

Integration, Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle

In den siebziger Jahren entwickelten Box und Jenkins ARI-MA-Modelle für die Prognose von Zeitreihen. Diese Modelle erfordern stationäre Zeitreihen d. h. — vereinfacht gesprochen — Mittelwert und Varianz der Reihen müssen über die Zeit konstant bleiben. Wenn z. B. eine Zeitreihe mit der Zeit wächst, sind ihr Mittelwert und ihre Varianz nicht konstant, und sie ist so zu transformieren, daß sie stationär wird. Kann das durch Differenzenbildung erreicht werden, so bezeichnet man die Zeitreihe als integriert der Ordnung 1, kurz $I(1)$. Eine integrierte Zeitreihe hat besondere langfristige Eigenschaften. Sie kann sich unabhängig von anderen ökonomischen Variablen und Zusammenhängen entwickeln. Ein Beispiel dafür ist der „Random Walk“: Die langfristige Entwicklung wird — wie der Name sagt — durch zufällige Störungen bestimmt.

Ursprünglich wurde im Test auf Integration nur die langfristige Komponente einer Variablen betrachtet. Da ökonomische Zeitreihen meist eine starke Saisonkomponente aufweisen, die sich über die Jahre verändert, wurde versucht, das Konzept der Integration auch auf die Saisonentwicklung zu übertragen (Hylleberg et al., 1990, Osborn et al., 1988). Eine Zeitreihe ist integriert der Ordnung $I(d, s)$, wenn sie erst durch d -maliges (normales) Differenzieren sowie s -maliges saisonales Differenzieren stationär gemacht werden kann (für Quartalsdaten gilt $s = 4$ für Monatsdaten $s = 12$; diese Differenzen der Schrittweite 4 bzw. 12 entsprechen Vorjahresveränderungen).

Ökonomische Zeitreihen sind in der Regel nicht stationär, sondern integriert (Nelson — Plosser, 1982). Das Konzept der Kointegration liefert eine Verbindung zur ökonomischen Theorie, die davon ausgeht, daß zwischen ökonomischen Variablen dauerhafte Beziehungen bestehen („steady-state equilibrium“). Diese dauerhafte Beziehung verhindert ein zu starkes Auseinanderbewegen von zwei oder mehreren Variablen. Eingeführt wurde das Konzept der Kointegration von Granger (1981) und erweitert von Engle — Granger (1987).

analyse auf nichtdauerhafte Waren und Dienstleistungen. Die Käufe dauerhafter Konsumgüter haben investitionsähnlichen Charakter und müssen daher anders modelliert werden (Wüger, 1981, 1993, Breuss — Wüger, 1986, Deaton — Muellbauer, 1980B). In Österreich wurden die Ausgaben für diese Güter in der Vergangenheit außerdem durch eine Vielzahl von fiskalischen Maßnahmen beeinflusst (Brandner, 1986, Thury 1988) was für die Modellierung zusätzliche Probleme schafft.

In der vorliegenden Arbeit wird, der neuen empirischen Literatur folgend, versucht eine Konsumfunktion für die Ausgaben für nichtdauerhafte Konsumgüter und Dienstleistungen²⁾ zu schätzen, wobei Quartalsdaten beginnend mit 1960 verwendet werden. Bei der Schätzung soll die in den Daten enthaltene Information optimal genutzt werden. Die Ausgaben für diese Güter machen in Österreich rund 90% der Ausgaben der privaten Haushalte aus.

Ausgangspunkt der Analyse ist die Annahme, daß zwischen Konsum (C), Einkommen (Y), Vermögen (W) und

Um dieses Konzept zu erläutern, sei folgende Gleichgewichtsbeziehung zwischen y und x (z. B. Konsum und Einkommen) angenommen

$$(1) \quad y_t = \alpha' x_t$$

Subtrahiert man die rechte Seite von der linken, so wird deutlich, daß die Abweichung vom Gleichgewicht Null ist. Das gilt aber nur theoretisch, weil Störfaktoren, Meßfehler oder nicht genau kontrollierte Beziehungen Abweichungen hervorrufen können. Die Störungen des Gleichgewichts werden deshalb nur im Durchschnitt Null sein; Schwankungen um diesen Wert können auftreten:

$$(2) \quad z_t = y_t - \alpha' x_t$$

In (2) mißt z_t somit, wie sehr das System vom Gleichgewicht abweicht. Wenn daher y_t und x_t $I(1)$ sind, könnte eine Linearkombination von beiden (z_t) einen stationären Rest ergeben (z_t ist $I(0)$), d. h. z_t kann sich nicht sehr weit von Null entfernen. In diesem Fall haben x_t und y_t eine gemeinsame langfristige Komponente, die immer wieder ein Gleichgewicht herstellt: x_t und y_t sind kointegriert. Die einzige Möglichkeit, in diesem Fall (Engle — Granger, 1987) das ursprüngliche Regressionsproblem statistisch sauber zu lösen, ist die Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells der Form

$$(3) \quad \Delta y_t = \beta \Delta x_t - \delta z_{t-1}$$

Δ ist der Differenzenoperator (i. Z. $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$). In (3) können auch Verzögerungen von Δx_t und Δy_t berücksichtigt werden.

Modell (3) berücksichtigt keine Saisoneffekte. Diese können z. B. durch Verwendung von saisonalen Differenzenoperatoren (Δ_s) und einem Fehlerkorrekturterm (z_{t-s}) aufgenommen werden (Davidson et al., 1978) oder durch die Einführung von stochastischer Saisonalität in Ansatz (3) (Harvey — Scott, 1993).

Preisen (p)³⁾ eine Beziehung besteht; zu klären ist noch, ob es sinnvoller ist, einen Preisindex oder dessen Veränderungsrate (Inflationsrate) zu betrachten. Um eine ver-

Integrations- bzw. Kointegrationsanalyse

nünftige Spezifikation der Konsumfunktion zu gewährleisten muß man sich zunächst mit den Integrations-⁴⁾ bzw. Kointegrationseigenschaften der verwendeten Zeitreihen auseinandersetzen (siehe Kasten).

Abbildung 1 zeigt die Entwicklung der verwendeten Reihen über die Zeit; aus statistischen Gründen wurden logarithmische Transformationen verwendet. Konsum, Einkommen und Vermögen (definiert als kumuliertes volkswirtschaftliches Sparen)⁵⁾ weisen langfristig einen gemeinsamen Trend auf. Das läßt vermuten, daß zwischen diesen

²⁾ Wenn hier von Konsum gesprochen wird, sind daher die Ausgaben für nichtdauerhafte Waren und Dienstleistungen gemeint.

³⁾ Als Preisindex wurde der implizite Deflator des privaten Konsums verwendet.

⁴⁾ Es hat wenig Sinn, eine stationäre Variable auf eine trendbehaftete zu regressieren, weil sie im Zeitablauf auseinandertriften und eine daher kaum zur Erklärung der anderen beitragen kann.

⁵⁾ Als Sparen im volkswirtschaftlichen Sinn wird nichtkonsumiertes Einkommen (Differenz zwischen Einkommen und Konsumausgaben) verstanden.