

lizit berücksichtigt, da davon ausgegangen wird, dass in diesen Perioden anfallende überschüssige Finanzmittel zum Sollzinssatz angelegt werden können. Da fehlende Finanzmittel zum Habenzinssatz aufgenommen werden können, reduziert sich die zu betrachtende Zielfunktion auf die Eigenmittel und Auszahlungsüberschüsse in Periode T.

Hieraus ergibt sich folgende Zielfunktion:

$$(3) \quad b_T - \sum_{j=1}^n a_{jT} \cdot x_j - \sum_{i=1}^m d_{iT} \cdot y_i = \max$$

Bei Berücksichtigung der Auszahlungsüberschüsse jenseits des Planungshorizonts ergibt sich die erweiterte Zielfunktion:

$$(4) \quad b_T - \sum_{j=1}^n a_{jT} \cdot x_j - \sum_{i=1}^m d_{iT} \cdot y_i + \sum_{j=1}^n c_j \cdot x_j^* + \sum_{i=1}^m v_i \cdot y_i^* = \max$$

mit:  $c$  = Sollzinssatz  
 $v$  = Habenzinssatz  
 $x_j^*$  = Anzahl der Einheiten des Projektes  $j$  jenseits des Planungshorizonts  
 $y_i^*$  = aufgenommene Finanzmittel der Finanzierungsfazilität  $i$  jenseits des Planungshorizonts

Die Nebenbedingungen lassen sich wie folgt formulieren:

$$(5) \quad \sum_{j=1}^{n-1} a_{j1} \cdot x_j + x_{n1} - \sum_{i=1}^m y_{i1} = b_1$$

mit:  $x_{n,t}$  = Aktivkredit der Periode  $t$   
 $t = 1, \dots, T$

$$(6) \quad \sum_{j=1}^{n-1} a_{jt} \cdot x_j - (1+i)x_{n,t-1} + x_{nt} + \sum_{i=1}^m (1+i_i)y_{i,t-1} - \sum_{i=1}^m y_{it} = b_t$$

mit:  $i_i$  = Zinssatz für aufgenommene Finanzmittel der  $i$ -ten Art  
 $t = 2, \dots, T$

Durch (5) und (6) wird die Liquiditätssicherung über die Größe  $b_t$  (Eigenmittel) erreicht.

Über weitere Nebenbedingungen wird sichergestellt, dass die Kredithöchstbeträge nicht überschritten werden und analog zum Albachschen Modell wird die Anzahl der durchführbaren Projekte beschränkt und es werden Absatzschränken eingeführt. Außerdem wird Ganzzahligkeit der Investitionsprojekte und Nichtnegativität vorausgesetzt.

Bei einem Mehrperiodenmodell nimmt — gegenüber dem Albach-Modell — der Rechenumfang erheblich zu. Das Maximierungsproblem wird durch **ganzzahlige lineare Programmierung** gelöst. Die Annahme eines unvollkommenen Kapitalmarkts und die mögliche Berücksichtigung der Ganzzahligkeit über die Nebenbedingungen sind Vorteile gegenüber dem Modell von Albach. Durch die Vermögensendwertmaximierung und den Verzicht auf Kassenhaltung ergibt sich keine Inkonsistenz zwischen Zielfunktion und Liquiditätsnebenbedingung mehr. Die Produktionsplanung und deren Interdependenzen mit der Investitions- und Finanzplanung bleiben allerdings noch unberücksichtigt. Ein weiterer Mangel ist die **fehlende Berücksichtigung der Besteuerung**, die auf die Vorteilhaftigkeitsanalyse entscheidenden Einfluss haben kann. Die Teilsteuerechnung bietet für ihre Berücksichtigung einen erfolgversprechenden Ansatz.

Dipl.-Kfm. Jörg H. Ottersbach, Köln/  
 Dr. Stefan Behringer, Hamburg

#### Literaturempfehlungen:

- Albach, H.: Das optimale Investitionsbudget bei Unsicherheit. In: Zeitschrift für Betriebswirtschaft, 37. Jg. (1967), S. 503 – 518.
- Blohm, H./Lüder, K.: Investition. 8. Aufl., München 1995.
- Büschgen, H.-E.: Betriebliche Finanzwirtschaft. Frankfurt a.M. 1981.
- Dean, J.: Measuring the Productivity of Capital. In: Harvard Business Review, Vol. 32 (1954), No. 1, S. 120 – 130.
- Hax, H.: Investitions- und Finanzplanung mit Hilfe der linearen Programmierung. In: ZfbF, 15. Jg. (1964), S. 430 - 446.
- Hax, H.: Investitionstheorie. 5. Aufl., Würzburg et al. 1985.
- Weingartner, M.H.: Mathematical Programming and the Analysis of Capital Budgeting Problems. Englewood Cliffs 1963.

## WIRTSCHAFTSSTATISTIK

### Einheitswurzeln

Die statistische Analyse ökonomischer Zeitreihen — beispielsweise der Geldmenge, Zinssätze, Wechselkurse, Arbeitslosigkeit, des Preisniveaus oder des Bruttoinlandsprodukts (BIP) — dient meist dazu, die den Daten zugrundeliegende „Gesetzmäßigkeit“ festzustellen, um mit Hilfe eines geeigneten Modells Prognosen für zukünftige Werte vornehmen zu können. Dabei ergibt sich häufig das Problem, dass die in der Vergangenheit beobachteten Realisationen **Schocks** unterliegen, deren Wirkung mehr oder weniger lange anhalten kann. Um die weitere Entwicklung der betrachteten Größe sinnvoll aus den bisherigen Daten zu prognostizieren, muss man jedoch davon ausgehen können, dass die auftretenden Schocks nur eine temporäre Wirkung ausüben, die Zeitreihe langfristig jedoch ein stabiles Verhalten aufweist. Nur wenn eine solche **Stationarität** der beobachteten

Reihe gegeben ist, sind Langfristprognosen sinnvoll. Die Stationaritätsanalyse kann somit als Pendant zur Untersuchung der Stabilität von Gleichgewichten in theoretischen Modellen aufgefasst werden.

Zur Modellierung von Zeitreihen und zur Vorhersage zukünftiger Daten greift man auf die Theorie **stochastischer Prozesse** zurück. Ein stochastischer Prozess weist neben der Zeitdimension  $t$  noch eine zweite Dimension auf, die durch die Realisation einer Zufallsvariablen  $\omega$  gekennzeichnet ist. Als typisches Beispiel für einen solchen Prozess ist das Spiel des Münzwurfs zu nennen, bei dem ein Spieler mit einem Startkapital von 0 DM bei  $\omega_1 =$  „Kopf“ 1 DM, bei  $\omega_2 =$  „Zahl“ dagegen nichts gewinnt. Man kann nun die Ertragspfade für beliebige viele Münzwürfe, d.h. Zeitpunkte  $t$ , und die ent-

sprechenden möglichen Realisationen von  $\omega$  darstellen. Die Gesamtheit aller möglichen Ertragspfade bildet den stochastischen Prozess.

In der Realität beobachten Ökonomen jedoch üblicherweise nur **einen einzigen Pfad** — beispielsweise existiert für das BSP pro Periode jeweils nur ein Wert — und dies auch nur über einen **endlichen Zeitraum** hinweg. Somit ist also nur ein Teil des stochastischen Prozesses erkennbar, der die betrachtete Zeitreihe erzeugt. Daraus ergibt sich die Problematik, dass aus den Beobachtungswerten die der Zeitreihe zugrundeliegende Gesetzmäßigkeit (der stochastische Prozess) nur ungenau ermittelt werden kann.

Weist ein stochastischer Prozess jedoch die Eigenschaft der Stationarität auf, dann folgt aus den so genannten **Ergodensätzen**, dass bereits die nur über einen endlichen Zeitraum hinweg beobachtete Zeitreihe die grundlegenden Eigenschaften des gesamten Prozesses gut wiedergibt und es möglich ist, mit Hilfe dieses ermittelten stochastischen Zusammenhangs die zukünftige Entwicklung der Größe zu prognostizieren. Somit bleibt zu prüfen, ob der einer Zeitreihe zugrundeliegende stochastische Prozess stationär ist. Stationarität bedeutet dabei, dass der Mittelwert und die Varianz des Prozesses konstant sind und dass seine Autokovarianz unabhängig vom Beobachtungszeitpunkt ist.

Mit Hilfe so genannter **Einheitswurzel-Tests** kann man prüfen, ob ein stochastischer Prozess stationär ist bzw. wie er in einen stationären Prozess transformiert werden kann. Dies soll am Beispiel der linearen autoregressiven Prozesse dargestellt werden.

### Stationarität linearer stochastischer Prozesse

Eine wesentliche Gruppe der linearen stochastischen Prozesse stellen die **autoregressiven Prozesse** (AR-Prozesse) dar. Der AR-Prozess der Ordnung  $p$

$$(1) \quad X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \dots + \alpha_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

stellt eine Regression von  $X_t$  auf  $X_{t-1}, \dots, X_{t-p}$  dar.  $\varepsilon_t$  bezeichnet dabei einen Schockterm, wobei für die einzelnen  $\varepsilon_t$  angenommen wird, dass sie unabhängig voneinander und identisch verteilt sind und einen Erwartungswert von Null aufweisen. Um die Stationaritätsbedingungen der autoregressiven Prozesse herzuleiten, sollen im Folgenden einfache AR-Prozesse erster und zweiter Ordnung detailliert betrachtet werden.

**Stationarität des AR(1)-Prozesses:** Der AR-Prozess erster Ordnung lautet

$$(2) \quad X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Die Größe  $X_t$  hängt von ihrem Wert in der vergangenen Periode ab und wird beeinflusst von einem in der aktuellen Periode  $t$  aufgetretenen Schock  $\varepsilon_t$ . Zur Herleitung der Stationaritätsbedingung datiert man Gleichung (2) eine Periode zurück und setzt das Resultat

$$X_{t-1} = \alpha_1 X_{t-2} + \varepsilon_{t-1}$$

in (2) ein. Dies ergibt

$$(3) \quad X_t = \alpha_1^2 X_{t-2} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t.$$

Setzt man nun für  $X_{t-2}$  ein

$$(4) \quad X_t = \alpha_1^3 X_{t-3} + \alpha_1^2 \varepsilon_{t-2} + \alpha_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t$$

und führt diese sukzessive Substitution fort, so erhält man schließlich

$$(5) \quad X_t = \alpha_1^t X_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \alpha_1^i \varepsilon_{t-i}.$$

Anhand von Gleichung (5) kann man erkennen, wie der Prozess sich im Zeitablauf verhält. Die Größe  $X_t$  der ak-

tuellen Periode  $t$  hängt also von ihrem „Startwert“  $X_0$  ab und von allen seither aufgetretenen Störungen  $\varepsilon_t$ . Der zeitliche Abstand, mit dem die Schocks auftreten, wird berücksichtigt, indem sie in Abhängigkeit vom Faktor  $\alpha_1$  diskontiert werden.  $\alpha_1$  ist dabei die entscheidende Determinante für Stationarität des AR(1)-Prozesses. Sofern  $|\alpha_1| < 1$  ist, konvergiert der Prozess mit wachsendem Zeithorizont  $t \rightarrow \infty$  gegen

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \alpha_1^i \varepsilon_{t-i},$$

da der erste Term auf der rechten Seite von Gleichung (5) gegen Null tendiert. Die vergangenen Schocks  $\varepsilon_t$  haben dabei mit wachsendem zeitlichen Abstand von der aktuellen Periode eine immer geringere Wirkung auf die Entwicklung von  $X_t$ , denn die Gewichte  $\alpha_1^i$  werden mit steigendem  $i$  immer kleiner.

Ist dabei  $0 < \alpha_1 < 1$ , so verläuft der Konvergenzprozess monoton, für  $-1 < \alpha_1 < 0$  konvergiert der Prozess dagegen durch abnehmende Schwingungen. Zu einem explodierenden, also instationären Verhalten kommt es für  $|\alpha_1| > 1$ . Falls  $|\alpha_1| = 1$  ist, so gilt, dass jeder Schock  $\varepsilon_t$  denselben, zeitlich nicht abnehmenden Effekt auf  $X_t$  hat. Der AR(1)-Prozess kann somit nur dann als stationär bezeichnet werden, wenn der absolute Wert des Koeffizienten  $\alpha_1$  kleiner als 1 ist.

**Stationarität des AR(2)-Prozesses:** Der AR-Prozess zweiter Ordnung lautet

$$(6) \quad X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \alpha_2 X_{t-2} + \varepsilon_t.$$

Auch hier hängt die Stabilität des Prozesses von den Werten der Koeffizienten  $\alpha_1$  und  $\alpha_2$  ab. Die exakte Stationaritätsbedingung lässt sich aus Gleichung (6) herleiten, indem man zunächst nach  $\varepsilon_t$  auflöst:

$$(7) \quad X_t - \alpha_1 X_{t-1} - \alpha_2 X_{t-2} = \varepsilon_t$$

Wie sich im Folgenden zeigen lässt, ist es — in Anlehnung an Gleichung (5) — zur Vereinfachung des Lösungsweges sinnvoll,  $X_t$  durch den Startwert  $X_0$  multipliziert mit einem zeitabhängigen Koeffizienten  $z^t$  zu substituieren. Mit  $X_t = X_0 z^t$  ergibt sich:

$$(8) \quad X_0 z^t - \alpha_1 X_0 z^{t-1} - \alpha_2 X_0 z^{t-2} = \varepsilon_t$$

Den Term auf der linken Seite von Gleichung (8) bezeichnet man dabei als so genanntes **charakteristisches Polynom**.

Der AR(2)-Prozess ist nun gerade dann stationär, wenn die Lösungen für  $z$ , d.h. die Wurzeln des 0 gesetzten Polynoms in Gleichung (8) betragsmäßig kleiner als 1 sind:  $|z| < 1$ . Der Prozess soll also so beschaffen sein, dass er, wenn in der aktuellen Periode kein Schock auftritt ( $\varepsilon_t = 0$ ), tatsächlich zum Gleichgewicht tendiert. Um der Tatsache Rechnung zu tragen, dass auch **komplexe Wurzeln** auftreten können, die Lösung für  $z$  also neben einem reellen auch einen imaginären Teil aufweist, wird allgemein formuliert, dass Stationarität des AR-Prozesses genau dann gegeben ist, wenn alle Wurzeln des charakteristischen Polynoms innerhalb des **Einheitskreises** liegen. Der Einheitskreis dient dabei zur Vereinfachung der Darstellung komplexer Zahlen. Es werden dazu sämtliche Lösungen obigen Polynoms in die allgemeine Form  $z = a + bi$  transformiert, wobei  $i = \sqrt{-1}$  ist,  $a$  den reellen und  $b$  den imaginären Teil der Lösung darstellt. Im **Einheitskreisdigramm** wird  $\alpha$  auf der Abszisse abgetragen, so dass alle rein reellen Lösungen (für die der imaginäre Teil 0 ist) Punkte auf dieser horizontalen Achse sind, während der imaginäre Teil auf der Ordinate gemessen wird.

In Abb. 1 sind  $C$  und  $C'$  als komplexe Lösungen von  $z$  und  $D$  als reine reelle Wurzel dargestellt.

## ZAHLEN KÖNNEN TÄUSCHEN

**Zahlen, Vergleiche, Statistiken – wer ihnen un-kritisch Glauben schenkt, kann so manchem Trugschluss zum Opfer fallen. Hier wird auf solche Zahlenfallen hingewiesen.**

### Bruttoinlandsprodukt als Indikator für den „wealth of nations“?

Das so genannte Bruttoinlandsprodukt gilt als bester Maßstab für Erfolg, Reichtum und Wirtschaftskraft einer Nation. Es betrug 1998 in der Bundesrepublik Deutschland rund 4 Billionen Mark, mehr als in den meisten anderen Staaten dieser Welt. Viele Bundesbürger sind auf diese **Leistung** und auf diesen **Wohlstand** sehr stolz – nicht ganz zu Recht, zumindest was den Wohlstand anbetrifft. Auch wenn wir das Bruttoinlandsprodukt als Maßstab für die reine Produktion und Leistung einer Wirtschaft gelten lassen – als Indikator für den Nutzen und den Wohl-

stand, der uns aus dieser Produktion erwächst, ist es nur mit großer Vorsicht zu gebrauchen.

Der erste Grund ist sehr einfach: Das **Inlandsprodukt** misst die **Produktion** und damit indirekt auch das Einkommen, **nicht** aber das **Vermögen**. Oder anders ausgedrückt: Es sagt, was jedes Jahr an Gütern neu hinzukommt, nicht jedoch, was man schon hat. Und wie jeder aus dem Alltagsleben weiß, sind Einkommen und Vermögen zwei verschiedene Paar Schuhe. Die meisten Bauern in der Bundesrepublik haben beispielsweise ein großes Vermögen, aber ein kleines Einkommen, während viele „normale“ Arbeitnehmer ein großes Einkommen, aber kein Vermögen haben.

Genauso auf **internationaler Ebene**: Vermutlich ist ein typischer Einwohner unseres schönen Nachbarlandes Frankreich trotz eines niedrigeren Inlandsprodukts pro Kopf doch reicher als ein deutscher Bürger, weil er oder sie im Mittel ein größeres, durch keine Inflation und Kriegsverwüstung gemindertes Vermögen hat.

Prof. Dr. Walter Krämer, Dortmund

#### Literaturempfehlungen:

- Krämer, W.: Statistik verstehen. 3. Aufl., Frankfurt a.M. 1998.  
Stobbe, A.: Volkswirtschaftslehre 1: Volkswirtschaftliches Rechnungswesen. Berlin 1966.

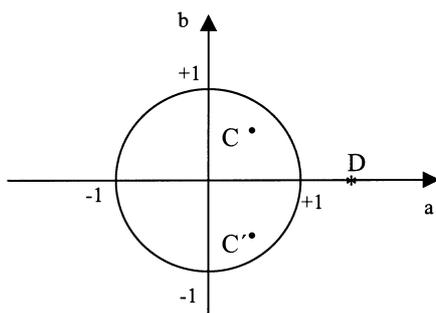


Abb. 1: Darstellung der charakteristischen Wurzeln im Einheitskreis

Wie bereits erwähnt, verlangt Stationarität  $|z| < 1$ . Während sich für reelle Wurzeln diese Bedingung reduziert zu  $|a| < 1$ , ergibt sich für komplexe Wurzeln nach Pythagoras die Bedingung

$$\sqrt{a^2 + b^2} < 1,$$

da der absolute Wert von  $z$  im Einheitskreisdigramm als euklidische Distanz des entsprechenden Lösungspunktes vom Ursprung gemessen wird. Um nun für den AR(2)-Prozess die charakteristischen Lösungen zu ermitteln, dividiert man das Null gesetzte charakteristische Polynom aus Gleichung (8) durch  $X_0 z^{t-2}$  und erhält:

$$(9) \quad z^2 - \alpha_1 z - \alpha_2 = 0$$

Daraus ergeben sich folgende Lösungen für  $z$ :

$$(10a) \quad z_1 = \frac{\alpha_1}{2} + \sqrt{\frac{\alpha_1^2}{4} + \alpha_2} = \frac{1}{2}(\alpha_1 + \sqrt{\alpha_1^2 + 4\alpha_2})$$

$$(10b) \quad z_2 = \frac{\alpha_1}{2} - \sqrt{\frac{\alpha_1^2}{4} + \alpha_2} = \frac{1}{2}(\alpha_1 - \sqrt{\alpha_1^2 + 4\alpha_2})$$

Damit die Stationaritätsbedingung  $|z| < 1$  erfüllt ist, müssen die Koeffizienten  $\alpha_1$  und  $\alpha_2$  bestimmte Anforderungen erfüllen. In Abhängigkeit vom Verhalten des Terms unter der Wurzel in Gleichung (10) lassen sich dabei drei Fälle unterscheiden:

– 1. Fall:  $\alpha_1^2 + 4\alpha_2 > 0$

In diesem Fall stellen die Lösungen des charakteristischen Polynoms des AR(2)-Prozesses zwei rein reelle Wurzeln dar. Die Stationaritätsbedingung ist gerade dann erfüllt, wenn  $z_1 < 1$  und  $z_2 > -1$  gilt. In Verbindung mit obigen Lösungsgleichungen für  $z$  führt dies zu folgenden Anforderungen an die Koeffizienten:  $\alpha_2 + \alpha_1 < 1$  und  $\alpha_2 - \alpha_1 < 1$ .

– 2. Fall:  $\alpha_1^2 + 4\alpha_2 = 0$

Stationarität verlangt hier, dass  $|\alpha_1| < 2$  sein muss, da die einzige Lösung des Polynoms gegeben ist mit  $z_{1,2} = \alpha_1/2$  und für Stationarität gefordert wird, dass  $|z| < 1$ .

– 3. Fall:  $\alpha_1^2 + 4\alpha_2 < 0$

Nun sind die Lösungen des charakteristischen Polynoms komplexe Wurzeln. Mit Hilfe von de Moivres Theorem lassen sich diese als Kosinus-Schwingungen darstellen, deren Amplitude gedämpft wird, falls  $|\alpha_2| < 1$  ist.

Es lässt sich leicht zeigen, dass die Bedingung in Fall 2 redundant ist, wenn die für Fall 1 und 3 genannten Forderungen erfüllt sind. Zusammenfassend lauten somit die **notwendigen und hinreichenden Anforderungen** für Stationarität des AR(2)-Prozesses:

$$\alpha_2 + \alpha_1 < 1$$

$$\alpha_2 - \alpha_1 < 1$$

$$|\alpha_2| < 1$$

Diese drei Bedingungen für die  $\alpha$ -Koeffizienten lassen sich zur Verdeutlichung grafisch darstellen in Form eines so genannten **Stationaritätsdreiecks**. Alle Werte von  $\alpha_1$  und  $\alpha_2$ , die innerhalb dieses Dreiecks liegen, garantieren Stationarität des AR(2)-Prozesses.

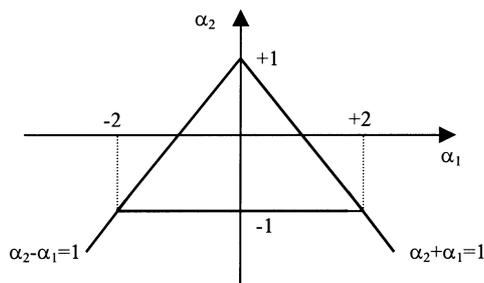


Abb. 2: Das Stationaritätsdreieck als zulässiger Bereich der  $\alpha$ -Koeffizienten im AR(2)-Prozess

**Stationarität des AR(p)-Prozesses:** Aus den obigen Ausführungen lassen sich nun relativ leicht die Stationaritätsbedingungen eines AR-Prozesses p-ter Ordnung herleiten. Für den AR(p)-Prozess nach Gleichung (1) ergibt sich das charakteristische Polynom in transformierter Form zu:

$$(11) \quad z^p - \alpha_1 z^{p-1} - \alpha_2 z^{p-2} - \dots - \alpha_p = 0$$

Der AR(p)-Prozess ist somit stationär, falls die Koeffizienten  $\alpha_i$  so beschaffen sind, dass alle Wurzeln der charakteristischen Gleichung (11) innerhalb des Einheitskreises liegen. Es lässt sich dabei zeigen, dass die

- notwendige Bedingung für Stationarität

$$\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$$

und die

- hinreichende Bedingung für Stationarität

$$\sum_{i=1}^p |\alpha_i| < 1$$

lautet.

Falls dagegen in einem AR-Prozess Wurzeln auf oder außerhalb des Einheitskreises auftreten (die so genannten „**Einheitswurzeln**“), d.h.  $|z| \geq 1$ , so liegt ein **instationärer** stochastischer Prozess vor. Die betrachtete Zeitreihe verläuft in einem solchen Fall nicht stabil, sondern weist einen **stochastischen Trend** auf. Erwartungswert, Varianz und Autokovarianz sind dann nicht mehr unab-

hängig vom Beobachtungszeitpunkt, und die beobachteten Zeitreihenwerte können in einem solchen Fall keine sinnvolle Grundlage für Prognosen zukünftiger Werte bilden. Existieren gerade m solcher Einheitswurzeln, so kann der stochastische Trend jedoch durch das Bilden der **m-ten Differenzen** der Werte des stochastischen Prozesses bzw. der betrachteten Zeitreihenwerte beseitigt werden. Die Stationaritätseigenschaften ökonomischer Zeitreihen wurden u.a. von Nelson/Plosser (1982) detailliert untersucht. Sie stellten fest, dass viele ökonomische Größen wie das reale und nominale BSP, der Industrieproduktionsindex, aber auch Real- und Nominallöhne Einheitswurzeln aufweisen und somit **differenzenstationär** sind.

Um eine vorliegende Zeitreihe auf Existenz einer oder mehrerer Einheitswurzeln zu prüfen, verwendet man üblicherweise einen einfachen oder erweiterten **Dickey-Fuller-Test**. Dieser Test schätzt mit Hilfe der **Ordinary-Least-Square-Technik** (OLS-Technik) den bestmöglichen erzeugenden Prozess für die jeweils betrachtete Zeitreihe und spielt anschließend die oben dargestellte Prozedur durch. Erst wenn die Nullhypothese einer Einheitswurzel abgelehnt werden kann bzw. wenn der zugrunde gelegte stochastische Prozess so modifiziert wurde, dass er keine Einheitswurzel und somit keinen stochastischen Trend mehr aufweist, kann das Modell zu Analyse- und Prognosezwecken eingesetzt werden.

Dipl.-Volksw. Christina E. Metz/  
Prof. Dr. Jochen Michaelis, Kassel

**Literaturempfehlungen:**

Campbell, J.Y./Lo, A.W./MacKinlay, A.C.: The Econometrics of Financial Markets. Princeton 1997.  
Campbell, J.Y./Perron, P.: Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know about Unit Roots. In: NBER Macroeconomics Annual, Vol. 6 (1991), S. 141 - 201.  
Enders, W.: Applied Econometric Time Series. New York 1995.  
Hamilton, J.D.: Time Series Analysis. Princeton 1994.  
Nelson, C.R./Plosser, C.I.: Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. In: Journal of Monetary Economics, Vol. 10 (1982), S. 139 - 162.  
Rinne, H.: Taschenbuch der Statistik. 2. Aufl., Frankfurt a.M. 1997.

# AKTUELLE EXAMENSTIPPS

## Die Themen im Sommer 2000

Wirtschaftspolitische Ereignisse und Diskussionen liefern häufig den Prüfungsstoff in mündlichen und schriftlichen Examina. Wer demnächst in eine Prüfung geht, sollte sich mit den hier besprochenen Themen vertraut machen. Die angegebene Literatur bietet Gelegenheit, tiefer in die einzelnen Themenbereiche einzudringen.

### 1. Thema: Internet-Ökonomie

**Welche typischen Eigenschaften hat die Internet-Ökonomie? Erläutern Sie die wichtigsten ökonomischen Merkmale des Internet und die Auswirkung der vermehrten Nutzung auf volkswirtschaftliche Transaktionen. Was sind die Risiken und Nebenwirkungen der so genannten New Economy?**

Das Internet ist eine grundlegende Innovation mit den Merkmalen einer **Vielzwecktechnologie** wie etwa die Dampfmaschine, der Dynamo oder der Verbrennungsmotor (vgl. Lipsey 1999, S. 47 ff.). Trotz des anfangs ziemlich primitiven Charakters und der beschränkten Möglichkeiten der ersten Vorläufer des World Wide Web Ende der sechziger Jahre (vgl. zur Entstehungsgeschichte Beck/Prinz 1999, S. 11 ff.) führt das Internet als Infrastruktur für viele Transaktionen im privaten und be-