

## Evaluation von Real-Business-Cycle Modellen mit Burns-Mitchell-Methodologie\*

Von Bernd Lucke<sup>1</sup>

### 1. Einleitung

Unter der Leitung der Ökonomen Wesley C. Mitchell und Arthur F. Burns, hat das National Bureau of Economic Research (NBER) der Vereinigten Staaten bereits seit Beginn dieses Jahrhunderts (s. z. B. Mitchell (1913)) in systematischer Weise versucht, als konjunkturell angesehene wirtschaftliche Phänomene definitorisch zu fassen, zu chronologisieren und durch die Entwicklung deskriptiver Statistiken in wichtigen Eigenschaften zu charakterisieren. So entstammt auch die bis heute wohl bekannteste Definition des Begriffs Konjunkturzyklus diesem Forschungsprogramm (Burns und Mitchell, 1946, S. 3)<sup>2</sup>:

*„Business cycles are a type of fluctuations found in the aggregate economic activity of nations that organize their work mainly in business enterprises: a cycle consists of expansions occurring at about the same time in many economic activities, followed by similarly general recessions, contractions, and revivals which merge into the expansion phase of the next cycle; this sequence of changes is recurrent but not periodic; in duration business cycles vary from more than one year to ten or twelve years; they are not divisible into shorter cycles of similar character with amplitudes approximating their own.“*

Vor dem Hintergrund der neueren wachstumsorientierten Konjunkturmodelle wie z. B. der Real Business Cycle (RBC) Modelle ist diese Definition bemerkenswert modern, da sie keine Trennung von „Konjunktur“ und „Trend“ unterstellt. Vielmehr werden expansive und rezessive Phasen für das Niveau der aggregierten volkswirtschaftlichen Aktivität definiert ohne eine Bereinigung um langfristige Wachstumsentwicklungen anzustreben.

---

\* Verantwortlicher Herausgeber / editor in charge: B. F.

<sup>1</sup> Ich danke Mark Watson für die freundliche Überlassung seiner GAUSS-Version der Bry-Boschan-Routine, Robert King für einen entsprechenden Hinweis und Prof. Jürgen Wolters, Seminarteilnehmern an der Freien Universität Berlin und zwei anonymen Gutachtern für Anregungen, Kommentare und Kritik. Für eventuell verbleibende Fehler bin ich natürlich allein verantwortlich.

<sup>2</sup> Diese Definition ist die nur geringfügig modifizierte Version einer Formulierung von Mitchell (1927, S. 468).

Gleichzeitig macht diese Eigenschaft die Definition vergleichsweise einfach und weithin akzeptabel, da keine willkürlichen Entscheidungen im Rahmen einer Trendbereinigung erforderlich sind.

Auf der Grundlage ihrer Definition haben Burns und Mitchell (1946) Methoden entwickelt, um aus der Vielzahl (saisonbereinigter) ökonomischer Zeitreihen Wendepunkte der aggregierten konjunkturellen Entwicklung zu identifizieren und so genau wie möglich zu datieren. Diese sog. „NBER Business Cycle Chronology“ wird in ihren Grundprinzipien noch heute angewandt. Den identifizierten Zyklus bezeichnen Burns und Mitchell als „Referenzzyklus“ („*reference cycle*“). Sie charakterisieren dann u. a. das Verhalten wichtiger ökonomischer Zeitreihen während eines Referenzzyklus durch eine Vielzahl deskriptiv statistischer Maße, von denen einige detailliert im Hauptteil dieser Arbeit beschrieben sind.

Vermutlich aufgrund ihres deskriptiven und atheoretischen Charakters hat sich die Burns-Mitchell-Methodologie im akademischen Bereich bis heute allerdings nicht nachhaltig durchsetzen können. Die von Koopmans (1947) geäußerte Kritik, hier werde „*Measurement Without Theory*“ betrieben, mag repräsentativ für die skeptische Grundhaltung vieler Konjunkturforscher der Nachkriegszeit gewesen sein. Die europäische Tradition der Konjunkturforschung übernahm den NBER-Ansatz ohnehin nicht dauerhaft bzw. nur mit erheblichen Modifikationen und verfolgte im wesentlichen eigene Ansätze (vgl. Mintz (1969), Gabisch und Lorenz (1987), Tichy (1994)).

Vereinzelt jedoch wurde die NBER-Methodologie mit offensichtlichem Erkenntnisfortschritt eingesetzt. Das bekannteste Beispiel einer solchen Anwendung stellt der sog. Adelman-Test dar, bei dem Adelman und Adelman (1959) das ökonometrische Modell von Klein und Goldberger (1959) daraufhin analysierten, ob von diesem Modell erzeugte künstliche Daten Burns-Mitchell-Statistiken implizierten, die denen der tatsächlichen (US-amerikanischen) Konjunktur hinreichend ähnlich waren. Eine mit zusätzlicher Stochastik versehene Variante des Klein-Goldberger-Modells war in der Tat in der Lage, diesen „Test“ zu bestehen.

In jüngster Zeit zeichnet sich in der Literatur ein erneutes Interesse an dem Burns-Mitchell-Ansatz ab. So haben Simkins (1994) und King und Plosser (1994) Adelman-Tests für Real Business Cycle Modelle durchgeführt. Watson (1994) benutzt die Burns-Mitchell-Methodologie, um die Stabilisierungspolitik der Nachkriegszeit zu analysieren und Artis, Kontolemis und Osborn (1995) untersuchen internationale Aspekte der Konjunkturentwicklung für die G7-Staaten mit demselben Instrumentarium.

Die vorliegende Arbeit verfolgt zwei Zwecke. Zum einen soll sie den deutschen Leser mit der (hierzulande in letzter Zeit doch wenig beachteten)

NBER-Methodologie (wieder) vertraut machen, indem ihre wesentlichen Konzepte erläutert und anhand bundesdeutscher Daten ausgewertet werden. Zum zweiten sollen Möglichkeiten ihrer Anwendung<sup>3</sup> durch die Konstruktion eines nachempfundenen Adelman-Tests exemplarisch aufgezeigt werden. In diesem Zusammenhang wird die Hypothese King und Plossers (1994), ein plausibel parametrisiertes RBC-Modell generiere Statistiken, die analog konstruierten empirisch beobachteten Statistiken überraschend ähnlich seien, mit deutschen Daten überprüft.

Die Gliederung der Arbeit ist wie folgt: In Abschnitt II des Papiers werden ausgewählte Elemente des Burns-Mitchell-Ansatzes beschrieben und in Abschnitt III auf Vierteljahresdaten der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung der Bundesrepublik Deutschland angewandt. Abschnitt IV beschreibt die prototypischen RBC-Modelle von King, Plosser und Rebelo (1988a, 1988b) für deterministische und stochastische Wachstumsprozesse. Diese Modelle werden leicht verallgemeinert, um eine Anwendung auf deutsche Verhältnisse zu ermöglichen. Simulierte Daten dieser Modelle werden dann im Abschnitt V zur Konstruktion von Adelman-Tests herangezogen. Abschnitt VI enthält einige zusammenfassende Schlußfolgerungen.

## 2. Burns-Mitchell-Methodologie

Traditionell wird die Konjunkturanalyse des NBER mit saisonbereinigten Daten (Census X11-Methode) durchgeführt. Obwohl Forschungen der jüngeren Zeit deutlich gezeigt haben, daß das Arbeiten mit saisonbereinigten Daten zu nicht unerheblichen statistischen Fehlschlüssen Anlaß geben kann (vgl. z. B. Maravall (1994)), soll diese Konvention hier nicht problematisiert werden.

Nach der Saisonbereinigung besteht der erste eigentliche Schritt zur Implementation der NBER-Methodologie in der Datierung des Konjunkturzyklus für einen gegebenen Beobachtungszeitraum. Unter Datierung ist dabei die Erstellung einer Wendepunktchronologie zu verstehen, die die Abgrenzung zwischen expansiven und rezessiven Phasen der wirtschaftlichen Entwicklung ermöglicht. Die zeitliche Festsetzung oberer und unterer Wendepunkte (*peaks* und *troughs*) ist freilich nicht trivial, da Konjunkturzyklen definitionsgemäß als gemeinsame Fluktuationen vieler ökonomischer Varia-

---

<sup>3</sup> Aus der Burns-Mitchell-Methodologie entstanden im Laufe der Zeit verschiedene Varianten ihrer Anwendung. In dieser Arbeit stütze ich mich auf die ursprüngliche Arbeit von Burns und Mitchell (1946); nur in der Wendepunktbestimmung benutze ich die von Bry und Boschan (1971) in einem Fortran-Code implementierte Anwendung, die mit den ursprünglichen Ansätzen von Burns und Mitchell nicht völlig übereinstimmt.

blen angesehen werden, die typischerweise nicht exakt phasengleich sind. Oft jedoch häufen sich die Wendepunkte vieler Reihen mehr oder weniger konzentriert um einen bestimmten Zeitpunkt, so daß dieser als Wendepunkt identifiziert werden kann<sup>4</sup>. Die Gesamtheit aller identifizierten Wendepunkte definiert dann die Folge der sog. Referenzzyklen<sup>5</sup>.

Eine wichtige Idee des Burns-Mitchell-Ansatzes besteht darin, Merkmale des Konjunkturverlaufs nicht nur mit Bezug auf Kalenderzeit sondern auch mit Bezug auf „Zykluszeit“ herauszuarbeiten. Ein voller Zyklus (per Konvention als *trough-peak-trough*-Zyklus betrachtet) wird zu diesem Zweck in neun Stadien, die Zykluszeiteinheiten, unterteilt. Stadium I besteht aus den drei Monaten, deren mittlerer den unteren Wendepunkt enthält, Stadium V aus den drei Monaten, deren mittlerer den oberen Wendepunkt enthält und Stadium IX ist identisch mit Stadium I des folgenden Zyklus. Die Zeit zwischen Stadium I und Stadium V (beginnend mit dem Monat nach dem unteren Wendepunkt und endend mit dem Monat vor dem oberen Wendepunkt) wird dann in die drei möglichst gleich großen Stadien II, III und IV disjunkt zerlegt<sup>6</sup>. Analog definiert man die Stadien VI, VII und VIII der Rezession.

Der Mittelwert einer zu untersuchenden Zeitreihe während eines vollständigen Konjunkturzyklus, die sog. Zyklusbasis, besteht nun aus dem Mittelwert der Zeitreihe vom Beginn des Stadiums I bis zum Ende des Stadiums IX. Um diesen Mittelwert nicht nach unten zu verzerren, werden die sechs Monate der Stadien I und IX nur mit dem halben Gewicht versehen. Im zweiten Schritt der Burns-Mitchell-Methodologie werden alle Beobachtungen dann als Prozentsätze ihres jeweiligen Zyklusmittelwertes ausgedrückt. Die durch diese einfache Normierung entstehenden Variablen (die sog. *cycle relatives*) sind dimensionslos und ermöglichen daher eine weitge-

<sup>4</sup> Dieses Vorgehen ist offensichtlich sehr stark von subjektiven Einschätzungen der beteiligten Konjunkturforscher abhängig und seine Resultate daher u. U. nicht unkontrovers. Die naheliegende Alternative, den Konjunkturzyklus durch die Betrachtung nur eines Maßes für die aggregierte ökonomische Leistung (wie z. B. das Bruttoinlandsprodukt) zu definieren, wird daher auch von anderen Staaten und z. B. der OECD vorgezogen (Klein und Moore (1985, S. 54)). Man muß freilich berücksichtigen, daß zuverlässige Messungen der aggregierten ökonomischen Aktivität zur Zeit des Entstehens von „Measuring Business Cycles“ noch nicht verfügbar waren, vgl. Simkins (1994).

<sup>5</sup> Die folgende Beschreibung des methodischen Instrumentariums von Burns und Mitchell führt einige dem Leser vielleicht unvertraute Konzepte ein. Um die Lesbarkeit des Textes nicht zu stark zu erschweren, ist die Erläuterung der entsprechenden Begrifflichkeit jedoch relativ knapp gehalten. Zur besseren Übersicht konsultiere der interessierte Leser daher die präzisen Definitionen, die im Anhang bereitgestellt werden.

<sup>6</sup> Man beachte aber, daß Phase II um einen Monat mit Phase I und Phase IV um einen Monat mit Phase V überlappt. King und Plosser (1994, S. 414) behaupten, daß es keine Überschneidungen gebe, haben aber offenbar Burns und Mitchell (1946, S. 144 ff., S. 161) nicht sorgfältig gelesen.

hende Vergleichbarkeit von Werten unterschiedlichen Ursprungs. Sie erlauben aber auch den Vergleich zwischen Beobachtungen in unterschiedlichen Konjunkturzyklen<sup>7</sup>.

Offenbar in der Annahme, allen Konjunkturzyklen liege eine ungefähr gleiche, nur durch stochastische Einflüsse gestörte Struktur zugrunde, berechnen Burns und Mitchell für die meisten ihrer Statistiken auch Mittelwerte über alle beobachteten Referenzzyklen. Für jede Reihe bestimmen sie z. B. zunächst den durchschnittlichen Wert der *cycle relatives* eines jeden Stadiums und mitteln diese durchschnittlichen *cycle relatives* dann über alle Referenzzyklen. Die resultierenden neun Kenngrößen bilden als sog. *business cycle plots* (oder Neun-Punkt-Diagramme) eine wichtige graphische Charakterisierung des Konjunkturverlaufs makroökonomischer Variablen. Beispielabbildungen für die Bundesrepublik Deutschland finden sich in Abschnitt III dieses Papiers.

Der dritte Schritt des Burns-Mitchell-Ansatzes besteht in der Berechnung statistischer Kenngrößen auf der Basis der *cycle relatives*. Dies beginnt bei der durchschnittlichen Dauer (über alle Referenzzyklen) von Aufschwung, Abschwung und vollem Zyklus. Auch Amplituden werden ermittelt: So wird die Amplitude in der Aufschwungphase als *cycle relative* des oberen Wendepunkts abzüglich des *cycle relatives* am vorhergehenden unteren Wendepunkt definiert. Die Amplitude der Rezession ist analog definiert und die Zyklusamplitude einer Variablen ergibt sich als die Summe der Absolutbeträge von Aufschwung- und Abschwungamplitude<sup>8</sup>.

Durchschnittliche monatliche Zuwächse (in Prozentpunkten) werden von Burns und Mitchell erneut für Aufschwung, Abschwung und den vollen Zyklus betrachtet. Auch die durchschnittlichen Monatszuwächse zwischen den Konjunkturstadien (also von der Mitte des Stadiums I zur Mitte des Stadiums II z. B.) finden ihr Interesse. Besondere Bedeutung aber erlangt die sog. „Konformität“, die zum Ausdruck bringen soll, wie stark die Fluktuationen bestimmter Variablen mit der Entwicklung des Referenzzyklus übereinstimmen.

Die Konformität des Aufschwungs wird errechnet, indem jedem vollen Referenzzyklus, bei dem die betrachtete Variable in der Aufschwungphase

<sup>7</sup> Tatsächlich kann die Transformation in *cycle relatives* als eine (unvollständige) Form der Trendbereinigung aufgefaßt werden: Sie eliminiert den Interzyklustrend, nicht aber den Intrazyklustrend. Entfernt wird also eine Trendfunktion, die konstant während des Zyklus ist, aber Sprungstellen zwischen den Zyklen aufweist.

<sup>8</sup> Anders King und Plosser, die die Zyklusamplitude als Aufschwungamplitude minus Abschwungamplitude definieren. Dies kann zu anderen Resultaten führen, z. B. bei Konsumdaten, deren Abschwungamplitude oft positiv ist. Meine hier gegebene Definition ist konsistent mit Burns und Mitchell, die ihrige nicht. Allerdings betrachten Burns und Mitchell auch für die Aufschwung- und Abschwungamplitude nur Absolutbeträge, worauf ich hier verzichte, um nicht sinnvolle Information zu vernichten. Vgl. Burns und Mitchell (1946, S. 131 ff.).

im Durchschnitt steigt, ein Wert von 100 zugewiesen wird (ein Werte von -100, falls sie im Durchschnitt sinkt). Das Mittel dieser Werte über alle Referenzzyklen ist die Aufschwungkonformität. Entsprechend wird die Abschwungkonformität errechnet, nur erhält hier jede Abschwungphase, in der die Variable im Durchschnitt sinkt, den Wert von 100 zugewiesen und jede Abschwungphase, in der die Variable steigt, den Wert von -100.

Die Konformität über den gesamten Zyklus definieren Burns und Mitchell nicht als Durchschnitt aus Aufschwung- und Abschwungkonformität sondern als ein Maß dafür, ob der durchschnittliche Monatszuwachs in der Rezession kleiner ist als in der vorhergehenden und der folgenden Aufschwungphase. Diese Definition ist vergleichsweise kompliziert und anders als alle anderen bisher dargestellten Maße von der *Folge* der Konjunkturzyklen abhängig. Die sog. Zykluskonformität dynamisiert also die bislang auf isolierte Zyklen konzentrierte Betrachtungsweise. Für die Zwecke dieses Papiers ziehe ich es allerdings vor, King und Plosser (1994) zu folgen, die die Zykluskonformität errechnen, indem sie für jeden Referenzzyklus, bei dem der mittlere monatliche Zuwachs im Aufschwung größer ist als der mittlere monatliche Zuwachs im Abschwung, einen Wert von 100 zuweisen (-100 im umgekehrten Fall) und den Durchschnitt dieser Werte über alle Referenzzyklen bilden. In der Terminologie von Burns und Mitchell heißt dieser Index „*cycle conformity, trough to trough*“ und geht als eine von zwei Komponenten in die Berechnung der Zykluskonformität ein. Vgl. Burns und Mitchell (1946, S. 176 ff.).

### 3. Burns-Mitchell-Statistiken für westdeutsche Daten

Die oben dargestellten Konzepte sollen im folgenden auf deutsche Daten (saisonbereinigte Quartalsdaten aus der volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung 1960.1 - 1994.4) angewendet werden. Dafür ist zunächst die Ermittlung der Referenzzyklen erforderlich, d. h. die Datierung der konjunkturellen Wendepunkte. Zu diesem Zweck soll auf ein am NBER entwickeltes Computerprogramm von Bry und Boschan (1971) zurückgegriffen werden<sup>9</sup>. Dieses Programm identifiziert konjunkturelle Wendepunkte zunächst für stark geglättete Transformationen der Ursprungswerte und schließt von diesen sukzessive auf Wendepunkte in weniger stark geglätteten Transformationen und schließlich in der Reihe der ungeglätteten Werte. Dabei werden die zu identifizierenden Zyklen einigen zusätzlichen Anforderungen z. B. bezüglich der Mindestlänge von Aufschwung- und Abschwungphase unterworfen<sup>10</sup>.

<sup>9</sup> Ich habe eine in GAUSS geschriebene Version des Bry-Boschan-Programms benutzt, die mir freundlicherweise von Mark Watson zur Verfügung gestellt wurde.

Das Bry-Boschan-Programm wurde vom NBER explizit zur Wendepunktbestimmung in der Konjunkturanalyse eingesetzt. Allerdings wurden die vom Programm identifizierten Wendepunkte in der Regel nicht mechanisch übernommen sondern einer auf Erfahrungswissen basierenden Kritik unterzogen, die u. U. zu abweichenden Datierungen führen konnte. Ich beschränke mich in dieser Arbeit auf die rein rechnergestützte Datierung, die zwar auf vorhandene Expertenerfahrung nur insoweit zurückgreifen kann, als diese bei der Programmierung des Quellcodes berücksichtigt wurden. Jedoch scheint dieser Nachteil aufgewogen zu werden durch den entscheidenden Vorteil, daß die rechnergestützte Datierung für jedermann nachvollziehbar und von subjektiven Urteilen weitgehend unabhängig ist. Um diesen Vorzug der ausschließlich computergestützten Datierung zu erhalten, werde ich im folgenden auch davon absehen, konjunkturelle Wendepunkte ähnlich wie das NBER durch das Studium des Wendepunktverhaltens vieler makroökonomischer Reihen festzusetzen, denn die Auswahl und Gewichtung dieser Reihen setzt wieder erhebliche subjektive und vielleicht kontroverse Einschätzungen voraus. Statt dessen erfolgt die Datierung des deutschen Konjunkturzyklus anhand des (saisonbereinigten) realen pro-Kopf-Bruttoinlandsprodukts<sup>11</sup>.

Die Ergebnisse der Bry-Boschan-Prozedur sind nun in Abbildung 1 dargestellt, wobei die genaue Datierung der Wendepunkte in Tabelle 1 festgehalten ist. Es werden vier vollständige *trough-peak-trough* Zyklen isoliert. Die mittlere Dauer eines vollen Konjunkturzyklus beträgt 78 Monate, also rund sieben Jahre. Diese 78 Monate teilen sich in im Mittel 64 Monate des Aufschwungs und 14 Monate der Rezession.

Vier vollständige Zyklen im Zeitraum von 1960 - 1994 sind möglicherweise einer mehr als man intuitiv erwartet hätte<sup>12</sup>, da die Bry-Boschan Prozedur Anfang der achtziger Jahre gleich zwei Zyklen identifiziert. Unter Umständen würden die Konjunkturforscher des NBER bei ihrer kritischen Würdigung der computergestützten Datierung hier einen Zyklus eliminieren (den *trough* im 4. Quartal 1980 und den *peak* im 3. Quartal 1981). Dies ist aber keineswegs sicher, weil durch diesen Eingriff zwar die atypisch kurze Aufschwunghase im Jahr 1981 vermieden werden könnte, im Gegen-

<sup>10</sup> Aus Platzgründen wird hier auf eine detailliertere Darstellung der Bry-Boschan-Prozedur verzichtet. Der interessierte Leser konsultiere z. B. die ausführlichere Beschreibung in King und Plosser (1994).

<sup>11</sup> Alle in dieser Arbeit verwendeten Reihen sind auf pro-Kopf-Basis, da im Abschnitt IV eine Anwendung auf Real-Business-Cycle Modelle erfolgen soll. Da RBC-Modelle repräsentative Konsumenten unterstellen, sollten die empirischen Vergleichsdaten typischerweise pro-Kopf ausgewiesen werden. Die hier benutzte Bevölkerungsreihe ist die Wohnbevölkerung aus der Quartalsrechnung des DIW.

<sup>12</sup> Vgl. z. B. die Übersicht in Tichy (1994, S. 45), wo unterschiedliche Studien zitiert werden, die den Kurzzyklus Anfang der achtziger Jahre nicht identifizieren.

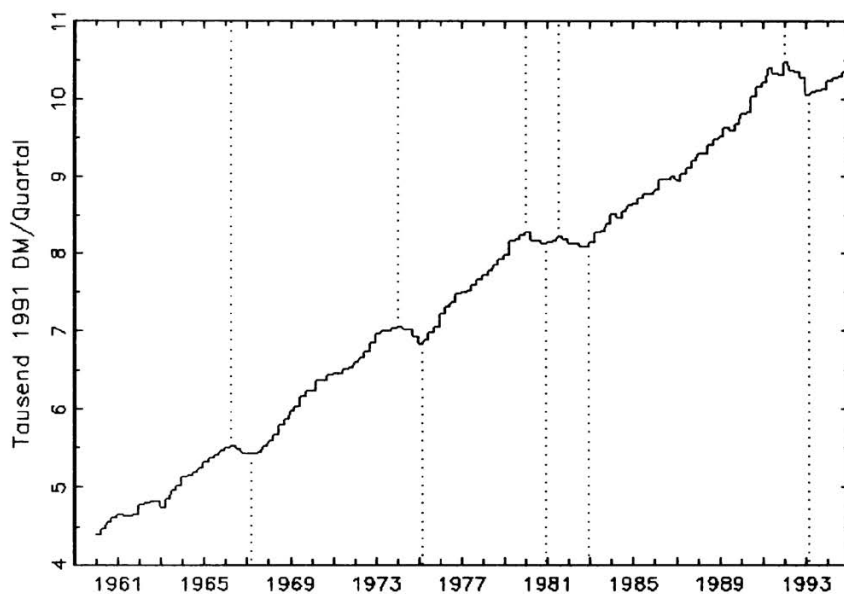


Abbildung 1: Konjunktuelle Wendepunkte des realen pro-Kopf-Bruttoinlandsprodukts<sup>13</sup>

Tabelle 1

Konjunktuelle Wendepunkte des realen pro-Kopf-Bruttoinlandsprodukts

<i>troughs</i>	<i>peaks</i>
—	2. Quartal 1966
1. Quartal 1967	1. Quartal 1974
1. Quartal 1975	1. Quartal 1980
4. Quartal 1980	3. Quartal 1981
4. Quartal 1982	1. Quartal 1992
3. Quartal 1993	—

zug aber eine atypisch lange Rezession von fast drei Jahren entstehen würde. Da der fragliche Zyklus (im folgenden als Zyklus 3 bezeichnet) immerhin zwei Jahre umfaßt (bei einer Mindestanforderung gemäß NBER-Definition von 15 Monaten) und beide Phasen mehr als die vom NBER geforderten

<sup>13</sup> Die Wendepunkte beziehen sich auf das *Niveau* der Zeitreihe, vgl. Tichy (1994).

fünf Monate andauern (der Aufschwung neun, der Abschwung sogar 15 Monate), werde ich in dieser Arbeit von einer Elimination absehen<sup>14</sup>.

Mit dem ermittelten Referenzzyklus werde ich nun für fünf ausgewählte Zeitreihen, die in Real-Business-Cycle Modellen zentrale Bedeutung haben, die oben beschriebenen Burns-Mitchell-Statistiken errechnen. Neben dem Bruttoinlandsprodukt (Y) betrachte ich den privaten Konsum (C), die Bruttoinvestitionen des Unternehmenssektors (I), das Arbeitsvolumen (L) gemessen in Stunden und die effektive Lohn- und Gehaltssumme (W) in DM / Stunde. Y, C, I und W sind reale Größen in Preisen von 1991, Y, C, I und L sind pro-Kopf-Größen und alle Variablen sind saisonbereinigt.

Tabelle 2 gibt für diese Variablen mittlere Amplituden und mittlere monatliche Zuwächse an. Betrachtet man zunächst die Amplituden, so fällt auf, daß Y, C, I und W im Aufschwung kräftig wachsen, die Beschäftigung L jedoch sogar im Aufschwung sinkt. Dies ist sicherlich maßgeblich auf Verkürzungen der wöchentlichen Arbeitszeit zurückzuführen, zeigt freilich auch, daß diese nicht im erwünschten Maße durch Neueinstellungen ausgeglichen wurden. In der Rezession gehen das Bruttoinlandsprodukt leicht und die Bruttoinvestitionen dramatisch zurück, während der private Konsum im wesentlichen stagniert und der Reallohn sogar noch steigt. Die Beschäftigung sinkt deutlich stärker als in der Aufschwungphase. Die Amplitude während des gesamten Zyklus reflektiert die auch aus RBC-Modellen ableitbaren Volatilitätseigenschaften der großen makroökonomischen Aggregate: Investitionen sind den mit Abstand stärksten Fluktuationen unterworfen und der private Konsum verläuft etwas glatter als die Entwicklung des volkswirtschaftlichen Einkommens<sup>15</sup>.

Da Aufschwung- und Abschwungphasen unterschiedlich lang anhalten, können die durchschnittlichen Amplituden ein verzerrtes Bild insbesondere von der Stärke der Rezession liefern. Aussagekräftiger ist dann ein Vergleich der monatlichen Zuwächse. Besonders hervorzuheben ist, daß der durchschnittliche Monatszuwachs des Outputs im Aufschwung nur geringfügig größer als der monatliche durchschnittliche Rückgang in der Rezession ist und daß der monatliche Zuwachs des Reallohns fast unberührt von

<sup>14</sup> Dies ist für die Zwecke dieser Studie auch deshalb empfehlenswert, weil es sicherlich unsinnig und unzweckmäßig wäre, bei den anschließenden Simulationen von RBC-Modellen die dort generierten fiktiven Konjunkturverläufe einer erfahrungsbasierten Einzelkritik zu unterziehen.

<sup>15</sup> Die Amplitude im Zyklus ist definiert als Summe der Absolutwerte der Amplituden in der Aufschwung- und der Abschwungphase. Man beachte, daß diese Eigenschaft sich nicht auf die mittleren Amplituden überträgt. Denn hier ist die mittlere Amplitude im Zyklus ein Durchschnitt über die Summe von Absolutbeträgen, während mittlere Auf- und Abschwungamplitude Durchschnitte über Werte sind, die nicht notwendigerweise alle dasselbe Vorzeichen aufweisen.

der konjunkturellen Entwicklung ist. Ebenfalls bemerkenswert ist, wie gut die Arbeitsmarktwirksamkeit der Konjunktur nun zutage tritt: Die Beschäftigungsentwicklung stagniert im wesentlichen im Aufschwung und ist stark rückläufig in der Rezession. Auch die Investitionen scheinen im Aufschwung nahezu unverändert zu sein, doch ist hier die ausgewiesene Statistik irreführend, da ihr Vorzeichen ausschließlich auf einen stark negativen Monatszuwachs im dubiosen Zyklus 3 zurückzuführen ist; alle anderen durchschnittlichen Monatszuwächse im Aufschwung sind eindeutig positiv.

Tabelle 2

**Mittlere Amplituden und mittlere monatliche Zuwächse  
in Prozent der Zyklusbasis**

<b>Mittelwerte über vier Referenzzyklen</b>	<b>Y</b>	<b>C</b>	<b>I</b>	<b>L</b>	<b>W</b>
Amplitude im Aufschwung	17.28	17.22	22.04	-1.90	18.68
Amplitude im Abschwung	-2.36	0.08	-12.23	-3.33	2.43
Amplitude im Zyklus	19.64	18.66	38.74	6.04	21.97
Monatszuwachs im Aufschwung	0.24	0.20	-0.01	-0.03	0.21
Monatszuwachs im Abschwung	-0.17	0.01	-0.80	-0.24	0.19
Monatszuwachs von I nach II	0.26	0.13	0.14	-0.09	0.03
Monatszuwachs von II nach III	0.23	0.25	0.06	0.00	0.31
Monatszuwachs von III nach IV	0.22	0.21	0.07	-0.02	0.25
Monatszuwachs von IV nach V	0.27	0.16	-0.37	0.03	0.15
Monatszuwachs von V nach VI	-0.04	-0.03	-1.04	-0.15	0.25
Monatszuwachs von VI nach VII	-0.19	-0.01	-0.87	-0.22	0.34
Monatszuwachs von VII nach VIII	-0.25	0.02	-0.92	-0.28	0.10
Monatszuwachs von VIII nach IX	-0.13	0.06	-0.75	-0.31	0.01

Die mittleren Monatszuwächse zwischen den Stadien (jeweils von der Mitte des einen zur Mitte des nächsten Stadiums berechnet) liefern ein ähnliches Bild: Auffällig ist jedoch, daß die Investitionen bereits in der letzten

Aufschwungphase rückläufig sind<sup>16</sup> und der private Konsum nur im Anfang der Rezession leicht nachgebend ist. Starke Reallohnzuwächse sind bis weit in die Rezession hinein zu verzeichnen; erst in der letzten Phase des Zyklus scheint es eine gewisse Lohnzurückhaltung zu geben, die bis in den Beginn des neuen Zyklus hinein anhält.

Tabelle 3 weist Konformitätsmaße aus. Diese sind überwiegend positiv, was der NBER-Definition des Konjunkturzyklus entspricht. Negative Konformitäten finden sich im Aufschwung bei der Beschäftigung und im Abschwung beim Reallohn.

*Tabelle 3*  
**Mittlere Konformitäten**

Mittelwerte über vier Zyklen	Y	C	I	L	W
Konformität im Aufschwung	100	50	50	-50	50
Konformität im Abschwung	100	50	100	100	-50
Konformität im Zyklus	100	50	50	100	50

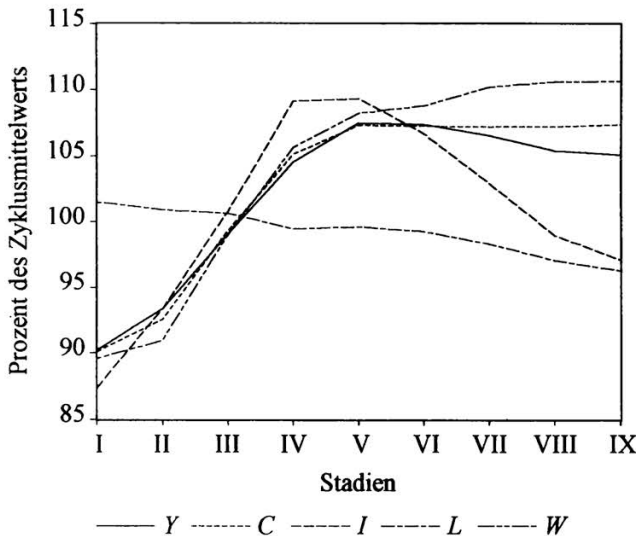


Abbildung 2: Durchschnittliche Business Cycle Plots<sup>17</sup>

<sup>16</sup> Dies ist nicht nur auf Zyklus 3 sondern auch auf Zyklus 1 (1967 - 1975) zurückzuführen.

<sup>17</sup> Auf der Abszisse werden Stadien, also *business-cycle*-Zeiteinheiten abgetragen. Diese Darstellung folgt Simkins (1994).

Eine komprimierte graphische Darstellung der bisher ausgewerteten Kennzahlen bilden die durchschnittlichen *business cycle plots* der einzelnen Reihen, die in Abbildung 2 dargestellt sind. Sie enthalten zwar im wesentlichen keine über die in Tabelle 2 und Tabelle 3 hinausgehenden Informationen, liefern aber eine kompakte Zusammenfassung der bisher erarbeiteten Ergebnisse. In den folgenden Abschnitten sollen analoge Maße für künstliche Datenreihen berechnet werden, die durch Simulationen prototypischer Real Business Cycle Modelle erzeugt wurden.

#### 4. Real Business Cycle Modelle

Die Vielzahl heute existierender RBC-Modelle (einen guten Überblick liefert Stadler (1994)) macht es praktisch unmöglich, im Rahmen einer kurzen Abhandlung Adelman-Tests auch nur für eine repräsentative Auswahl dieser Modelle durchzuführen. Statt dessen soll die Analyse auf die zwei grundlegenden Modellvarianten des deterministischen und des stochastischen Wachstums in der Formulierung von King, Plosser und Rebelo (1988a, 1988b) beschränkt bleiben. Diese beiden Modelle werden im folgenden abkürzend mit KPR1 und KPR2 bezeichnet.

Für dieses Vorgehen gibt es zwei Gründe: Zum einen kann fast jedes RBC-Modell in seiner Grundstruktur auf eines der KPR-Modelle zurückgeführt werden, unterscheidet sich von diesen jedoch in Ausprägungen, die typischerweise von den meisten anderen RBC-Modellen nicht übernommen werden. Beispiele für derartige modellspezifische Ausprägungen sind *time-to-build*-Technologien, nicht separierbare Präferenzen und Lager als Produktionsfaktoren in Kydland und Prescott (1982), Arbeit als unteilbares Gut in Hansen (1985), die Berücksichtigung von Haushaltsproduktion in Greenwood, Hercowitz und Huffman (1988), Geld mit *cash-in advance*-Restriktionen in Cooley und Hansen (1989) und offene Volkswirtschaften in Mendoza (1991), um nur einige wenige zu nennen.

Zweitens aber haben, wie bereits erwähnt, King und Plosser (1994) das KPR1-Modell selbst einem Adelman-Test unterzogen und kamen zu dem Ergebnis, daß das Modell diesen Test recht gut besteht. Sie fanden ihr Ergebnis offenkundig selbst etwas beunruhigend, da der Adelman-Test damit auszusagen scheint, daß so verschiedene Modelle wie KPR1 und das Klein-Goldberger-Modell beide annähernd gleich gute Erklärungspotentiale für die tatsächliche Konjunktur liefern. Ein Ziel dieser Studie ist es daher, das King-Plosser-Ergebnis auf seine Robustheit zu untersuchen, indem die KPR-Modelle nunmehr für deutsche Daten parametrisiert werden und dann getestet werden.

Die KPR-Modelle haben nun folgende Struktur: Ein repräsentativer Konsument produziert ein homogenes Gut unter einer Cobb-Couglas-Produktionsfunktion mit konstanten Skalenerträgen:

$$[1] \quad Y_t = A_t (X_t L_t)^\alpha K_t^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1.$$

Hier bezeichnet  $Y_t$  den Output,  $L_t$  den Arbeitseinsatz in Stunden und  $K_t$  den Kapitalbestand der Periode  $t$ .  $A_t$  ist ein stationärer Produktivitätsschock und  $X_t$  stellt arbeitsvermehrenden (Harrod-neutralen) technischen Fortschritt dar. Der Konsument wird charakterisiert durch eine additiv-separierbare Nutzenfunktion der Form

$$(2) \quad U_0 = E_0 \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t, L_t, X_t) \right], \quad 0 < \beta < 1,$$

mit momentanem Nutzen

$$u(C_t, L_t, X_t) = \ln C_t + \Theta \ln \left( 1 - \frac{L_t}{X_t^\nu} \right) \quad \Theta > 0, \nu \leq 0$$

und unterliegt der Ressourcenrestriktion

$$(3) \quad Y_t = C_t + I_t,$$

in der  $I_t$  die Bruttoinvestitionen der Periode  $t$  darstellen. Die Kapitalakkumulation vollzieht sich gemäß

$$(4) \quad K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + I_{t-1},$$

d. h. die Abschreibung verläuft linear mit Abschreibungssatz  $\delta$ .

Unterschiede zwischen den Modellen KPR1 und KPR2 ergeben sich ausschließlich durch die Spezifikation von Produktivitätsschocks und technischem Fortschritt: KPR1 postuliert konstante deterministische Wachstumsraten  $\gamma_X - 1$  für den technischen Fortschritt und einen stationären autoregressiven Prozeß erster Ordnung für die prozentualen Abweichungen  $\hat{A}_t$  des Produktivitätsschocks  $A_t$  von seinem unbedingten Erwartungswert, 1:

$$\hat{A}_t \equiv 0.9 \hat{A}_{t-1} + \varepsilon_{A,t},$$

$$X_t = \gamma_X^t,$$

KPR2 verzichtet demgegenüber auf einen stationären Produktivitätsschock und modelliert den technischen Fortschritt als einen logarithmischen *random walk* mit Drift:

$$\begin{aligned}\hat{A}_t &\equiv 1 \quad \forall t, \\ \ln X_t &= \ln \gamma_X + \ln X_{t-1} + \varepsilon_t.\end{aligned}$$

Es sei darauf hingewiesen, daß meine hier wiedergegebene Formulierung das KPR-Modell etwas verallgemeinert, indem das Grenzleid der Arbeit mit wachsendem technischen Fortschritt (und damit mit wachsendem Wohlstandsniveau der Ökonomie) zunimmt<sup>18</sup>. Diese Annahme ist erforderlich, um der (maßgeblich auf Drängen der Arbeitnehmer zustande gekommenen) Reduzierung der wöchentlichen Arbeitszeit Rechnung zu tragen: Da das pro-Kopf-Arbeitsvolumen einen hochsignifikant negativen Trend aufweist, müssen die Präferenzen der Arbeitsanbieter in einem Gleichgewichtsmodell ein trendendes Element beinhalten<sup>19</sup>.

King, Plosser und Rebelo haben approximative Lösungen für die optimalen Zeitpfade von Output, Konsum, Investitionen, Arbeitsstunden und Reallohn in den KPR-Modellen bestimmt, die als lineare *State-Space*-Modelle formuliert werden können. Die Koeffizienten des *State-Space*-Modells sind in nichtlinearer Weise abhängig von den „tiefen“ Parametern  $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\gamma_X$ ,  $\delta$ ,  $\Theta$  und  $\nu$ , deren Werte per Kalibrierung aus *steady-state*-Eigenschaften des Modells und Vergleich mit langjährigen Durchschnitten empirischer Daten abgeleitet werden. Will man eine analoge Kalibrierung für deutsche Daten durchführen, so mag es wegen vielleicht eingetretener struktureller Verschiebungen sinnvoll sein, sich bei einer *steady-state*-Interpretation der Daten auf die Unterstichprobe 1975.1 – 1994.4 zu konzentrieren<sup>20</sup>.

Dabei setze ich  $\alpha = 0.73$  als den durchschnittlichen Anteil des Arbeitseinkommens am Volkseinkommen in diesem Zeitraum an. Das reale Bruttoinlandsprodukt, reale private Konsumausgaben und reale Bruttoinvestitionen der Unternehmen haben eine mittlere Wachstumsrate von 0.52% pro Quartal, d. h. 2.1% reales Wachstum pro Jahr. Da die mittlere Wachstumsrate der

<sup>18</sup> Die Restriktion folgt sofort aus der Tatsache, daß die Arbeitsstunden pro Kopf nicht unbeschränkt wachsen können. Für damit verknüpfte *Steady-State*-Überlegungen vgl. Lucke (1995).

<sup>19</sup> Die ursprünglichen KPR-Modelle sehen dies nicht vor, d. h. sie ergeben sich als der (zulässige) Spezialfall  $\nu = 0$ , was die Stationarität der Arbeitsstunden  $L_t$  impliziert. Dies ist für amerikanische Daten eine durchaus vertretbare Hypothese jedoch nicht für die Bundesrepublik Deutschland. Anndere Autoren der Real Business Cycle Literatur haben ebenfalls Präferenzen in Abhängigkeit vom technischen Fortschritt definiert haben, so z. B. Benhabib, Rogerson und Wright (1991) sowie Correia, Neves und Rebelo (1995).

<sup>20</sup> Nähere Ausführungen hierzu sowie die *steady-state*-Grundlagen der im folgenden ausgeführten Kalibrierungen sind ausführlich dargestellt in Lucke (1995).

pro-Kopf-Arbeitsstunden  $-0.14\%$  pro Quartal beträgt, implizieren diese Werte Kalibrierungen von  $\nu = -0.21$  und  $\gamma_X = 1.0066$ . Unter der Annahme, daß im Mittel die erwartete Inflationsrate gleich der tatsächlichen Inflationsrate ist, errechnet sich der deutsche Realzins als  $3.1\%$  p. a., was einen Wert von  $0.997$  für  $\beta$  impliziert<sup>21</sup>. Die jährlichen Abschreibungen der Unternehmen betragen im Schnitt  $3\%$  ihres Bruttoanlagevermögens, so daß der Quartalswert  $\delta$  auf  $0.8\%$  gesetzt wird. Nimmt man schließlich an, daß ein Individuum im Prinzip  $1440$  Stunden pro Quartal arbeiten könnte (während der Rest für Schlafen, Essen etc. benötigt wird), so bestimmt sich der *steady-state*-Wert der wachstumsbereinigten Arbeitsstunden als  $13.6\%$  der verfügbaren Zeit und dies legt indirekt den Wert für  $\Theta$  fest.

## 5. Adelman-Tests

Im folgenden sollen die vorgestellten RBC-Modelle einem der Arbeit von Adelman und Adelman (1959) nachempfundenen „Test“ unterzogen werden. Hierbei handelt es sich nicht um einen Test im strengen statistischen Sinne – schon deshalb, weil die Vertreter der RBC-Theorie sicherlich nicht behaupten würden, daß eine wie auch immer geartete Parametrisierung des RBC-Modells als die wahre, datengenerierende Struktur einer realen Ökonomie angesehen werden kann. Man wird der RBC-Schule wohl eher gerecht, wenn man die Ergebnisse ihrer Arbeiten wie folgt paraphrasiert: „Ein plausibel parametrisiertes RBC-Modell ist trotz seiner Einfachheit imstande, Daten zu erzeugen, deren Charakterisierung durch allgemein gebräuchliche Statistiken überraschend wenig von analogen Charakterisierungen realer Daten abweicht.“

Diese Aussage soll uns im Adelman-Test als Surrogat für die „Nullhypothese“ eines klassisch-statistischen Tests dienen. Anders als eine herkömmliche Nullhypothese ist sie nicht exakt formuliert, sondern unterstellt ein heuristisches Verständnis von ‚plausibler Parametrisierung‘, ‚überraschend geringer Abweichung‘ und ‚allgemein gebräuchlichen Statistiken‘. Sie rekurriert daher auf das subjektive Urteilsvermögen des sachkundigen Ökonomen. Dementsprechend ist auch Ablehnung oder Zustimmung zu dieser Aussage (als Analogon zu Verwerfen oder Akzeptanz einer Nullhypothese) eine subjektive Entscheidung des jeweiligen Lesers. Zweck dieser Arbeit ist es daher lediglich, zu untersuchen, inwieweit Statistiken (die zumindest in den USA zur Charakterisierung konjunktureller Verläufe allgemein gebräuchlich sind) Diskrepanzen zwischen künstlich vom Modell erzeugten und realen Daten aufdecken können.

<sup>21</sup> Interessanterweise stimmt dieser Wert exakt überein mit den  $3.1\%$ , die Barro und Sala-i-Martin (1990) für eine deutsche Stichprobe von 1959 – 1988 errechnen.

Es erscheint daher sinnvoll, gedanklich in zwei Schritten vorzugehen. Zum einen muß für eine gegebene Statistik entschieden werden, ob sie bei Auswertung mit realen und simulierten Daten ‚erhebliche‘ Unterschiede aufweist. In Anlehnung an die klassische Testtheorie werde ich einen Unterschied als ‚erheblich‘ betrachten, wenn die empirisch ermittelte Statistik um mehr als zwei aus den Simulationsergebnissen geschätzte Standardabweichungen von dem Simulationsmittelwert dieser Statistik abweicht<sup>22</sup>. Ich spreche dann von einer ‚signifikanten‘ Abweichung. In einem zweiten Schritt muß der jeweilige fachkundige Leser subjektiv entscheiden, ob die Anzahl ‚signifikanter‘ Statistiken (und ggf. der Grad ihrer ‚Signifikanz‘) gemessen an der Einfachheit des Modells als ‚überraschend gering‘ anzusehen ist, oder ob in seinem Urteil die beobachtete Evidenz gegen das Modell mit dessen Einfachheit nicht befriedigend erklärt ist.

Mit den oben beschriebenen kalibrierten Parameterwerten habe ich für beide Modelle (KPR1 und KPR2) jeweils 500 simulierte Historien für Y, C, I, L und W à 140 Beobachtungen erzeugt<sup>23</sup>. (Dies entspricht den 140 beobachteten Quartalswerten im Zeitraum 1960.1 – 1994.4). Die Varianz des Störterms  $\varepsilon_{A,t}$  bzw.  $\varepsilon_t$  wurde dabei so groß gewählt, daß die vom Modell implizierte Varianz der Wachstumsrate von Y der Varianz der empirischen Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts gleich war<sup>24</sup>.

Für jede der simulierten Historien wurde dann eine Folge von Referenzzyklen (d. h. von Zyklen von Y) mit Hilfe der Bry-Boschan-Prozedur bestimmt und auf deren Basis die in Tabelle 3 und Tabelle 4 ausgewiesenen Burns-Mitchell-Statistiken errechnet. Im folgenden werden von diesen Simulationsergebnissen jeweils der Mittelwert (über alle Historien) und die zugehörige Standardabweichung angegeben.

Die folgenden Tabellen weisen nun jeweils den Mittelwert (über alle Historien) und (kursiv darunter) die simulierte Standardabweichung der entsprechenden Burns-Mitchell Statistik aus. Dabei bedeuten fett gedruckte

<sup>22</sup> In den Graphiken weise ich „Konfidenzgrenzen“ aus, die analog als Simulationsmittelwert plus / minus zwei geschätzte Standardfehler der simulierten Statistik definiert sind.

<sup>23</sup> Unter einer Historie verstehe ich hinfort eine simulierte Realisation des beschriebenen RBC-Modells mit 140 Beobachtungen. Die stochastischen Störungen, die dieser Realisation zugrundeliegen, sind normalverteilte (Pseudo-)Zufallszahlen, die mit dem Zufallszahlengenerator von GAUSS, Version 3.2, erzeugt wurden. Einige dieser künstlichen Reihen wiesen weniger als zwei *troughs* oder weniger als zwei *peaks* auf und ermöglichten daher u. U. nicht die Berechnung der vorgestellten Burns-Mitchell-Maße. Ich habe diese Reihen im folgenden nicht berücksichtigt. Dies führt zu einem Selektivitätsbias, dessen Korrektur, wie ich unten zeigen werde, meine Resultate noch verstärken würde.

<sup>24</sup> Ich habe die Varianz der Wachstumsrate als „Anker“ benutzt, da im Modell KPR2 die Niveaus der Variablen (mit Ausnahme von L) instationär sind, also keine zeitkonstante Varianz besitzen.

Statistiken, daß der entsprechende empirische Wert für die Bundesrepublik Deutschland mehr als zwei geschätzte Standardabweichungen vom Simulationsmittelwert entfernt ist. Für Anzahl und Dauer der Referenzzyklen bzw. der Zyklusphasen erhält man z. B. die in Tabelle 4 wiedergegebenen Ergebnisse. Die dort ausgewiesenen Statistiken zeigen erneut, daß die empirischen Erfahrungen von den Modellen gut reproduziert werden können. Zwar ist die mittlere Dauer eines Aufschwungs und des vollen Zyklus nach beiden Modellen deutlich länger als in der Empirie und die mittlere Anzahl Zyklen kleiner, aber gemessen an den ermittelten Standardabweichungen sind diese Unterschiede nicht signifikant. Zudem würde die ja durchaus vertretbare Entscheidung, Zyklus 3 zu eliminieren, die empirischen Statistiken in diesen Bereichen deutlich näher an die simulierten Mittelwerte heranrücken lassen<sup>25</sup>.

Tabelle 4

**Mittlere Dauer und mittlere Anzahl von Zyklen**

	Empirisch	KPR1	KPR2
Anzahl <i>trough-peak-trough</i> -Zyklen	4	2.89 1.24	3.13 1.39
Dauer des Aufschwungs (in Monaten)	64	95 49	83 47
Dauer des Abschwungs (in Monaten)	14	12 4	13 7
Dauer des Zyklus (in Monaten)	78	108 51	96 49

Neun-Punkt-Diagramme fassen, wie bereits im Abschnitt III erwähnt, wichtige Information der Burns-Mitchell-Statistiken graphisch zusammen. Bevor daher auf die Burns-Mitchell-Statistiken im einzelnen eingegangen wird, sollen die durchschnittlichen *cycle relatives* aus Abbildung 2 zusammen mit Konfidenzgrenzen aus den KPR-Simulationen dargestellt werden. In den in Abbildung 3 - Abbildung 7 wiedergegebenen Graphen werden die empirischen durchschnittlichen *cycle relatives* (durchgezogene Linien) und die KPR1-Konfidenzgrenzen (Mittelwert plus / minus zwei geschätzte Standardabweichungen aus KPR1-Simulationen; gestrichelte Linien) dargestellt. (Die entsprechenden Graphen für die KPR2-Simulationen sehen sehr ähnlich aus, so daß auf ihre Wiedergabe hier verzichtet wird).

<sup>25</sup> Freilich um den Preis einer dann größeren Diskrepanz bei der Länge der durchschnittlichen Rezession.

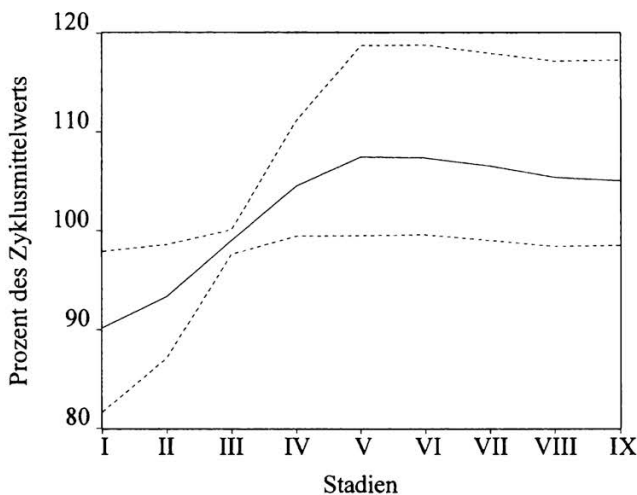


Abbildung 3: Durchschnittlicher Business Cycle Plot des Bruttoinlandsprodukts und KPR1-Konfidenzgrenzen

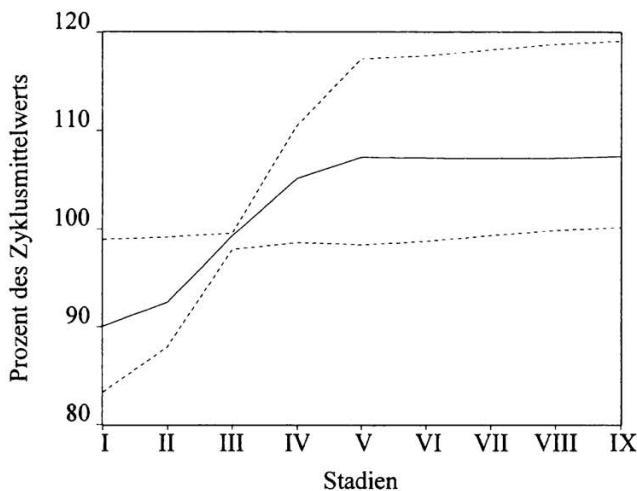


Abbildung 4: Durchschnittlicher Business Cycle Plot des privaten Konsums und KPR1-Konfidenzgrenzen

Auch die *business-cycle plots* liefern keine Handhabe, die KPR-Modelle zu verwerfen. Die empirischen Neun-Punkt-Graphen liegen ausnahmslos innerhalb der Konfidenzgrenzen und sprechen daher durchaus für die Real-Business-Cycle Modelle. Auffällig an den Abbildungen ist lediglich, daß das

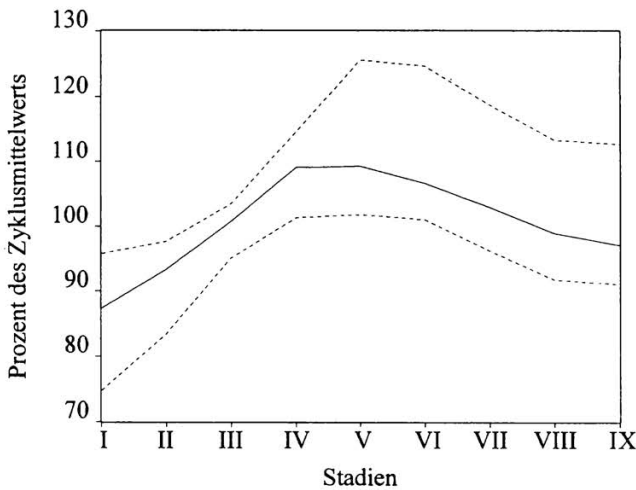


Abbildung 5: Durchschnittlicher Business Cycle Plot der privaten Bruttoinvestitionen und KPR1-Konfidenzgrenzen

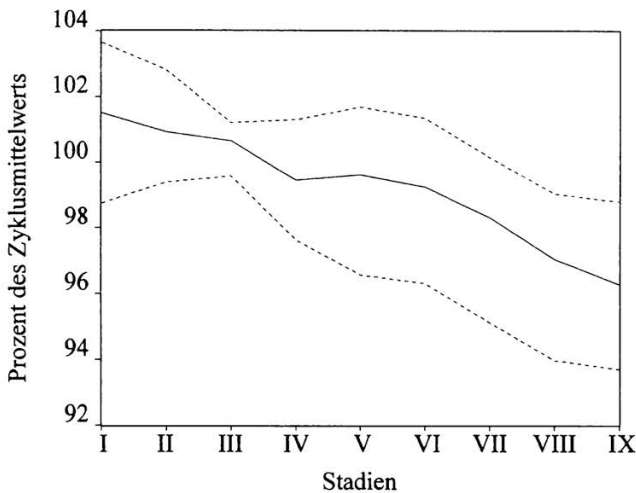


Abbildung 6: Durchschnittlicher Business Cycle Plot des Arbeitsvolumens und KPR1-Konfidenzgrenzen

Konfidenzband im Stadium 3 stets recht eng ist. Der Grund für dieses Phänomen ist augenscheinlich die Normierung der Zeitreihen. Da der Mittelwert eines Zyklus immer auf 100% gesetzt wird und typischerweise irgendwo zwischen dem anfänglichen *trough* und dem *peak* angenommen wird,

liegt der *cycle relative* im Stadium 3 offenbar meist in der Nähe von 100%, d. h. im Stadium 3 gibt es eine nur geringe Streuung des *cycle relative* und daher enge Konfidenzgrenzen.

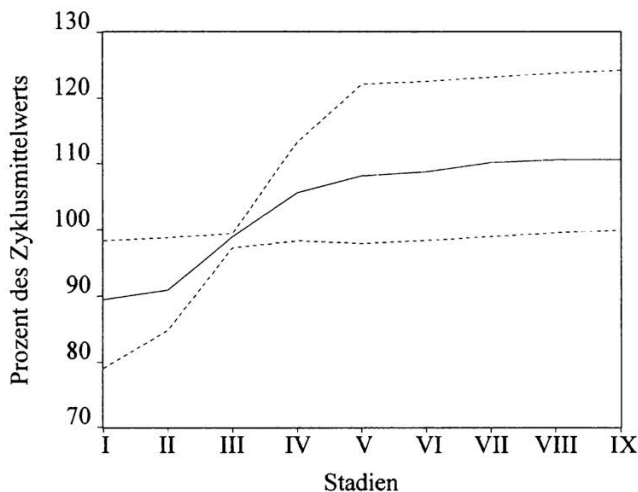


Abbildung 7: Durchschnittlicher Business Cycle Plot des Reallohns und KPR1-Konfidenzgrenzen

Bis zu diesem Punkt scheinen die RBC-Modelle durch die Burns-Mitchell-Statistiken also weitestgehend bestätigt zu werden und eine oberflächliche Analyse könnte dies zum Anlaß der Behauptung nehmen, die RBC-Modelle würden den Adelman-Test bestehen. Daß diese Schlußfolgerung voreilig ist, zeigt m. E. die stärker disaggregierte Analyse der in den Tabellen 5 - 8 aufbereiteten Simulationsergebnisse. Die in Tabelle 5 wiedergegebenen mittleren Amplituden und mittleren monatlichen Zuwächse des KPR1-Modells zeigen z. B., daß zwar die von King und Plosser (1994) betrachteten Amplituden im wesentlichen mit den empirischen Befunden vereinbar sind, daß aber die simulierten mittleren monatlichen Zuwächse insbesondere beim Konsum und beim Reallohn signifikant verschieden von den entsprechenden tatsächlichen Beobachtungen sind. Ähnlich verhält es sich in Tabelle 6, in der sich die analogen Simulationsergebnisse für das KPR2-Modell finden. Zwar sind die mittleren monatlichen Zuwächse in der Konsum- und der Reallohnreihe jetzt nicht mehr mehrheitlich signifikant, dafür aber massieren sich Verletzungen der Arbeitshypothese bei der Beschäftigung und auch in der Investitionsreihe hat sich das Erscheinungsbild

verschlechtert. Insgesamt sind von jeweils 65 ausgewerteten Statistiken 18 bei KPR1 und 20 bei KPR2 signifikant von den empirischen Sachverhalten verschieden, so daß man m. E. schwerlich die Behauptung aufrechterhalten kann, die Real-Business-Cycle-Modelle „bestünden“ den Adelman-Test.

Tabelle 5

**Simulationsergebnisse des KPR1-Modells:  
Mittlere Amplituden und mittlere monatliche Zuwächse  
in Prozent der Zyklusbasis**

Mittelwerte über alle Zyklen	Y	C	I	L	W
Amplitude im Aufschwung	19.32 8.76	16.70 8.59	28.49 10.13	-2.07 2.33	21.35 10.82
Amplitude im Abschwung	-1.20 0.68	<b>1.82</b> 0.69	-11.83 2.79	-2.87 0.64	2.03 0.86
Amplitude im Zyklus	20.62 8.84	18.53 8.64	40.40 11.42	5.59 2.02	23.38 10.89
Monatszuwachs im Aufschwung	0.20 0.06	0.16 0.03	<b>0.34</b> 0.17	-0.01 0.03	0.21 0.04
Monatszuwachs im Abschwung	-0.11 0.06	<b>0.14</b> 0.03	-1.01 0.31	-0.24 0.06	0.16 0.03
Monatszuwachs von I nach II	0.21 0.06	<b>0.16</b> 0.01	0.40 0.24	0.01 0.05	<b>0.20</b> 0.02
Monatszuwachs von II nach III	0.20 0.05	<b>0.17</b> 0.01	0.33 0.20	-0.01 0.04	<b>0.21</b> 0.01
Monatszuwachs von III nach IV	0.22 0.05	<b>0.18</b> 0.01	0.34 0.19	-0.02 0.04	0.23 0.01
Monatszuwachs von IV nach V	0.24 0.06	<b>0.20</b> 0.01	<b>0.41</b> 0.26	-0.01 0.05	<b>0.26</b> 0.02
Monatszuwachs von V nach VI	0.07 0.11	<b>0.17</b> 0.02	-0.27 0.51	-0.12 0.09	0.20 0.03
Monatszuwachs von VI nach VII	-0.24 0.14	<b>0.16</b> 0.02	-1.69 0.59	-0.36 0.10	<b>0.16</b> 0.03
Monatszuwachs von VII nach VIII	-0.24 0.13	<b>0.15</b> 0.02	-1.58 0.57	-0.35 0.10	0.15 0.03
Monatszuwachs von VIII nach IX	0.07 0.11	<b>0.15</b> 0.02	-0.20 0.46	<b>-0.10</b> 0.08	<b>0.19</b> 0.03

Tabelle 6

**Simulationsergebnisse des KPR2-Modells:  
Mittlere Amplituden und mittlere monatliche Zuwächse  
in Prozent der Zyklusbasis**

Mittelwerte über alle Zyklen	Y	C	I	L	W
Amplitude im Aufschwung	16.96 9.76	15.68 9.53	21.48 10.94	-3.38 2.44	20.28 12.09
Amplitude im Abschwung	-1.19 1.41	0.42 1.26	<b>-6.84</b> 2.63	<b>-1.00</b> 0.37	-0.09 1.66
Amplitude im Zyklus	18.43 9.85	16.28 9.61	28.61 11.72	4.38 2.46	21.03 12.15
Monatszuwachs im Aufschwung	0.19 0.06	0.17 0.04	<b>0.26</b> 0.12	-0.03 0.01	0.22 0.06
Monatszuwachs im Abschwung	-0.11 0.06	0.02 0.03	-0.55 0.19	<b>-0.07</b> 0.02	<b>-0.03</b> 0.05
Monatszuwachs von I nach II	0.21 0.06	0.18 0.04	0.31 0.16	<b>-0.03</b> 0.01	<b>0.23</b> 0.06
Monatszuwachs von II nach III	0.20 0.05	<b>0.18</b> 0.03	0.27 0.14	<b>-0.04</b> 0.01	0.23 0.05
Monatszuwachs von III nach IV	0.21 0.06	0.19 0.04	0.27 0.15	-0.04 0.01	0.25 0.05
Monatszuwachs von IV nach V	0.23 0.07	0.21 0.04	<b>0.30</b> 0.19	<b>-0.04</b> 0.01	<b>0.28</b> 0.06
Monatszuwachs von V nach VI	0.04 0.10	<b>0.10</b> 0.05	<b>-0.18</b> 0.28	<b>-0.06</b> 0.02	0.11 0.08
Monatszuwachs von VI nach VII	-0.22 0.13	-0.03 0.07	-0.90 0.36	<b>-0.10</b> 0.02	<b>-0.11</b> 0.11
Monatszuwachs von VII nach VIII	-0.22 0.13	-0.03 0.07	-0.86 0.35	<b>-0.09</b> 0.02	-0.12 0.11
Monatszuwachs von VIII nach IX	0.05 0.11	0.09 0.06	<b>-0.10</b> 0.28	<b>-0.05</b> 0.02	0.10 0.10

Tabelle 7

**Simulationsergebnisse des KPR1-Modells:  
Mittlere Konformitäten**

<b>Mittelwerte über alle Zyklen</b>	<b>Y</b>	<b>C</b>	<b>I</b>	<b>L</b>	<b>W</b>
Konformität im Aufschwung	100 0	<b>100</b> 0	<b>98</b> 11	-45 57	<b>100</b> 0
Konformität im Abschwung	99 11	<b>-100</b> 0	100 4	100 0	<b>-100</b> 5
Konformität im Zyklus	100 0	<b>99</b> 6	<b>100</b> 0	100 0	<b>100</b> 4

Tabelle 8

**Simulationsergebnisse des KPR2-Modells:  
Mittlere Konformitäten**

<b>Mittelwerte über alle Zyklen</b>	<b>Y</b>	<b>C</b>	<b>I</b>	<b>L</b>	<b>W</b>
Konformität im Aufschwung	100 0	<b>100</b> 0	<b>97</b> 18	<b>-98</b> 10	<b>100</b> 0
Konformität im Abschwung	98 12	30 65	99 11	100 0	<b>85</b> 32
Konformität im Zyklus	99 7	<b>99</b> 7	<b>100</b> 7	98 14	<b>99</b> 7

Ein ähnliches Bild ergibt sich bei der Betrachtung der mittleren Konformitäten. Die Simulationsergebnisse in Tabelle 7 und Tabelle 8 zeigen, daß Konsum, Investitionen und Reallohn im RBC-Modell nicht die empirischen Konformitäten reflektieren. Von 15 ausgewerteten Statistiken sind jeweils acht signifikant, unabhängig davon, ob trendstationäre (KPR1) oder integrierte (KPR2) Prozesse zugrundegelegt werden.

Es ist vielleicht sinnvoll zu betonen, daß zumindest die Signifikanzen in Tabelle 7 und Tabelle 8 nicht durchgehend überraschend sind, da RBC-Modelle bekanntermaßen eine zu hohe Korrelation zwischen den betrachteten Variablen implizieren – und damit zu hohe Konformitäten. Aber mit dieser Betrachtungsweise erklärt sich nur ein Teil der signifikanten Statistiken aus diesen Tabellen. Denn in Tabelle 7 ist die Abschwungkongformität des Konsums signifikant zu klein, d. h. der Konsum des RBC-Modells weist eine zu hohe Antikonformität auf. Dies ist auf das Postulat der RBC-Modelle zurückzuführen, daß rationale Agenten in ihren Konsumplänen die Fluktuationen des Outputs und damit die Einkommensfluktuationen sehr stark

glätten. Der Glättungseffekt ist im KPR1-Modell so stark, daß in der Konsumreihe der negative Einfluß der Rezession mehr als überkompensiert wird durch den positiven deterministischen Wachstumstrend und der Konsum daher selbst in der Rezession noch schwach wächst, also antikonform ist. Da der repräsentative Agent des Modells vermutlich eine bessere (und damit stärkere) Konsumglättung erzielt als die tatsächlichen Konsumenten der Bundesrepublik Deutschland, ist es erklärlich, weshalb die Antikonformität der Konsumreihe im Abschwung trotz der anerkannt hohen Kreuzkorrelationen in RBC-Modellen signifikant sein kann.

Abschließend sei noch darauf hingewiesen, daß der – in meinen Augen – deutlich ablehnende Gesamteindruck der hier durchgeführten Form eines Adelman-Tests entstanden ist, obwohl in den Simulationen einzelne Historien (nämlich jene, die weniger als zwei *peaks* oder zwei *troughs* aufwiesen) a priori eliminiert worden sind. Da Historien mit maximal einem, möglicherweise sogar keinem Zyklus in den fünfunddreißig Beobachtungsjahren von der empirischen Erfahrung des Wirtschaftsgeschehens in der Bundesrepublik Deutschland wohl ziemlich weit entfernt sind, steht zu erwarten, daß deren Berücksichtigung, falls sie möglich gewesen wäre, eher zu einer stärkeren Ablehnung der RBC-Hypothese geführt hätte. Der durch die Elimination eingetretene Selektivitätsbias wirkt also zugunsten der Arbeitshypothese. Dennoch scheint mir die Vielzahl der signifikanten Statistiken Anlaß genug zu sein, die von der RBC-Schule verfochtene These einer überraschend guten Reflexion empirischer Sachverhalte auch in Ansehung der unbestrittenen Einfachheit des getesteten Modells zu bestreiten.

## 6. Schlußfolgerungen

Die Methoden, die Burns und Mitchell (1946) in ihrer langjährigen Tätigkeit am NBER zur Analyse des Konjunkturzyklus entwickelt haben, können legitimerweise aus unterschiedlichsten Gründen heraus kritisiert werden: Man mag sie als rein deskriptiv, unsystematisch erstellt und nicht theoriefundiert bemängeln. Nichtsdestoweniger beschreiben die von ihnen vorgeschlagenen Statistiken bestimmte Charakteristika dessen, was gemeinhin als Konjunktur angesehen wird, und können daher als Meßlatte für Theorien dienen, die Hypothesen über die Konjunkturentstehung formulieren.

Diese Erkenntnis ist von den Adelmans systematisch genutzt worden, um das Klein-Goldberger-Modell zu evaluieren, seither jedoch weitgehend in Vergessenheit geraten. Dabei demonstriert die vorliegende Arbeit, daß dies vielleicht leichtfertig und zu Unrecht geschah, denn die Güte des Adelman-Tests scheint höher zu sein als von King und Plosser (1994) vermutet: Während das Klein-Goldberger-Modell (für amerikanische Daten) den Test

recht passabel „besteht“, kann für prototypische RBC-Modelle (zumindest für deutsche Daten) doch recht massive modellinkompatible Evidenz erarbeitet werden, die m. E. zu einem „Verwerfen“ Anlaß geben sollte.

Woran aber liegt es, daß die Ergebnisse dieser Studie in deutlichem Kontrast zu den Ergebnissen von King und Plosser stehen? Man könnte zunächst vermuten, daß die unterschiedliche Wahl der ökonomischen Parameterwerte eine wesentliche Rolle spielt. Jedoch trifft dies nicht zu: Man kann zeigen, vgl. Wen (1995) und Lucke (1996), daß die von einem KPR1-Modell generierten Reihen in guter Approximation lediglich unterschiedlich standardisierte AR(1)-Prozesse mit Autokorrelationskoeffizient  $\rho$  sind. King und Plosser wählen  $\rho = 0.95$ , während ich  $\rho = 0.9$  für KPR1 und einen *random walk* für das KPR2-Modell spezifiziere. Diese geringfügigen Spezifikationsunterschiede können kaum die konträren Schlußfolgerungen aus den Adelman-Tests erklären.

Eine zweite Vermutung ließe darauf hinaus, fundamentale Unterschiede in den zugrundeliegenden Datensätzen anzunehmen. Aber auch diese Erklärung überzeugt nicht, denn die von King und Plosser errechneten Burns-Mitchell-Statistiken für die USA sind (von zwei Ausnahmen bei den Amplituden des Konsums und des Reallohns einmal abgesehen) den hier ausgewiesenen analogen Statistiken für die Bundesrepublik Deutschland durchaus recht ähnlich.

Da Eigenschaften von Modell und Daten zwischen beiden Studien offenbar nicht gravierend differieren, sind die (simulierten) Standardabweichungen der Statistiken der Schlüssel zum Verständnis unterschiedlicher Schlußfolgerungen. Während diese Arbeit simulierte Standardabweichungen zur Absicherung der Inferenz verwendet, verzichten King und Plosser völlig auf ein solches Instrumentarium. Unterstellt man, daß die Standardfehler der von King und Plosser errechneten Burns-Mitchell-Statistiken von vergleichbarer Größenordnung sind wie die in dieser Arbeit ausgewiesenen, so stellt man zweierlei fest: Erstens müßten bei King und Plosser zwei von fünf ausgewiesenen Konformitätsindizes hochsignifikant sein und zweitens ist die sehr viel kleinere Menge betrachteter Statistiken in King und Plossers Arbeit insofern unglücklich gewählt, als die simulierten Amplituden relativ große Standardfehler haben und insofern keine Handhabe zum „Verwerfen“ des Modells bieten. So betrachten King und Plosser z. B. nur die Amplituden des gesamten Zyklus, die aufgrund großer Standardfehler auch in dieser Studie nicht signifikant sind. Sehr viel aussagekräftiger ist z. B. die (von King und Plosser vernachlässigte) Betrachtung der mittleren monatlichen Zuwächse, die vergleichsweise kleine Standardfehler aufweisen und in dieser Arbeit massive Evidenz gegen das Modell produzieren.

Diese Ergebnisse sprechen freilich nicht notwendigerweise gegen den Real-Business-Cycle-Ansatz insgesamt, da die hier "getesteten" Modelle keine sonderlich reiche Struktur aufweisen und entsprechend sparsam parametrisiert sind. Es ist nicht auszuschließen, daß reichere Modelle des RBC-Typs eine erheblich bessere Datenanpassung zulassen. Damit zeigt sich, daß die Burns-Mitchell-Methodologie sinnvoll eingesetzt werden kann, um Schwächen bestehender Modelle herauszuarbeiten und Hinweise auf mögliche Erweiterungen des Modells zu geben, die dann erneut getestet werden können. So ist die Vielzahl unbefriedigender Statistiken für den modellierten Konsum zusammen mit der Erkenntnis, daß dieser offenbar zu glatt ist, sicherlich ein Hinweis darauf, daß die Spezifikation des Konsumentenverhaltens in Real-Business-Cycle-Modellen unbefriedigend ist. Durch die explizite Berücksichtigung dauerhafter Konsumgüter oder die Modellierung von Konsumgewohnheiten (z. B. in *habit persistence*-Ansätzen) könnte u. U. eine bessere Approximation an empirisch beobachtete Sachverhalte erreicht werden.

Schließlich ist die Evaluation eines Real-Business-Cycle-Modells anhand von Burns-Mitchell-Statistiken auch konzeptionell befriedigender als der Vergleich zwischen vom Modell implizierten und empirisch geschätzten Momente „derselben“ Variablen. Denn die Parametrisierung der Real-Business-Cycle-Modelle wird in der Regel (wie auch in dieser Arbeit) per Kalibrierung vorgenommen. Nun ist es wohl bekannt, daß sich Kalibrierung als eine generalisierte Momentenschätzung (GMM) auffassen läßt und oft genug erläutern Autoren der RBC-Literatur explizit, daß sie die Parameter ihres Modells so wählen, wie es erforderlich ist, um bestimmte theoretische Momente den empirischen Momenten gleich zu setzen. Doch wenn die Distanz zwischen theoretischen und empirischen Momenten bereits zur Parametrisierung benutzt wird, ist es wohl zweifelhaft, ob diese Distanz auch zur Evaluation des Modells noch sinnvoll eingesetzt werden kann. Theoretisch sauberer scheint es dann zu sein, ein neues Kriterium der Evaluation (wie z. B. die Übereinstimmung mit empirischen Burns-Mitchell-Statistiken) zu definieren.

## Anhang

In diesem Anhang sollen die wesentlichen Konzepte des Burns-Mitchell-Ansatzes möglichst genau definiert werden. Es handelt sich freilich nicht um mathematisch exakte Definitionen, sondern lediglich um Begriffsbestimmungen, die das Prinzip erläutern sollen, im Anwendungsfall aber einer weiteren Präzisierung bedürfen. Auch werden den Definitionen in der Anwendung weitere qualifizierende Anforderungen (z. B. über Mindestauern des Referenzzyklus, Nähe benachbarter Wendepunkte etc.) beigelegt, die im Hauptteil der Arbeit größtenteils erwähnt, hier aber nicht mit aufgenommen werden, um den Text der Definitionen nicht über Gebühr aufzublähen.

**Def. Konjunktureller Wendepunkt**

Für eine gegebene Menge ökonomischer Zeitreihen ist ein Zeitpunkt ein konjunktureller Wendepunkt, falls die *Niveaus* dieser Zeitreihen in einer geeignet bestimmten Umgebung dieses Zeitpunktes ein lokales Extremum annehmen. Untere Wendepunkte werden als *trough*, obere als *peaks* bezeichnet.

**Def.: Referenzzyklus**

Der Referenzzyklus ist eine Folge von drei Zeitpunkten, von denen der erste und dritte untere konjunkturelle Wendepunkte (*troughs*) bezeichnen, der zweite aber den oberen konjunkturellen Wendepunkt (*peak*) darstellt. Der letzte untere Wendepunkt eines Referenzzyklus fällt mit dem ersten unteren Wendepunkt des nächsten Referenzzyklus zusammen. Die Folge aller Referenzzyklen während eines gegebenen Zeitpunktes wird als Abbild der unbeobachtbaren Konjunktur angesehen, die dem Verlauf der beobachteten Zeitreihen zugrunde liegt.

**Def.: Phase**

Als Phasen werden Aufschwung und Abschwung unterschieden. Die Aufschwungsphase eines Referenzzyklus besteht aus der Zeit vom ersten unteren Wendepunkt bis zum oberen Wendepunkt, die Abschwungsphase aus der verbleibenden Zeit des Referenzzyklus.

**Def.: Stadium**

Ein Stadium ist eine Untereinheit eines Referenzzyklus. Es werden neun Stadien unterschieden, die eine vollständige (aber nicht disjunkte) Zerlegung eines gegebenen Referenzzyklus darstellen. Stadium I besteht aus den drei Monaten, deren mittlerer den unteren Wendepunkt enthält, Stadium V aus den drei Monaten, deren mittlerer den oberen Wendepunkt enthält und Stadium IX ist identisch mit Stadium I des folgenden Referenzzyklus. Die Zeit zwischen Stadium I und Stadium V (beginnend mit dem Monat nach dem unteren Wendepunkt und endend mit dem Monat vor dem oberen Wendepunkt) wird dann in die drei möglichst gleich großen Stadien II, III und IV disjunkt zerlegt. Analoges gilt für die Stadien VI, VII und VIII der Rezession.

**Def.: Zyklusbasis**

Die Zyklusbasis einer gegebenen Zeitreihe für einen gegebenen Referenzzyklus ist der Mittelwert der Zeitreihe während des Referenzzyklus.

**Def.: Cycle Relative**

Der *cycle relative* einer gegebenen Zeitreihe in einem gegebenen Stadium eines gegebenen Referenzzyklus ist der Quotient aus dem Mittelwert der Zeitreihe während dieses Stadiums und der entsprechenden Zyklusbasis.

**Def.: Monatszuwachs**

Der Monatszuwachs in einer gegebenen Phase ist die durchschnittliche Veränderung des *cycle relatives* einer gegebenen Zeitreihe während dieser Phase. Der Monatszuwachs von einem Stadium zum nächsten ist die durchschnittliche monatliche Veränderung des *cycle relatives* der Zeitreihe im Zeitraum von der Mitte des ersten Stadiums zur Mitte des zweiten Stadiums.

**Def.: Amplitude**

Die Aufschwungamplitude ist die Differenz zwischen den *cycle relatives* einer gegebenen Zeitreihe im Stadium V und im vorgelagerten Stadium I. Die Abschwungamplitude ist die analoge Differenz zwischen den *cycle relatives* in Stadien XI und V. Die Zyklusamplitude ist die Summe der Absolutbeträge von Aufschwung- und Abschwungamplitude.

**Def.: Durchschnittliche Amplitude**

Für eine gegebene Zeitreihe ist die durchschnittliche Amplitude der Mittelwert aller derartigen Amplituden über alle Referenzzyklen.

**Def.: Konformität**

Die Konformität ist ein Index, der ein Maß der Prozyklizität einer gegebenen Zeitreihe darstellt. Für einen gegebenen Zeitraum wird ein Wert von +100 angesetzt, wenn die Zeitreihe sich in diesem Zeitraum prozyklisch verhält und -100, wenn sie sich antizyklisch verhält. Dabei bedeutet prozyklisch hier, daß der Zuwachs in dem Zeitraum positiv in der Aufschwungphase oder negativ in der Abschwungphase ist. Der Durchschnitt dieser Zahlen über alle Referenzzyklen ist die Konformität der Zeitreihe.

**Literaturverzeichnis**

- Adelman, F. und Adelman, I. (1959): The Dynamic Properties of the Klein-Goldberger Model, *Econometrica* 27, S. 596 - 625.
- Artis, M. J., Kontolemis, Z. G., und Osborn, D. R. (1995): Classical Business Cycles for G7 and European Countries, Discussion Paper 9513, University of Manchester.
- Barro, R. J., und Sala i Martin, X. (1990): World Real Interest Rates, NBER Working Paper No. 3317, Cambridge, MA.
- Benhabib, J., Rogerson, R., und Wright, R. (1991): Homework in Macroeconomics: Household Production and Aggregate Fluctuations, *Journal of Political Economy* 99, S. 1166 - 1187.
- Bry, G. und Boschan, C. (1971): Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs, Technical Paper No. 20, NBER, New York.
- Burns, A. F. und Mitchell, W. C. (1946): Measuring Business Cycles, NBER, New York.
- Cooley, T. F. und Hansen, G. D. (1989): The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model, *American Economic Review* 79, S. 733 - 748.
- Correia, I., Neves, J. C., and Rebelo, S. (1995): Business Cycles in a Small Open Economy, *European Economic Review* 39, S. 1089 - 1113.
- Gabisch, G., und Lorenz, H.-W. (1988): Business Cycle Theory, Berlin.
- Greenwood, J., Hercowitz, Z., and Huffman, G. W. (1988): Investment, Capacity Utilization, and the Real Business Cycle, *American Economic Review* 78, S. 402 - 417.
- Hansen, G. D. (1985): Indivisible Labor and the Business Cycle, *Journal of Monetary Economics* 16, S. 309 - 327.
- Klein, L. und Goldberger, A. (1959): An Econometric Model of the United States, 1929 - 1952, Amsterdam.

- Klein, P. A. und Moore, G. H. (1985):* Monitoring Growth Cycles in Market-Oriented Countries, NBER, Cambridge, Mass.
- King, R. G., and Plosser, C. I. (1994):* Real Business Cycles and the Test of the Adamans, *Journal of Monetary Economics* 33, pp. 405 - 438.
- King, R. G., Plosser, C. I., and Rebelo, S. T. (1988a):* Production, Growth, and Business Cycles I. The Basic Neoclassical Model, *Journal of Monetary Economics* 21, pp. 195 - 232.
- (1988b): Production, Growth, and Business Cycles II. New Directions, *Journal of Monetary Economics* 21, pp. 309 - 341.
- Koopmans, T. (1947):* Measurement Without Theory, *Review of Economics and Statistics* 29, S. 161 - 172.
- Kydland, F. E., and Prescott, E. C. (1982):* Time to Build and Aggregate Fluctuations, *Econometrica* 50, pp. 1345 - 1370.
- Lucke, B. (1995):* Non-Walrasian Real Business Cycles II: Stochastic Growth, Diskussionsarbeit Nr. 10 / 95, FU Berlin.
- (1996): On Sampling Properties of Real Business Cycle Models, Diskussionsarbeit Nr. 3 / 96, FU Berlin.
- Maravall, A. (1994):* Unobserved Components in Economic Time Series, erscheint in: Pesaran, H., Schmidt, P., und Wickens, M. (Hrsg.): *The Handbook of Applied Econometrics*, Bd. 1, Oxford.
- Mendoza, E. G. (1991):* Real Business Cycles in a Small Open Economy, *American Economic Review* 81, S. 797 - 818.
- Mintz, I. (1969):* Dating Postwar Business Cycles, NBER, New York.
- Mitchell, W. C. (1913):* Business Cycles, University of California, Berkeley.
- (1927): Business Cycles, The Problem and Its Setting, NBER, New York..
- Prescott, E. C. (1986):* Theory Ahead of Business Cycle Measurement, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25, S. 11 - 44.
- Simkins, S. P. (1994):* Do Real Business Cycle Models Really Exhibit Business Cycle Behavior?, *Journal of Monetary Economics* 33, S. 381 - 404.
- Stadler, G. W. (1994):* Real Business Cycles, *Journal of Economic Literature* 32, S. 1750 - 1783.
- Tichy, G. (1994):* Konjunktur – Stilisierte Fakten, Theorie, Prognose, zweite Auflage, Springer-Verlag, Berlin.
- Watson, M. W. (1993):* Measures of Fit for Calibrated Models, *Journal of Political Economy* 101, S. 1011 - 41.
- (1994): Business Cycle Durations and Postwar Stabilization of the US Economy, *American Economic Review* 84, S. 24 - 46.
- Wen, Y. (1995):* Where's the Beef? The Trivial Dynamics of Real Business Cycle Models, Discussion Paper, University of Iowa.
- White, H. (1982):* Maximum Likelihood Estimation of Misspecified Models, *Econometrica* 50, S. 1 - 25.

## Zusammenfassung

Diese Arbeit wendet die deskriptiv-statistische Methodologie, mit der Arthur F. Burns und Wesley C. Mitchell am National Bureau of Economic Research Konjunkturzyklen zu beschreiben und zu klassifizieren versuchten, auf prototypische Real-Business-Cycle-Modelle an. Dabei werden Wendepunkte des deutschen Konjunkturzyklus mit Hilfe der Bry-Boschan-Prozedur datiert und stilisierte Fakten in Form von Burns-Mitchell-Statistiken erarbeitet. In einer dem Adelman-Test nachempfundenen Simulationsstudie werden diese stilisierten Fakten mit den Implikationen zweier prototypischer Real-Business-Cycle-Modelle konfrontiert. Im Widerspruch zu vorliegenden Untersuchungen mit US-Daten kann mit deutschen Daten erhebliche Evidenz zuungunsten dieser Modelle erarbeitet werden. Dies ist zumindest zum Teil auf eine umfassendere Auswahl der betrachteten Statistiken zurückzuführen.

## Abstract

This paper follows the footprints of Arthur F. Burns and Wesley C. Mitchell in their methodology of business cycle research as developed and implemented at the National Bureau of Economic Research. Turning points of the West German business cycle are identified using the Bry-Boschan procedure and stylized facts expressed as Burns-Mitchell statistics emerge. These stylized facts are used to evaluate two prototype real business cycle models in a simulation study in the spirit of the well-known Adelman test. Contrary to similar exercises with US data, an analysis with German data gives rise to considerable evidence against both models. This is at least partially due to a more comprehensive choice of the Burns-Mitchell statistics considered.

*JEL-Klassifikation: E32*

*Keywords: Burns-Mitchell, Bry-Boschan, Adelman-Test, Real Business Cycle-Model, Measurement Without Theory*