > 0$, ist, so werden x_t und y_t kointegriert von der Ordnung (d,b) , kurz $CI(d,b)$, genannt (vgl. *Engle und Granger 1987*).

Das Konzept der Kointegration versucht das Vorliegen einer langfristigen Gleichgewichtsbeziehung zu erfassen, von der die Variablen x_t und y_t temporär abweichen können. z_t mißt die Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht $x_t = \lambda + \mu y_t$.

Das größte Interesse fand bislang der Fall $d = b = 1$, der aufgrund der oben belegten $I(1)$ -Eigenschaft von Ausgaben und Einnahmen der Gebietskörperschaften auch hier untersucht werden soll. Läge die auch durch die Abbildungen gestützte Vermutung einer $CI(1,1)$ -Eigenschaft vor, so müßten bei Verwendung von Einnahmen und Ausgaben in den Kointegrationsgleichungen

$$e_t = \lambda + \mu a_t + z_t \tag{8}$$

bzw.

$$a_t = \lambda' + \mu' e_t + z'_t \tag{9}$$

die Fehler z_t bzw. z'_t $I(0)$, d.h. stationär, sein. Zum Test auf die $CI(1,1)$ -Eigenschaft werden die geschätzten Residuen aus den Kointegrationsgleichungen mit DF bzw. ADF Tests untersucht.

4.2. Schätzergebnisse

Die Tabellen enthalten Ergebnisse für den Kointegrationsvektor und die t -Statistik zum ADF Test ($\beta = 0$) auf die Residuen der Kointegrationsgleichung für $p = 3, \dots, 6$. e kennzeichnet die Verwendung von (8), a die Verwendung von (9). Zusätzlich werden die Residuen der ADF Tests mit dem BG Test untersucht, um hinreichende Lag-Längen zu identifizieren.

Bund					Bund					
	μ	λ					μ	λ		
e	0,95	-3,87				a	0,94	9,91		
	$p = 3$	4	5	6		$p = 3$	4	5	6	
$\beta = 0$	-2,72	-3,18*	-2,99	-2,62	$\beta = 0$	-3,73**	-3,52**	-2,93	-2,58	
BG	11,16**	3,23	0,11	5,77	BG	7,62	3,02	0,04	1,94	

Länder					Länder					
	μ	λ					μ	λ		
e	0,87	2,65				a	1,08	0,26		
	$p = 3$	4	5	6		$p = 3$	4	5	6	
$\beta = 0$	-0,69	-2,17	-2,76	-2,36	$\beta = 0$	-1,19	-2,60	-3,21*	-2,56	
BG	21,12***	8,73*	9,86**	3,37	BG	23,93***	9,04*	9,05*	4,35	

Gemeinden					Gemeinden					
	μ	λ					μ	λ		
e	1,06	-2,71				a	0,92	3,34		
	$p = 3$	4	5	6		$p = 3$	4	5	6	
$\beta = 0$	-1,71	-2,81	-3,14*	-3,41*	$\beta = 0$	-1,63	-2,73	-3,10	-3,41*	
BG	12,87**	3,35	4,33	6,63	BG	15,00***	3,88	4,81	6,04	

Tabelle 6: Kointegration bei Bund, Ländern und Gemeinden

Beide Kointegrationsgleichungen liefern zu $p = 4$ bzw. $p = 3, 4$ den Beleg für Kointegration der Einnahmen und Ausgaben des Bundes. Es ergibt sich hingegen kein stichhaltiger Beleg für Kointegration der Einnahmen und Ausgaben der Länder. Die Ergebnisse

liefern einen schwachen Beleg ($p = 5, 6$ bzw. $p = 6$) für das Vorliegen von Kointegration bei Einnahmen und Ausgaben der Gemeinden.

4.3. Folgerungen

Für den Bund ergeben sich Belege für das Vorliegen von Kointegration, während bei den Ländern die Schätzungen gegen Kointegration sprechen. Die Daten für die Gemeinden weisen Anzeichen von Kointegration auf, die jedoch dadurch beeinträchtigt werden, daß bereits für niedrigere Lag-Längen die Residuen weißes Rauschen sind, ohne daß der ADF Test Kointegration anzeigt.

Geschätzt wurden beide Kointegrationsgleichungen (8) und (9), da a priori beide Richtungen gültig sind (vgl. *Hendry 1986*). Die Resultate aus den Schätzungen der Kointegrationsgleichungen genügen im übrigen der von *Hendry (1986)* aufgestellten Forderung, wonach R^2 sehr hoch sein sollte.

5. Fehlerkorrekturmodelle

5.1. Grundlagen

Für zwei Zeitreihen x_t und y_t , die kointegriert von der Ordnung (1,1), d.h. $CI(1,1)$, sind, zeigen *Engle und Granger (1987)*, daß ein Fehlerkorrekturmodell (error correction model, ECM)

$$\Delta x_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_{x_i} \Delta x_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{y_i} \Delta y_{t-i} + \gamma z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10a)$$

$$\Delta y_t = \alpha' + \sum_{i=1}^p \beta'_{y_i} \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta'_{x_i} \Delta x_{t-i} + \gamma' z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (10b)$$

existiert, wobei mindestens einer der Parameter γ, γ' ungleich Null ist (vgl. *Granger 1988, S. 203*). z_{t-1} ist der auf der Grundlage der zugehörigen Kointegrationsgleichung

$$x_t = \lambda + \mu y_t + z_t \quad (11)$$

bestimmte "Gleichgewichtsfehler". Im Gegensatz zum Ansatz (6) der zuvor untersuchten *Granger*-Kausalität wird die Veränderung von x_t nicht nur von früheren Änderungen von x_t und y_t , sondern auch von der in der Vorperiode realisierten Abweichung z_{t-1} vom langfristigen Gleichgewicht beeinflusst. Damit tritt zur Identifikation von zeitlicher Kausalität neben den F -Test auf die Koeffizienten β_{y_i} zusätzlich ein t -Test auf den Koeffizienten γ . Die Nullhypothese, daß y_t nicht *Granger*-kausal für x_t ist, wird verworfen, wenn die β_{y_i} gemeinsam signifikant von Null verschieden sind, oder wenn γ signifikant von Null verschieden ist. Anders als beim normalen Ansatz der *Granger*-Kausalität kann y_t demnach auch dann zeitlich kausal für x_t sein, wenn die verzögerten Veränderungen von y_t keinen signifikanten Einfluß auf die Veränderung von x_t haben. Insbesondere gilt als Konsequenz der Existenz des Fehlerkorrekturmodells, daß Kausalität in mindestens einer Richtung besteht. Damit zwei Zeitreihen einem gemeinsamen Trend folgen können, muß zwischen ihnen eine zeitliche Kausalitätsbeziehung bestehen, die die erforderliche Dynamik liefert (*Granger 1988, S. 203*).

5.2. Schätzergebnisse

Die Fehlerkorrekturmodelle wurden für den Bund und die Gemeinden, bei denen sich Kointegration von Einnahmen und Ausgaben belegen ließ, geschätzt. Angegeben sind für die Lag-Längen $p = 3, \dots, 6$ die Teststatistiken für den F -, den t - und für den BG Test. Im folgenden bezeichnet e ein Modell, in dem der Fehlerterm aus der Kointegrationsgleichung (8) Verwendung findet. Entsprechend steht a für ein Modell mit dem Fehler aus (9). $a \not\Rightarrow e$ ($e \not\Rightarrow a$) steht für den Test darauf, ob Ausgaben (Einnahmen) zeitlich kausal für Einnahmen (Ausgaben) sind.

Bund	$p=3$	4	5	6	Bund	$p=3$	4	5	6
<u>$e, a \not\Rightarrow e$</u>					<u>$a, e \not\Rightarrow a$</u>				
$\beta_{ai} = 0$	2,47*	1,61	1,14	1,00	$\beta_{ai} = 0$	3,89**	2,78**	1,93	2,48**
γ	-1,55	-1,67	-1,38	-1,30	γ	-2,85***	-2,84***	-2,15**	-1,55
BG	3,95	3,19	1,87	2,39	BG	10,98**	9,12*	8,45*	1,88
<u>$a, a \not\Rightarrow e$</u>					<u>$e, e \not\Rightarrow a$</u>				
$\beta_{ai} = 0$	2,69*	1,75	1,08	0,97	$\beta_{ai} = 0$	2,87**	2,60**	1,96	2,48**
γ	1,69*	1,83*	1,35	1,30	γ	1,99*	2,64**	2,19**	1,64
BG	4,38	3,92	1,63	3,17	BG	11,93**	7,97*	7,61	2,28
<hr/>									
Gemeinden	$p=3$	4	5	6	Gemeinden	$p=3$	4	5	6
<u>$e, a \not\Rightarrow e$</u>					<u>$a, e \not\Rightarrow a$</u>				
$\beta_{ai} = 0$	0,09	1,18	1,34	1,05	$\beta_{ai} = 0$	2,85**	0,62	0,92	0,82
γ	2,87***	1,89*	2,25**	1,91*	γ	-3,65***	-3,09***	-3,43***	-3,47***
BG	13,40***	5,75	3,80	3,86	BG	16,34***	4,76	5,49	7,17
<u>$a, a \not\Rightarrow e$</u>					<u>$e, e \not\Rightarrow a$</u>				
$\beta_{ai} = 0$	0,09	1,18	1,38	1,10	$\beta_{ai} = 0$	2,75*	0,59	0,90	0,76
γ	-2,94***	-1,95*	-2,33**	-2,02**	γ	3,66***	3,16***	3,48***	3,46***
BG	13,46***	6,03	4,37	4,38	BG	16,07***	4,90	4,98	6,34

Tabelle 7: Fehlerkorrekturmodelle für Bund und Gemeinden

Es findet sich ein schwacher Hinweis auf Kausalität der Ausgaben für die Einnahmen des Bundes, die auch über die Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht wirkt. Gegen diese Kausalitätsrichtung spricht das niedrige Signifikanzniveau und der Umstand, daß das Ergebnis nicht von den Residuen beider Kointegrationsgleichungen in gleicher Weise getragen wird. Etwas klarer erscheinen die Anzeichen dafür, daß die Einnahmen des Bundes zeitlich kausal für seine Ausgaben sind. Relevant ist hier aufgrund der Ergebnisse des BG Tests eher die höheren Lag-Längen, so z.B. beim Modell a neben $p = 6$ die Lag-Länge $p = 7$ (t -Wert zu β_{ai} : 1,90*), die auch schon beim normalen Test eine Verwerfung der Nullhypothese lieferte. Es ergibt sich eine Stärkung der schon früher aufgetretenen Vermutung, daß beim Bund eher die Einnahmen zeitlich kausal für die Ausgaben zu sein scheinen als umgekehrt. Bei den Gemeinden, für die mit dem traditionellen *Granger*-Test keinerlei Hinweise auf eine Kausalitätsbeziehung zwischen Einnahmen und Ausgaben zu finden waren, ergibt sich nun eindeutig zweiseitige zeitliche Kausalität, die nahezu vollständig durch die verzögerten Residuen der Kointegrationsgleichungen ins Spiel gebracht wird.

6. Abschließende Bemerkungen

Im vorliegenden Beitrag wurde der Versuch unternommen, die (nominalen) Einnahmen und Ausgaben von Bund, Ländern, und Gemeinden auf eventuell bestehende zeitliche Kausalitätsbeziehungen hin zu untersuchen.¹¹ Alle Zeitreihen wiesen den bei makroökonomischen Daten häufig anzutreffenden Integrationsgrad Eins auf. Da nicht saisonbereinigte Quartalsdaten zugrunde lagen, galt vor der eigentlichen Kausalitätsprüfung besonderes Interesse der Frage nach dem Vorliegen von *unit roots* in der Saisonfigur.

- *Granger*-Kausalitätstests lieferten einen schwachen Hinweis darauf, daß beim Bund die Einnahmen zeitlich kausal für die Ausgaben sind. Etwas deutlicher sind die Ergebnisse für die Länder, bei denen sich die Ausgaben als kausal für die Einnahmen erwiesen. Für die Gemeinden ergaben sich keinerlei Hinweise auf zeitliche Kausalitätsbeziehungen.
- Für den Bund und die Gemeinden konnte der optische Eindruck, wonach Einnahmen und Ausgaben einem gemeinsamen Trend folgen, statistisch bestätigt werden, während bei den Ländern kein Beleg für Kointegration von Einnahmen und Ausgaben zu finden war.
- Die Schätzung von Fehlerkorrekturmodellen, die sowohl den Kausalitätsmechanismus von *Granger* als auch als zusätzlichen Übertragungsweg die kurzfristigen Abweichungen von dem mit den Kointegrationsgleichungen ermittelten langfristigen Gleichgewicht enthalten, lieferte für den Bund eher Kausalität der Einnahmen für die Ausgaben. Bei den Gemeinden, ergibt sich nun durch die Wirkung der verzögerten Residuen der Kointegrationsgleichungen zweiseitige Kausalität.

Zusätzlichen Reiz besitzt die Frage, ob zeitliche Kausalitätsbeziehungen möglicherweise von der parteipolitischen Ausrichtung der Entscheidungsträger einer Gebietskörperschaft beeinflußt werden. Für den Bund erlauben die vorliegenden Daten grundsätzlich eine Untersuchung dieser Fragestellung, da sich zwei Teilperioden für die sozial-liberale (74.1-82.3) und die konservativ-liberale Regierungskoalition (82.4-90.3) unterscheiden lassen. Berechnungen ergaben Anzeichen dafür, daß für sozial-liberale Bundesregierungen die Einnahmen zeitlich kausal für die Ausgaben waren. Keine Beziehung konnte für konservativ-liberale Regierungen identifiziert werden. Vor einer Überbewertung dieser Resultate ist jedoch aufgrund des bei Betrachtung zweier Teilperioden sehr kurzen Beobachtungszeitraumes zu warnen.

¹¹ Die entsprechenden Reihen für die aggregierten Gebietskörperschaften, für die Daten für den Zeitraum 64.1-90.3 vorlagen, wurden wegen deutlicher Hinweise auf unterschiedliche Integrationsgrade und eine nicht stationäre Saisonfigur von der Analyse ausgeschlossen.

7. Anhang

Es folgen Schaubilder, die den zeitlichen Verlauf von Einnahmen, Ausgaben und Defiziten bei den Ländern und den Gemeinden verdeutlichen.

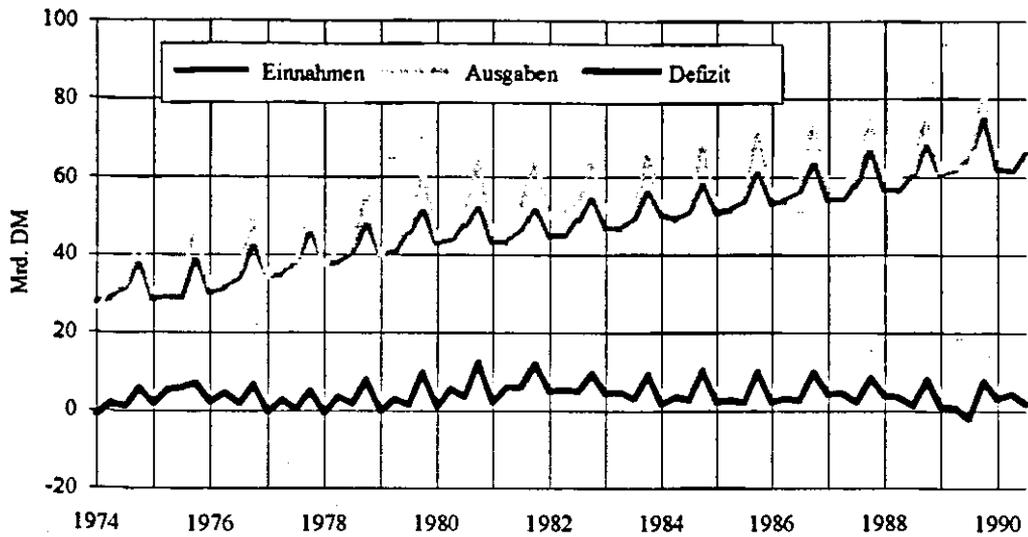


Abbildung A-1: Einnahmen, Ausgaben und Defizit der Länder

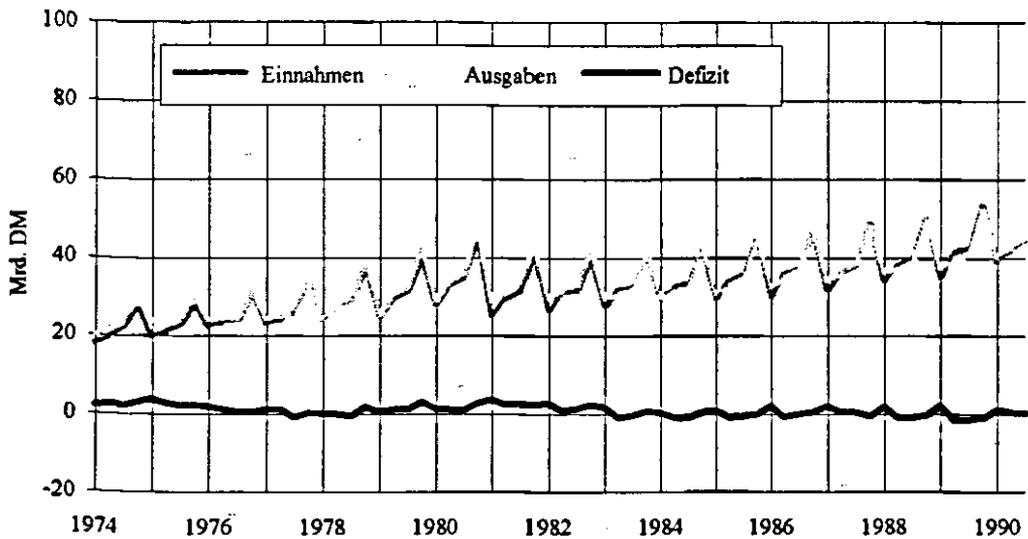


Abbildung A-2: Einnahmen, Ausgaben und Defizit der Gemeinden

8. Literatur

- Anderson, W., Wallace, M.S., und Warner, J.T. (1986)*, Government Spending and Taxation: What Causes What?, *Southern Economic Journal*, vol. 52, S. 630-639
- Bohn, H. (1991)*, Budget Balance through Revenue or Spending Adjustments?, *Journal of Monetary Economics*, vol. 27, S. 333-359
- Chow, G.C. (1983)*, *Econometrics*, New York: McGraw-Hill
- Dickey, D.A., Bell, W.R., und Miller, R.B. (1986)*, Unit Roots in Time Series Models: Tests and Implications, *The American Statistician*, vol. 40, S. 12-26
- Dickey, D.A., Hasza, D.P., und Fuller, W.A. (1984)*, Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series, *Journal of the American Statistical Association*, vol. 79, S. 355-367
- Downes, A.S., und Leon, H. (1987)*, Testing for Unit Roots: An Empirical Investigation, *Economic Letters*, vol. 24, S. 231-235
- Engle, R.F., und Granger, C.W.J. (1987)*, Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing, *Econometrica*, vol. 55, S. 251-276
- Furstenberg, G.M. von, Green, J., und Jeong, J.-H. (1986)*, Tax and Spend, Or Spend and Tax?, *Review of Economics and Statistics*, vol. 68, S. 179-188
- Granger, C.W.J. (1969)*, Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, vol. 37, S. 424-438
- Granger, C.W.J. (1986)*, Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 48, S. 213-228
- Granger, C.W.J. (1988)*, Some Recent Developments in a Concept of Causality, *Journal of Econometrics*, vol. 39, S. 199-211
- Hakkio, C.S., und Rush, M. (1991)*, Is the Budget Deficit "too Large"?, *Economic Inquiry*, vol. 29, S. 429-445
- Hasza, D.P., und Fuller, W.A. (1982)*, Testing for Nonstationary Parameter Specifications in Seasonal Time Series Models, *Annals of Statistics*, vol. 10, S. 1209-1216
- Hendry, D.F. (1986)*, Econometric Modelling with Cointegrated Variables: An Overview, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 48, S. 201-212
- Hylleberg, S. et al. (1990)*, Seasonal Integration and Cointegration, *Journal of Econometrics*, vol. 44, S. 215-238
- Johnston, J. (1984)*, *Econometric Methods*, 3rd ed., New York: McGraw-Hill

- Judge, G.E., et al. (1985)*, The Theory and Practice of Econometrics, 2nd ed., New York: Wiley
- Manage, N., und Marlow, M.L. (1986)*, The Causal Relation between Federal Expenditures and Receipts, Southern Economic Journal, vol. 52, S. 617-629
- Miller, St.M., und Russek, F.S. (1990)*, Co-Integration and Error-Correction Models: The Temporal Causality between Government Taxes and Spending, Southern Economic Journal, vol. 57, S. 221-229
- Muscatelli, V.A., und Hurn, S. (1992)*, Cointegration and Dynamic Time Series Models, Journal of Economic Surveys, vol. 6, S. 1-44
- Niskanen, W.A. (1971)*, Bureaucracy and Representative Government, Chicago: Aldine-Atherton
- Osborn, D.R., et al. (1988)*, Seasonality and the Order of Integration for Consumption, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 50, S. 361-377
- Ram, R. (1988)*, Additional Evidence on Causality between Government Revenue and Government Expenditure, Southern Economic Journal, vol. 54, S. 763-769
- Rüdel, Th. (1989)*, Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle, Heidelberg: Physica-Verlag

Beiträge in der Volkswirtschaftlichen Diskussionsreihe seit 1991

Im Jahr 1991 erschienen:

Beitrag Nr. 50:	Manfred Stadler	Determinanten der Innovationsaktivitäten in oligopolistischen Märkten
Beitrag Nr. 51:	Uwe Cantner Horst Hanusch	On the Renaissance of Schumpeterian Economics
Beitrag Nr. 52:	Fritz Rahmeyer	Evolutorische Ökonomik, technischer Wandel und sektorales Produktivitätswachstum
Beitrag Nr. 53:	Uwe Cantner Horst Hanusch	The Transition of Planning Economies to Market Economies: Some Schumpeterian Ideas to Unveil a Great Puzzle
Beitrag Nr. 54:	Reinhard Blum	Theorie und Praxis des Übergangs zur marktwirtschaftlichen Ordnung in den ehemals sozialistischen Ländern
Beitrag Nr. 55:	Georg Licht	Individuelle Einkommensdynamik und Humankapitaleffekte nach Erwerbsunterbrechungen
Beitrag Nr. 56:	Thomas Kuhn	Zur theoretischen Fundierung des kommunalen Finanzbedarfs in Zuweisungssystemen
Beitrag Nr. 57:	Thomas Kuhn	Der kommunale Finanzausgleich - Vorbild für die neuen Bundesländer?
Beitrag Nr. 58:	Günter Lang	Faktorsubstitution in der Papierindustrie bei Einführung von Maschinen- und Energiesteuern
Beitrag Nr. 59:	Peter Welzel	Strategische Interaktion nationaler Handelspolitiken. Freies Spiel der Kräfte oder internationale Organisation?
Beitrag Nr. 60:	Alfred Greiner	A Dynamic Model of the Firm with Cyclical Innovations and Production: Towards a Schumpeterian Theory of the Firm
Beitrag Nr. 61:	Uwe Cantner Thomas Kuhn	Technischer Fortschritt in Bürokratien
Beitrag Nr. 62:	Klaus Deimer	Wohlfahrtsverbände und Selbsthilfe - Plädoyer für eine Kooperation bei der Leistungserstellung
Beitrag Nr. 63:	Günter Lang Peter Welzel	Budgetdefizite, Wahlzyklen und Geldpolitik: Empirische Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland, 1962-1989
Beitrag Nr. 64:	Uwe Cantner Horst Hanusch	New Developments in the Economics of Technology and Innovation
Beitrag Nr. 65:	Georg Licht Viktor Steiner	Male-Female Wage Differentials, Labor Force Attachment, and Human-Capital Accumulation in Germany
Beitrag Nr. 66:	Heinz Lampert	The Development and the Present Situation of Social Policy in the Federal Republic of Germany (FRG) within the Social-Market-Economy
Beitrag Nr. 67:	Manfred Stadler	Marktkonzentration, Unsicherheit und Kapitalakkumulation

- Beitrag Nr. 68: Andrew J. Buck
Manfred Stadler R&D Activity in a Dynamic Factor Demand Model: A Panel Data Analysis of Small and Medium Size German Firms
- Beitrag Nr. 69: Karl Morasch Wahl von Kooperationsformen bei Moral Hazard

Im Jahr 1992 erschienen:

- Beitrag Nr. 70: Horst Hanusch
Uwe Cantner Thesen zur Systemtransformation als Schumpeterianischem Prozeß
- Beitrag Nr. 71: Peter Welzel Commitment by Delegation. Or: What's "Strategic" about Strategic Alliances?
- Beitrag Nr. 72: Friedrich Kugler
Horst Hanusch Theorie spekulativer Blasen: Rationaler Erwartungswertansatz versus Ansatz der Quartischen-Modalwert-Erwartungen
- Beitrag Nr. 73: Uwe Cantner Product and Process Innovations in a Three-Country-Model of International Trade Theory - A Ricardian Analysis
- Beitrag Nr. 74: Alfred Greiner
Horst Hanusch A Dynamic Model of the Firm Including Keynesian and Schumpeterian Elements
- Beitrag Nr. 75: Manfred Stadler Unvollkommener Wettbewerb, Innovationen und endogenes Wachstum
- Beitrag Nr. 76: Günter Lang Faktorproduktivität in der Landwirtschaft und EG-Agrarreform
- Beitrag Nr. 77: Friedrich Kugler
Horst Hanusch Psychologie des Aktienmarktes in dynamischer Betrachtung: Entstehung und Zusammenbruch spekulativer Blasen
- Beitrag Nr. 78: Manfred Stadler The Role of Information Structure in Dynamic Games of Knowledge Accumulation
- Beitrag Nr. 79: Gebhard Flaig
Manfred Stadler Success Breeds Success. The Dynamics of the Innovation Process
- Beitrag Nr. 80: Horst Hanusch
Uwe Cantner New Developments in the Theory of Innovation and Technological Change - Consequences for Technology Policies
- Beitrag Nr. 81: Thomas Kuhn Regressive Effekte im Finanzausgleich
- Beitrag Nr. 82: Peter Welzel Oligopolistic Tragedies. National Governments and the Exploitation of International Common Property

Bisher im Jahr 1993 erschienen:

- Beitrag Nr. 83: Manfred Stadler Innovation, Growth, and Unemployment. A Dynamic Model of Creative Destruction
- Beitrag Nr. 84: Alfred Greiner
Horst Hanusch Cyclic Product Innovation or: A Simple Model of the Product Life Cycle