

Scheide, Joachim

Article — Digitized Version

Die westdeutsche Konjunktur: Nur ein Random Walk?

Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik

Provided in Cooperation with:

Kiel Institute for the World Economy – Leibniz Center for Research on Global Economic Challenges

Suggested Citation: Scheide, Joachim (1990) : Die westdeutsche Konjunktur: Nur ein Random Walk?, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, ISSN 0021-4027, Lucius & Lucius, Stuttgart, Vol. 207, Iss. 4, pp. 317-329

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/1437>

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.

Die westdeutsche Konjunktur: Nur ein „Random Walk“?

Fluctuations of Economic Activity in West Germany: Merely a Random Walk?

Von Joachim Scheide, Kiel

Die Relevanz konventioneller Konjunkturtheorien wurde in den letzten Jahren durch die Theorie von den realwirtschaftlich bedingten Konjunkturzyklen („real business cycle theory“) in Frage gestellt. Ausmaß und Dauer von Konjunkturschwankungen seien sehr viel geringer, die Wirkungen der Geldpolitik auf die wirtschaftliche Aktivität wesentlich kleiner als gewöhnlich angenommen.

Die Argumente dieses neuen Ansatzes werden aus theoretischen Modellen abgeleitet, in denen Schwankungen der wirtschaftlichen Aktivität allein durch reale Schocks (oder „technology shocks“) verursacht werden. Geld spielt keine Rolle; ein kausaler Wirkungszusammenhang besteht allenfalls darin, daß die Geldmenge durch die Konjunktur beeinflusst wird. Die empirische Überprüfung des neoklassischen Modells von Kydland und Prescott (1982) anhand der Daten für die USA zeigt einen recht hohen Erklärungswert¹⁾. Darüber hinaus gibt es vorwiegend empirische Arbeiten, in denen ebenfalls ein Einfluß der Geldpolitik auf die Konjunktur bestritten wird. In einer Untersuchung, in der Vektorautoregressionen für die USA geschätzt werden, kommt Sims (1980) zu dem Ergebnis, daß die Geldmenge kaum zur Erklärung der konjunkturellen Schwankungen beiträgt.

Bei anderen empirischen Analysen wird untersucht, ob sich makroökonomische Zeitreihen als „random walk“²⁾ beschreiben lassen³⁾. Die Hypothese des „random walk“ ist vereinbar mit der Aussage, daß reale Schocks zu Niveausprüngen führen; solche realen Störungen haben in der neoklassischen Wachstumstheorie permanente Effekte auf die Produktion. Da die Geldpolitik im neoklassischen Paradigma keine

¹⁾ Vgl. auch *Lucas* (1987), der Möglichkeiten diskutiert, wie Geld in das Modell integriert werden könnte.

²⁾ Die deutsche Bezeichnung „Irrfahrt“ ist wenig gebräuchlich und auch irreführend. Wir verwenden daher den gängigen Ausdruck „random walk“ als Bezeichnung für einen nicht-stationären Zufallsprozeß.

³⁾ Zu den ersten Analysen gehört die Arbeit von *Nelson* und *Plosser* (1982). Weitere Untersuchungen von *Stulz* und *Wasserfallen* (1985) sowie *Wasserfallen* (1985 und 1988) kommen zum Beispiel zu dem Ergebnis, daß eine Phillips-Kurve, egal welcher Definition, nicht existiert, auch nicht diejenige, die sich mit der „Lucas-supply-curve“ beschreiben läßt.

dauerhaften Wirkungen auf reale Größen wie das Sozialprodukt, die Investitionen oder die Beschäftigung hat, könnten Bewegungen dieser Variablen, träfe die „random walk“-Hypothese zu, nur als Folge von realen Schocks erklärt werden. Dann ließen sich also Schwankungen der wirtschaftlichen Aktivität in erster Linie als Bewegungen des zugrundeliegenden Wachstumspfades interpretieren. Konjunkturzyklen in der üblichen Definition gäbe es dann nicht, die verbleibenden „konjunkturellen“ Schwankungen wären strenggenommen nicht mehr als weißes Rauschen („white noise“).

Diese Theorie der „real business cycles“ scheint für die Konjunkturentwicklung in der Bundesrepublik nicht irrelevant zu sein. Es wird von kaum jemandem bestritten, daß die beiden Ölpreiserhöhungen in den siebziger Jahren die wirtschaftliche Aktivität beeinflusst haben⁴). Auffällig ist dabei auch, daß die Abnahme der trendmäßigen Wachstumsrate des realen Bruttosozialprodukts, die in mehr oder weniger allen Berechnungen des Produktionspotentials ausgewiesen wird⁵), in diese Zeit der realen Schocks fällt.

In diesem Papier soll die Relevanz der „random walk“-Hypothese überprüft werden. Es wird zunächst dargestellt, welche Implikationen ein „random walk“-Modell im Vergleich zu anderen Spezifikationen hat. Anhand von Daten für die Bundesrepublik Deutschland werden dann empirische Tests durchgeführt. Abschließend wird die Aussagefähigkeit der Ergebnisse diskutiert, und es werden Gründe genannt, die gegen die Neutralität des Geldes sprechen.

1. Stochastischer oder deterministischer Trend?

Die meisten Zeitreihen makroökonomischer Variablen sind nicht stationär; vielmehr nehmen ihre Werte im Zeitablauf zu. Üblicherweise bestimmt man bei der Definition eines Konjunkturzyklus einen Zeittrend für Variablen wie das reale Sozialprodukt; gewöhnlich wird – für logarithmierte Werte – ein linearer oder quadratischer Trend unterstellt⁶). Abweichungen von diesem Pfad sind dann, definitionsgemäß, Konjunkturschwankungen. Solche Zyklen können lange anhalten (z.B. dauerte ein so definierter Zyklus in der Bundesrepublik im Durchschnitt für die Nachkriegszeit fünf Jahre), und es gibt erhebliche Überschreitungen und Unterschreitungen des Trends, die eine konjunkturelle Überhitzung oder eine hohe Arbeitslosigkeit bedeuten können. Alle konventionellen Konjunkturtheorien haben zum Ziel, diese Trendabweichungen zu erklären, während normalerweise der Trendverlauf selbst den Erklärungsgegenstand eines anderen Bereichs – der Wachstumstheorie – darstellt.

Vertreter der „random walk“-Hypothese behaupten nun, die Annahme eines deterministischen Trends sei ad hoc. Dies ist sicherlich korrekt. Frühere empirische und

⁴) Vgl. die Analyse der Wirkungen auf die Produktion im Rahmen eines neoklassischen Modells bei Barro (1987).

⁵) Vgl. die Diskussion bei Boss (1987).

⁶) Möglich ist auch ein gleitender Durchschnitt realisierter Werte oder die „peak-to-peak“-Methode.

methodische Studien befassen sich ausführlich mit der Messung des säkularen Trends⁷⁾. Doch gibt es nur ungenügendes Wissen bezüglich der zugrundeliegenden Wachstumsrate, unter anderem deshalb, weil sich einige Bestimmungsfaktoren – etwa der Stand der Technologie oder die Produktivität der Produktionsfaktoren – nicht genau messen lassen. Man mag es müßig finden, über die Aufteilung der Zeitreihe des Sozialprodukts in eine Trendkomponente und in eine zyklische Komponente zu streiten⁸⁾. Doch ist diese Trennung für die Konjunkturanalyse essentiell, denn man versucht ja, die Trendabweichungen mit Hilfe einer Theorie zu erklären, also sie zum Beispiel den Wirkungen der Geldpolitik zuzuordnen. Je nachdem, welche Aufteilung man wählt, kommt man zu unterschiedlichen Aussagen hinsichtlich der Bedeutung der Geldpolitik für die Konjunktur.

Ein möglicher Ausweg aus dem Dilemma⁹⁾ kann darin bestehen, die Charakteristik der Zeitreihe selbst zu untersuchen. Die Unterscheidung in einen deterministischen und einen variablen (stochastischen) Trend läuft im einfachsten Fall auf folgende beiden Definitionen hinaus:

$$y_t = a + bt + z_t \quad (\text{TS-Modell}) \quad (1)$$

$$y_t = \alpha + y_{t-1} + u_t \quad (\text{DS-Modell}) \quad (2)$$

Gl. (1) beschreibt die Zeitreihe (logarithmiert) in Abhängigkeit von der Trendvariablen. Gemäß Gl. (2) hängt y vom Wert in der Vorperiode ab, der Koeffizient ist 1,0. Ein solches Modell wird üblicherweise für die Preise an Finanzmärkten (z.B. Aktienkurse und Wechselkurse) postuliert; es besagt, die beste Prognose für einen Preis erhält man, wenn man annimmt, der Preis von heute gelte auch morgen.

Von Bedeutung ist die Eigenschaft der Residuen in beiden Modellen. Im TS-Modell („trend-stationary“) ist die Störvariable z_t stationär mit einem Mittelwert von Null; sie ist ferner positiv autokorreliert, die Abweichungen vom Trend sind also relativ persistent. Hingegen ist der Störterm u_t im DS-Modell („difference-stationary“) eine reine Zufallsvariable; in Gl. (2) ist die Zeitreihe y stationär in den ersten Differenzen. Diese Unterschiede sind u.a. wichtig für den Anspruch der Modelle hinsichtlich der Prognose. Im ersten, trendstationären Modell wird eine relativ große Sicherheit hinsichtlich der Prognose zukünftiger Werte behauptet, denn y kehrt annahmegemäß

⁷⁾ Mitchell (1928) diskutiert verschiedene Probleme: „Unless it is possible to find trends which are satisfactory throughout long periods – long in comparison with business cycles – the distinction between secular and cyclical fluctuations is blurred and the whole analysis loses its point“ (S. 214). Und: „Is there a definite relation between secular trends and cyclical fluctuations? ... Can the trends of time series, after they have been measured, be discarded as of no further interest? Or must the trends themselves be brought into the explanations of cyclical fluctuations?“ (S. 233). – Haberler (1937) ist weniger explizit, beschreibt aber auch die Schwierigkeiten bezüglich des säkularen Trends: „... it is by no means necessary that the secular change should take place at a constant rate, or that it should always slope upward along a smooth curve which can confidently be extrapolated into the future. Nor is it excluded that the forces which create the trend may tend to operate spasmodically or cyclically“ (S. 174).

⁸⁾ Hinzu kommt das Problem, die Saisonkomponente zu schätzen, wenn sich Daten auf eine Periode beziehen, die kürzer ist als ein Jahr.

⁹⁾ Es besteht darin, daß der eine Ökonom etwas Trend nennt, was der andere für einen Zyklus hält. Vgl. Stock, Watson (1988) S. 15.

immer wieder zum Trendwert zurück. Abweichungen sind nur vorübergehend, und die Autokorrelation des Störterms läßt sich auch für die kurzfristige Prognose der Variablen y ausbeuten. Dagegen nimmt die Varianz der Fehler im zweiten Modell mit der Verlängerung des Prognosezeitraums zu. Diese Unsicherheit rührt daher, daß die Werte sich aus der Addition der (stationären) Änderungen im Zeitablauf (d.h. von der ersten Beobachtung bis zur Periode t) ergeben, und diese Summe ist nicht stationär.

Welches der beiden Modelle auf die Realität eher zutrifft, ist letzten Endes eine empirische Frage. Auf die Daten der Bundesrepublik angewendet, scheint das trendstationäre Modell in dieser einfachen Form keine guten Prognosen abzugeben. Denn der zugrundeliegende Trend wichtiger makroökonomischer Zeitreihen hat sich im Zeitablauf erheblich geändert¹⁰); dies kann bedeuten, daß die Bewegungen des Wachstumstrends den Verlauf der Variablen dominiert haben. Das Modell eines „random walk“ kann durchaus Schwankungen der wirtschaftlichen Aktivität hervorbringen, wie wir sie in der Realität beobachten. Dies läßt sich an einem einfachen Beispiel zeigen. Für eine Simulation des realen Bruttosozialprodukts wird folgende Gleichung verwendet:

$$y_t = 0,043 + 1,0 y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

Die Koeffizienten entsprechen der tatsächlichen Entwicklung für die Zeit 1951–1987: Das reale Bruttosozialprodukt hat im Durchschnitt um 4,3 v.H. pro Jahr zugenommen, und die Varianz der Störvariablen u_t , die für den Zeitraum ermittelt wurde, beträgt 0,00038. Mit Hilfe von Zufallszahlen¹¹) für u_t erhält man eine simulierte Reihe für die (logarithmierten) Werte des realen Bruttosozialprodukts, die

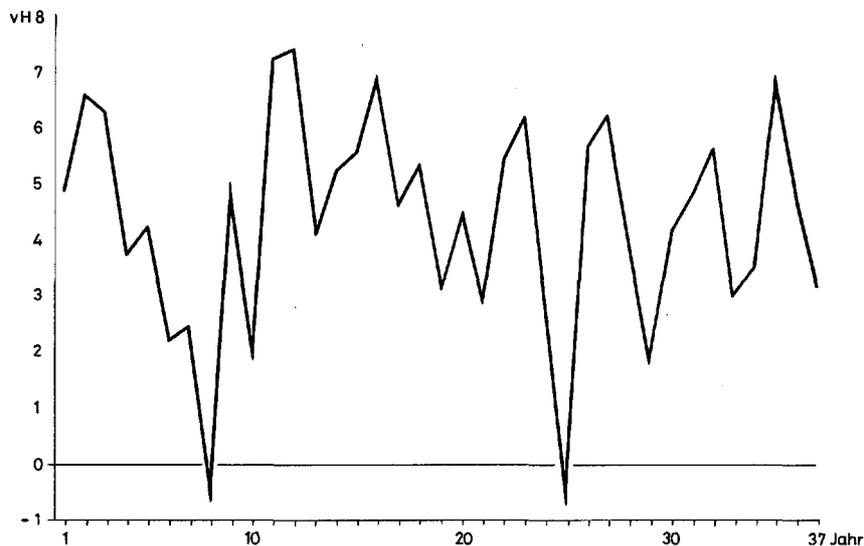


Schaubild 1: Konjunkturzyklen mit zufälligen Schocks.

¹⁰) Ähnliches trifft auf die USA zu. Vgl. das Beispiel bei *Stock, Watson* (1988), S. 148ff.

¹¹) Generiert mit dem RATS-Programm.

der in der Realität ähnlich ist. Die Zyklen lassen sich am besten anhand von jährlichen Zuwachsraten darstellen (Schaubild 1). Hier sind die Abweichungen von der unterstellten Trendrate durchaus anhaltend, es kommt zu Boomphasen und Rezessionen¹²⁾.

All diese Überlegungen sprechen dagegen, die Hypothese des „random walk“ für gesamtwirtschaftliche Zeitreihen von vornherein abzulehnen. Im folgenden werden nun Tests durchgeführt, die Aufschluß darüber geben können, ob das „random walk“-Modell auch eine empirische Relevanz für die wirtschaftliche Aktivität in der Bundesrepublik Deutschland hat.

2. Die „random walk“-Hypothese im Test

In der Literatur gibt es eine Vielzahl von Verfahren, die Hypothese des „random walk“ zu überprüfen. Wir beschränken uns hier auf einfache Tests mit Jahresdaten¹³⁾. Die Daten für die Bundesrepublik sind für die meisten Reihen erst ab 1950 verfügbar, so daß die Zahl der Beobachtungen kleiner ist als bei einigen anderen Untersuchungen¹⁴⁾. Wir betrachten insgesamt 17 nominale und reale Variablen mit den üblichen Definitionen¹⁵⁾.

Der erste Test bezieht sich auf den „random walk“ in der einfachsten Form:

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

Für alle Variablen y wird der natürliche Logarithmus verwendet. Getestet werden soll die Nullhypothese bezüglich des Koeffizienten der verzögerten Variablen ($H_0: \beta = 1$), und es wird geprüft, ob u_t tatsächlich eine Zufallsvariable (weißes Rauschen) ist. Die zweite, etwas umfassendere Prozedur ist hinsichtlich der o.g. Nullhypothesen gleich; zusätzlich wird mit Gl. (5) geprüft, ob andere Werte in der Vergangenheit noch einen Erklärungswert haben ($H_0: \gamma = 0$) bzw. ob die Reihe noch einen deterministischen Trend ($= t$) aufweist ($H_0: \delta = 0$)¹⁶⁾:

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \gamma(y_{t-1} - y_{t-2}) + \delta t + v_t \quad (5)$$

¹²⁾ Natürlich ist die zeitliche Folge anders als in der Realität. Abweichend von der tatsächlichen Entwicklung in der Bundesrepublik haben wir hier auch eine unveränderte Trendrate verwendet. Die Simulation dient lediglich der Demonstration.

¹³⁾ Bei Vierteljahres- oder Monatsdaten besteht für die meisten Zeitreihen das Problem, daß Saisonschwankungen ausgeschaltet werden müssen. Die üblichen Saisonbereinigungsverfahren sind aber für unsere Fragestellung nicht gut geeignet, da sie bereits eine Aufteilung in eine Trend- und eine Zykluskomponente vornehmen, und zwar mit ad hoc-Verfahren wie z.B. der Verwendung von gleitenden Durchschnitten. Genau dieses Problem des Trends wollen wir aber untersuchen.

¹⁴⁾ Zum Beispiel benutzen *Nelson, Plosser* (1982) Zeitreihen mit bis zu 111 Beobachtungen.

¹⁵⁾ Die Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung, die für das Bundesgebiet ab 1960 verfügbar sind, wurden verknüpft mit den Reihen, die für die Zeit ab 1950 durch das Statistische Bundesamt (1985) veröffentlicht wurden (es ergibt sich hier ein statistischer Bruch durch die Einbeziehung des Saarlandes und West-Berlins). Entsprechend wurde mit der Geldmenge M1 verfahren (Daten der Deutschen Bundesbank). Hier wurde zusätzlich eine Korrektur um Strukturbrüche vorgenommen, die in der Vergangenheit aufgrund von definitorischen Änderungen (Berichtspflicht usw.) auftraten. Alle übrigen Originalreihen wurden aus dem Gutachten des Sachverständigenrats (1988) entnommen.

¹⁶⁾ Vgl. dazu auch die entsprechende Vorgehensweise bei *Nelson, Plosser* (1982).

Die Regressionsergebnisse sind in den Tabn. 1 und 2 zusammengestellt. Die Koeffizienten der verzögerten Variablen liegen durchweg in der Nähe von eins; die Ausnahmen in Tab. 1 sind die Ergebnisse für die Beschäftigung und die Umlaufge-

Tabelle 1: Regressionsergebnisse – Einfacher Test auf „random walk“ 1953–1987 (Jahresdaten)

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + u_t \quad \text{Gl. (4)}$$

$$H_0: \beta = 1; \quad u_t \text{ weißes Rauschen}$$

Variable	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	Q-Statistik
Nominales BSP	0,183 (0,033)	0,983* (0,005)	7,79°)
Reales BSP	0,398 (0,058)	0,948 (0,008)	16,8
Reales BSP pro Kopf	0,498 (0,098)	0,952 (0,010)	14,8
Nominale Inlands- ausgaben (IA)	0,203 (0,040)	0,980* (0,006)	9,6°)
Reale Inlands- ausgaben	0,430 (0,071)	0,943 (0,010)	15,4
Realer privater Verbrauch	0,336 (0,043)	0,953 (0,007)	12,9
Reale Anlage- investitionen	0,547 (0,126)	0,906 (0,023)	20,4
Reale Exporte	0,265 (0,051)	0,963 (0,009)	4,23°)
Reale Importe	0,391 (0,048)	0,940 (0,009)	9,97°)
Beschäftigung	0,436 (0,068)	0,860 (0,022)	28,6
Arbeitslosenquote	0,071 (0,088)	0,928* (0,064)	7,05°)
BSP-Deflator	-0,013 (0,032)	1,012* (0,008)	23,8
IA-Deflator	-0,006 (0,035)	1,010* (0,008)	25,6
Geldmenge M1	0,147 (0,028)	0,985* (0,006)	12,1
Reale Geldmenge (M1/IA-Deflator)	0,296 (0,071)	0,950 (0,014)	12,2
Umlaufgeschwindig- keit (IA/M1)	0,392 (0,260)	0,781* (0,144)	8,38°)
Aktienkursindex	0,466 (0,229)	0,911* (0,052)	11,2

Alle Variablen sind natürliche Logarithmen (Standardabweichungen in Klammern).

*): Die Nullhypothese, daß der Koeffizient gleich eins ist, kann bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% nicht abgelehnt werden (auf der Basis der Tabelle bei Fuller, 1976).

°): Die Nullhypothese, daß die Residuen der Regression weißes Rauschen sind, kann bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% nicht abgelehnt werden (auf der Basis der Berechnung der Q-Statistik mit 6 Autokorrelationen).

Tabelle 2: Regressionsergebnisse – Erweiterter Test auf „random walk“ 1953–1987 (Jahresdaten)

$$y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \gamma(y_{t-1} - y_{t-2}) + \delta t + v_t \quad \text{Gl. (5)}$$

$$H_0: \beta = 1; \quad \gamma = \delta = 0; \quad v_t \text{ weißes Rauschen}$$

Variable	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	$\hat{\gamma}$	$\hat{\delta}$	Q-Statistik
Nominales BSP	0,058 (0,308)	1,004* (0,065)	0,253 (0,181)	-0,001 (0,005)	6,13°
Reales BSP	0,528 (0,232)	0,925* (0,038)	0,110 (0,169)	0,001 (0,001)	16,1
Reales B̄SP pro Kopf	1,168 (0,461)	0,878* (0,051)	0,099 (0,163)	0,003 (0,002)	16,2
Nominale Inlands- ausgaben (IA)	0,179 (0,324)	0,978* (0,069)	0,328 (0,185)	0,001 (0,006)	8,41°
Reale Inlands- ausgaben	0,507 (0,236)	0,927* (0,039)	0,239 (0,167)	0,001 (0,002)	11,4
Realer privater Verbrauch	0,336 (0,169)	0,947* (0,031)	0,349 (0,166)	0,001 (0,001)	6,13°
Reale Anlage- investitionen	0,617 (0,250)	0,884* (0,052)	0,327 (0,158)	0,002 (0,002)	9,22°
Reale Exporte	0,535 (0,266)	0,899* (0,067)	-0,148 (0,171)	0,004 (0,005)	4,08°
Reale Importe	0,446 (0,145)	0,914* (0,037)	0,207 (0,163)	0,003 (0,003)	6,08°
Beschäftigung	0,368 (0,109)	0,879* (0,037)	0,407 (0,140)	0,000 (0,000)	10,0°
Arbeitslosenquote	-0,106 (0,132)	0,881* (0,060)	0,264 (0,166)	0,011 (0,006)	8,42°
BSP-Deflator	0,512 (0,139)	0,849 (0,042)	0,509 (0,127)	0,006 (0,002)	3,38°
IA-Deflator	0,444 (0,133)	0,869* (0,040)	0,626 (0,123)	0,005 (0,002)	3,28°
Geldmenge M1	0,432 (0,210)	0,877* (0,072)	0,323 (0,169)	0,009 (0,006)	12,7
Reale Geldmenge (M1/IA-Deflator)	0,708 (0,229)	0,847* (0,053)	0,259 (0,160)	0,005 (0,002)	12,0
Umlaufgeschwindig- keit (IA/M1)	0,727 (0,287)	0,603* (0,158)	0,387 (0,188)	-0,001 (0,001)	5,97°
Aktienkursindex	0,815 (0,293)	0,779* (0,086)	0,337 (0,161)	0,010 (0,005)	10,3°

Erläuterungen siehe Tab. 1.

schwindigkeit, in Tab. 2 sind 11 von 17 β -Koeffizienten kleiner als 0,9. Wenn wir, wie üblich, zwei Standardabweichungen zulassen, um zu überprüfen, ob der geschätzte Wert für den Koeffizienten β den Bereich von eins einschließt, kann die Nullhypothese in fünf (Tab. 1) bzw. acht Fällen (Tab. 2) nicht abgelehnt werden. Diese Interpretation, die auf der Normalverteilung der Schätzer beruht, ist jedoch nicht adäquat; denn es läßt

sich zeigen, daß die Schätzer für den Koeffizienten β nach unten verzerrt sind¹⁷⁾. Es gibt eine spezielle Tabelle, die der Verteilung der Schätzer bei Gültigkeit der Hypothese ($\beta = 1$) Rechnung trägt. Unter Verwendung der bei Fuller (1976) angegebenen Werte ergibt sich für die „random walk“-Hypothese ein anderes Bild: Die Nullhypothese ($H_0: \beta = 1$) kann in 8 (Tab. 1) bzw. 16 Fällen (Tab. 2) nicht abgelehnt werden.

3. Interpretation der Ergebnisse

Eine Zeitreihe, die aufgrund der Ergebnisse mit beiden Schätzgleichungen einem „random walk“ sehr nahe kommt, ist die Arbeitslosenquote. Der Koeffizient für die verzögerte Variable liegt sogar dann im Bereich von eins, wenn man die t-Statistik anwendet; außerdem sind die übrigen statistischen Ergebnisse (insbesondere das Fehlen von Autokorrelation) befriedigend¹⁸⁾. Diese werden auch bestätigt, wenn man eine Regression unter der Restriktion $\beta = 1$ rechnet.

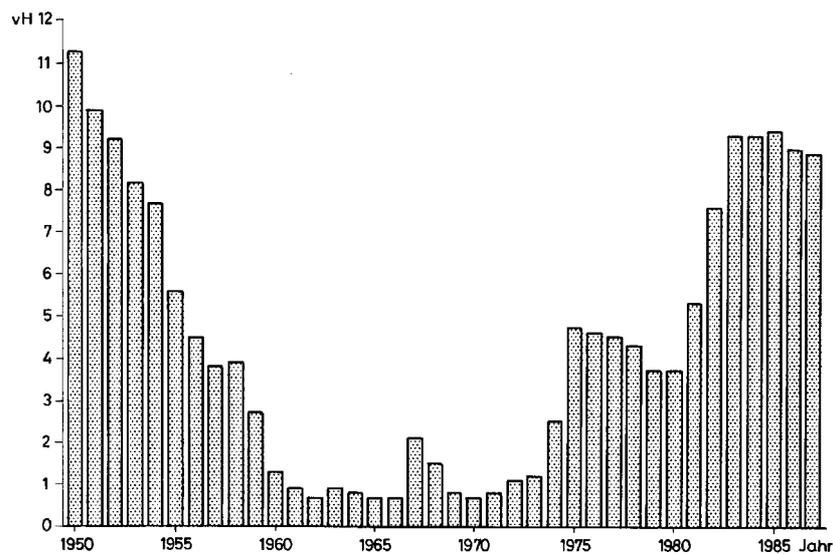


Schaubild 2: Variable Trends der Arbeitslosenquote in der Bundesrepublik Deutschland 1950–1987.

¹⁷⁾ Beispielsweise belegen Nelson und Plosser anhand von Simulationen, bei denen die Zeitreihen durch einen „random walk“ erzeugt werden, daß die Schätzer für β etwa bei 0,9 liegen.

¹⁸⁾ Dieses für die „random walk“-Hypothese günstige Ergebnis unterscheidet sich von dem, das Nelson und Plosser (1982) in ihrer Analyse für die USA erhalten; dort ist die Arbeitslosenquote die einzige Reihe, für die die Hypothese abgelehnt werden muß. Ein Grund hierfür ist, daß sich die „natural rate“ in den USA im Zeitablauf kaum geändert hat und die Arbeitslosenquote im Aufschwung immer wieder rasch auf das Niveau, das vor der Rezession erreicht worden war, zurückging. Ein solches Verhalten läßt sich, wie die folgende Diskussion zeigt, für die Bundesrepublik nicht beobachten.

In Schaubild 2 ist der Verlauf der Arbeitslosenquote dargestellt. Der „random walk“-Charakter der Zeitreihe wird besonders deutlich. Die Arbeitslosenquote folgt keinem ausgeprägten zyklischen Muster, sondern weist häufig Niveausprünge auf. Insbesondere trifft dies auf die siebziger Jahre und auf die Zeit zu Anfang der achtziger Jahre zu, als die Quote ein neues Niveau erreichte und dort längere Zeit verharrte. In dieser Zeit gab es – und das entspricht der Hypothese der „real business cycle theory“ – massive reale Schocks durch die Ölpreiserhöhungen.

Da der Trend variiert, ist aufgrund von Schätzungen für die Vergangenheit nur diejenige Prognose zulässig, die besagt, daß der Wert der Arbeitslosenquote im folgenden Jahr gleich dem im laufenden Jahr sein wird. Zwar ist es immer möglich, ein Polynom eines bestimmten Grades für die Kurve zu schätzen oder Subperioden zu bilden, in denen jeweils eine bestimmte Anpassung – mit dann unterschiedlichen Trends – vorgenommen wird. Doch würde eine solche Vorgehensweise eine Sicherheit hinsichtlich zukünftiger Werte suggerieren, die nicht vorhanden ist. Welcher Trend gilt in der Zukunft? Insofern scheint die „random walk“-Hypothese „ehrlicher“ zu sein: es wird nämlich nicht behauptet, der Trend bewirke eine Änderung der Quote in eine bestimmte Richtung. All dies bedeutet indes nicht, daß es für den Ökonomen „nichts mehr zu erklären“ gäbe. Tatsächlich bestehen ja für die Bestimmungsgrößen von Variablen, bei denen die „random walk“-Hypothese weniger umstritten ist (z.B. Wechselkurse), viele ökonomische Theorien. Dasselbe trifft auch für die Erklärung der Arbeitslosigkeit zu. So wird deren Entwicklung in den letzten Jahren zum Beispiel mit der Hysterisis-These erklärt. Aber es gibt auch Ansätze, die im neoklassischen Rahmen bleiben¹⁹⁾.

Während also einige Ergebnisse für die Relevanz der „random walk“-Hypothese sprechen, gibt es aber auch Gründe, an ihrer Richtigkeit – zumindest auf die hier vorgenommenen Tests bezogen – zu zweifeln. Vor allem liegt bei einigen Schätzungen mit hoher Wahrscheinlichkeit noch Autokorrelation der Residuen vor; die Hypothese, daß sie weißes Rauschen darstellen, muß in 11 (Tab. 1) bzw. 5 Fällen (Tab. 2) abgelehnt werden²⁰⁾. Die Ablehnung betrifft auch die für die konjunkturelle Entwicklung so entscheidenden Variablen wie das reale Bruttosozialprodukt und die reale Inlandsnachfrage. Die „white noise“-Hypothese ist für die „random walk“-Tests aber von entscheidender Bedeutung. Außerdem können noch andere Einflußgrößen, u.a. der Zeittrend, noch eine Rolle spielen, denn der relevante Koeffizient ist nicht in allen Fällen gleich null. Letztlich sind auch die geschätzten Koeffizienten für den Achsenabschnitt, die idealerweise die durchschnittliche Zuwachsrates der Variablen im Zeitablauf wiedergeben sollen, teilweise sehr hoch²¹⁾.

Aufgrund der Resultate kann man daher vermuten, daß auch andere Modelle für die Zeitreihen adäquat sind. Diese können möglicherweise zu der Klasse der ARMA-

¹⁹⁾ Vgl. *Soltwedel, Trapp* (1988), die argumentieren, daß sich die „natural rate“ infolge von zunehmenden Regulierungen und Rigiditäten am Arbeitsmarkt erhöht hat.

²⁰⁾ Hierbei wird – wie zumeist üblich – eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% angenommen. Basis ist die Q-Statistik, nach der die Summe der quadrierten Autokorrelationskoeffizienten für (in diesem Falle) sechs Perioden verwendet wird. Die Q-Werte sind annähernd Chi-Quadrat verteilt, die entsprechenden kritischen Werte ergeben sich aus der Tabelle. Vgl. *Pindyck, Rubinfeld* (1987).

²¹⁾ Allerdings muß hier – mit ähnlicher Begründung wie beim Koeffizienten für die verzögerte Variable y – gesagt werden, daß die Schätzer verzerrt sind, und zwar ebenfalls in die ungünstige Richtung, nämlich nach oben. Dennoch bleibt der Einwand in den meisten Fällen berechtigt.

Modelle („autoregressive-moving average“) gehören, die eine trendstationäre Darstellung der Zeitreihen sind²²). Insbesondere muß aber auf die Schwierigkeit bei der Interpretation hingewiesen werden, die alle Tests dieser Art betrifft. Die Methoden können nicht so präzise sein, daß man mit Sicherheit sagen könnte, der entscheidende Koeffizient β sei genau 1,0²³). Die Aufteilung der Zeitreihe in eine Trendkomponente und eine zyklische Komponente wird aber schon erheblich geändert, wenn der Koeffizient in Wahrheit nur, zum Beispiel, 0,96 beträgt²⁴).

Diese Tatsache ist für den Theoretiker natürlich unbefriedigend, denn er erhält keine schlüssige Antwort auf die Frage, was die wirtschaftliche Entwicklung denn nun letztlich bewegt. Ein Vertreter der „real business cycle theory“ wird seine Auffassung durch die hier vorliegenden Ergebnisse nicht erschüttert sehen. Andere, die die Konjunkturschwankungen für zum Beispiel geldpolitisch bedingt halten, werden ihre Meinung nicht unbedingt ändern müssen. Allerdings muß man auf der Basis der Ergebnisse in den Tabn. 1 und 2 wohl sagen, daß die permanente Komponente ein recht hohes Gewicht hat. Dies bedeutet, daß es – bei einem Koeffizienten, der etwas unter eins liegt – Jahre dauern wird, bis die Zeitreihe, nach der Veränderung durch den realen Schock, wieder zum Trend zurückkehrt.

4. Vorbehalte gegen den Anspruch der „real business cycle theory“

Die Frage, ob sich Schwankungen der wirtschaftlichen Aktivität ausschließlich durch reale Schocks erklären lassen, kann nicht endgültig geklärt werden. Es ist, selbst wenn die „random walk“-Hypothese nicht generell abgelehnt werden kann, möglich, daß in einem umfassenderen Modell doch andere Einflußgrößen, insbesondere geldpolitische Impulse, eine Rolle spielen. Tatsächlich zeigt sich in einer Reihe von empirischen Untersuchungen, daß Veränderungen der Geldmenge Granger-kausal für die Entwicklung der realen Inlandsausgaben sind²⁵).

Auch wenn die Tests in Abschnitt 3 ein hohes Gewicht für die permanente Komponente ausweisen, kann nicht mit genügender Sicherheit auf eine unbedeutende Rolle für die transitorische Komponente geschlossen werden. Es ist möglich, daß auch andere univariate ARMA-Modelle geeignet sind, die Zeitreihen, die für die Konjunktur relevant sind, zu beschreiben. So kann es sein, daß die Aufteilung in die beiden Komponenten anders erfolgt, als es ein „random walk“ nahelegt. Dazu sind weitere empirische Arbeiten nötig²⁶).

Unabhängig von diesen methodischen Problemen gibt es aber auch Zweifel daran, ob die Aussagen, die sich aus der „real business cycle theory“ ableiten lassen, sich mit den Beobachtungen vereinbaren lassen, die für die Konjunkturzyklen typisch sind²⁷). Was

²²) Wie nahe die Modelle beieinander liegen können, zeigt *McCallum* (1986). Die Konsequenzen für die Interpretation sind schwerwiegend.

²³) Dies wird natürlich von den verschiedenen Autoren, so z.B. auch *Nelson, Plosser* (1982), erwähnt.

²⁴) Vgl. wiederum *McCallum* (1986), S. 405ff.

²⁵) Vgl. die empirischen Untersuchungen für die Bundesrepublik bei *Scheide* (1984, 1989b).

²⁶) Eine Art, diese Aufteilung vorzunehmen, beschreibt *Cochrane* (1988) in einer Analyse für Daten der USA.

²⁷) Viele Einwände werden in der Literatur genannt. Vgl. zum Beispiel *McCallum* (1986) und *Brunner, Meltzer* (1986).

die Bundesrepublik betrifft, waren reale Schocks zeitweise sicherlich besonders ausgeprägt. Die Ölpreiserhöhungen in den siebziger Jahren und auch der Rückgang der Ölpreise seit 1985 führten zu erheblichen Änderungen in der Ölrechnung, die im Falle der Bundesrepublik etwa ein bis zwei Prozent des Bruttosozialprodukts ausmachten. Jedoch reichen solche Bewegungen wohl nicht aus, zum Beispiel die Konjunkturreinbrüche 1974/75 und 1980/82 zu erklären, es sei denn, man unterstellt einen besonders hohen „Multiplikator“; dies wäre im Rahmen der Modelle jedoch unplausibel. Vor allem aber waren in der Zeit davor keine so ausgeprägten realen Schocks zu beobachten. Insbesondere gab es sie so gut wie gar nicht vor oder während der Rezession 1966/67. Dennoch war dieser Abschwung ähnlich schwer wie die Rezessionen 1974/75 und 1980/82. So bleiben im Ansatz der „real business cycle theory“ Lücken, denn es scheint nicht möglich, reale Schocks von einer Häufigkeit oder Stärke zu definieren, die allein die ausgeprägten Schwankungen der wirtschaftlichen Aktivität erklären könnten.

In der Bundesrepublik waren vielmehr die Konjunkturschwankungen nach 1950 eng verbunden mit entsprechenden Kurswechseln der Geldpolitik. Es ist keine allzu starke Vereinfachung, wenn man sagt, daß es keine Rezession gab, der nicht eine deutliche Verringerung der Geldmengenexpansion vorangegangen ist; umgekehrt gab es keinen Boom ohne eine expansive Geldpolitik. Und dieser Zusammenhang läßt sich kaum erklären mit der These der „real business cycle theory“ von der umgekehrten Kausalität, daß nämlich die Konjunktorentwicklung die Geldmengenexpansion beeinflusse. Denn zahlreiche Studien für die Bundesrepublik zeigen einen zeitlichen Vorlauf der Geldmenge – wenigstens der Geldmenge M1 – vor Änderungen der wirtschaftlichen Aktivität²⁸). Wenn die Geldpolitik somit auf kurze Sicht nicht neutral zu sein scheint, würde eine Geldmengenregel helfen, Schwankungen der wirtschaftlichen Aktivität zu mildern²⁹).

Literatur

- Barro, Robert J. (1987), *Macroeconomics*, 2. Aufl., New York.
 Boss, Alfred (1987), Zur Messung des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials. Kieler Arbeitspapiere, 285, März.
 Brunner, Karl, Meltzer, Allan H. (Hrsg.) (1986), *Real Business Cycles, Real Exchange Rates, and Actual Policies*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 25, Amsterdam.
 Cochrane, John H. (1988), How Big Is the Random Walk in GNP? *Journal of Political Economy* 96: 893–920.
 Deutsche Bundesbank, Monatsberichte. Frankfurt, lfd. Jgg.
 Doan, Thomas A. (1988), RATS, Version 3.00. Evanston.
 Fuller, Wayne A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*. New York.
 von Haberler, Gottfried (1937), *Prosperity and Depression*. Genf.
 Hall, Bronwyn H., Schnake, Rebecca, Cummins, Clint (1987), TSP, Version 4.1. Palo Alto.

²⁸) Vgl. z.B. Trapp (1976) und Scheide (1984).

²⁹) Nach der „real business cycle theory“ hat die Geldpolitik keinen Einfluß auf die Konjunktur; damit wäre es auch gleichgültig, welchen Kurs die Notenbank verfolgt. Ein Beispiel für die Wirkungen einer Geldmengenregel auf die konjunkturelle Entwicklung in der Bundesrepublik beschreibt Scheide (1988a).

- Kydland, Finn E., Prescott, Edward C. (1982), Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica* 50: 1345–1370.
- Lucas, Robert E. (1987), *Models of Business Cycles*. Oxford.
- McCallum, Bennett T. (1986), On „Real“ and „Sticky-Price“ Theories of the Business Cycle. *Journal of Money, Credit, and Banking* 18: 397–414.
- Mitchell, Wesley C. (1928), *Business Cycles – The Problem and Its Setting*. New York.
- Nelson, Charles R., Plosser, Charles I. (1982), Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. *Journal of Monetary Economics* 10: 139–162.
- Pindyck, Robert S., Rubinfeld, Daniel L. (1987), *Econometric Models and Economic Forecasts* (2nd ed.). Singapur.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Jahresgutachten 1988/89. Deutscher Bundestag, Drucksache 11/3478. Bonn 1988.
- Scheide, Joachim (1984), Geldpolitik, Konjunktur und rationale Erwartungen. *Kieler Studien*, 188, Tübingen.
- Scheide, Joachim (1989a), A K-Percent Rule for Monetary Policy in West Germany. *Weltwirtschaftliches Archiv* 125: 326–336.
- Scheide, Joachim (1989b), On Real and Monetary Explanations of Business Cycles in West Germany. *Kieler Arbeitspapiere*, 356, Februar.
- Sims, Christopher H. (1980), Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered. *The American Economic Review* 70: 250–257.
- Soltwedel, Rüdiger, Trapp, Peter (1988), Labor Market Barriers to More Employment: Causes for an Increase of the Natural Rate? The Case of West Germany. In: Herbert Giersch (Hrsg.), *Macro and Micro Policies for More Growth and Employment, Symposium 1987*, Tübingen, S. 181–225.
- Statistisches Bundesamt, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Fachserie 18, Lange Reihen 1950–1984 (Reihe S. 7), Wiesbaden 1985.
- Stock, James H., Watson, Mark W. (1988), Variable Trends in Economic Time Series. *Journal of Economic Perspectives* 2: 147–174.
- Stulz, René M., Wasserfallen, Walter (1985), Macroeconomic Time-Series, Business Cycles, and Macroeconomic Policies. In: Karl Brunner, Allan H. Meltzer (Hrsg.), *Understanding Monetary Regimes*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, Vol. 22, Amsterdam, S. 9–54.
- Trapp, Peter (1976), Geldmenge, Ausgaben und Preisanstieg in der Bundesrepublik Deutschland. *Kieler Studien*, 138, Tübingen.
- Wasserfallen, Walter (1985), Forecasting, Rational Expectations and the Phillips-Curve. *Journal of Monetary Economics* 15: 7–27.
- Wasserfallen, Walter (1988), Trends, Random Walks, and the Expectations-Augmented Phillips Curve – Evidence from Six Countries. *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 20, Nr. 3 (Part 1), S. 306–318.

Zusammenfassung

Der Beitrag befaßt sich mit der Relevanz der „random walk“-Hypothese für makroökonomische Zeitreihen, die eng verbunden ist mit der Theorie der realwirtschaftlich bedingten Konjunkturzyklen. Empirische Tests für insgesamt 17 nominale und reale Variablen (1953–1987) ergeben, daß die „random-walk“-Hypothese für die Bundesrepublik Deutschland im großen und ganzen nicht abgelehnt werden kann. Doch bleiben bezüglich der Testergebnisse Zweifel, da die Residuen häufig noch autokorreliert sind. Auch wegen der bekannten Unsicherheit hinsichtlich der Robustheit der Tests besteht die Möglichkeit, daß die Geldpolitik, anders als die „real business cycle theory“ behauptet, doch eine wichtige Rolle für die wirtschaftliche Aktivität spielt. Diese These wird abschließend auch im Lichte anderer empirischer Untersuchungen diskutiert. Offenbar können reale Schocks allein die Konjunkturschwankungen nicht erklären.

Summary

The paper analyzes the relevance of the random walk hypothesis in connection with macroeconomic time series of West Germany. Empirical tests for 17 variables (annual data for 1953–1987) suggest that this hypothesis cannot be rejected with great power. However, in some regressions the residuals are autocorrelated. Since such tests cannot, in general, discriminate conclusively between trend-stationary or difference-stationary time series, it is still possible that other factors, particularly monetary policy, can affect output. This hypothesis is discussed in the context of other empirical evidence. Obviously, one cannot exclusively rely on real shocks when explaining West Germany's business cycles.

Dr. Joachim Scheide, Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel, Düsternbrooker Weg 120, D-2300 Kiel.