

Graff, Michael

Working Paper

Internationale Konjunkturverbunde

KOF Working Papers, No. 108

Provided in Cooperation with:

KOF Swiss Economic Institute, ETH Zurich

Suggested Citation: Graff, Michael (2005) : Internationale Konjunkturverbunde, KOF Working Papers, No. 108, ETH Zurich, KOF Swiss Economic Institute, Zurich, <https://doi.org/10.3929/ethz-a-005104853>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/50816>

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.

K O F

Konjunkturforschungsstelle
Swiss Institute for
Business Cycle Research

Arbeitspapiere/ Working Papers

Michael Graff

Internationale Konjunkturverbunde

Nr. 108, September 2005

ETH

Eidgenössische Technische Hochschule Zürich
Swiss Federal Institute of Technology Zurich

Michael Graff

Internationale Konjunkturverbunde

Zürich, September 2005

Zusammenfassung:

Dieser Beitrag gibt zunächst eine begriffliche Klärung des Konzepts "internationaler Konjunkturverbund". Danach wird gezeigt, wie mit Rückgriff auf eine einfache Approximation der Variablen "Kapazitätsauslastung" anhand von nur zwei Jahreszeitreihen (Bruttoinlandprodukt und Investitionsquote) eine international vergleichbare Bestimmung der konjunkturellen Position eines Landes erfolgen kann. Angewendet auf 26 entwickelte Länder mit Daten von 1960–2003 erhalten wir 26 Jahreszeitreihen. Diese unterziehen zur Identifizierung von Konjunkturgebern und –nehmern einer paarweise Kreuzkorrelationsanalyse. Anschliessend führen wir eine hierarchische Clusteranalyse durch. Die Zuordnung zu einem Konjunktur-Cluster ist dabei exklusiv und erfolgt auf einer binären Skala (ja/nein). Im nächsten Schritt greifen wir auf die Clusterzuordnung der untersten Ebene zurück, um ökonomische Ähnlichkeiten innerhalb der Cluster herauszuarbeiten. Ein anderes heuristisches Verfahren zur Klärung der Datenstruktur ist die Hauptkomponentenanalyse, welche eine fünfdimensionale Struktur aufzeigt. Länder, die zusammen stark auf einer der Hauptkomponenten laden, können als Konjunkturverbund interpretiert werden. Die Zugehörigkeit ist dabei graduell definiert und nicht auf eine Ländergruppe beschränkt. Die Schweiz ist diesen Analysen zufolge Konjunkturnehmer und mit zwei europäischen Konjunkturverbunden assoziiert.

Stichworte:

Internationale Konjunkturverbunde
Kapazitätsauslastung,
Kreuzkorrelationsanalyse
Clusteranalyse
Hauptkomponentenanalyse

PD Dr. Michael Graff
Senior Economist
ETH Zürich, WEH
Konjunkturforschungsstelle
8092 Zürich
Tel.: ++41 +44 632-4219
E-Mail: michael.graff@kof.gess.ethz.ch

1 Einleitung

Die internationale Konjunkturverflechtung lässt sich allgemein als eine Hierarchie von Zyklen unterschiedlicher regionaler Verbreitung auffassen. Die konjunkturelle Position P eines Landes i zum Zeitpunkt t ist danach potentiell bestimmt von einem landesspezifischen ("ideosynkratischen") Faktor ($I_{i,t}$), von Konjunkturentwicklungen mit regionaler Ausstrahlung ($R_{i,t}$), von Konjunkturentwicklungen, die Gruppen von Ländern mit ähnlichen sozioökonomischen, politischen oder technologischen Charakteristika gemeinsam sind ($S_{i,t}$) sowie von der weltweiten wirtschaftlichen Situation ($W_{i,t}$), so dass

$$C_{it} = f(I_{i,t}, R_{i,t}, S_{i,t}, W_{i,t}).$$

Das Konzept "internationaler Konjunkturverbund" ist dabei von dem der "Weltkonjunktur"¹ zu unterscheiden. In beiden Fällen verläuft der Konjunkturzyklus über mehrere nationalstaatlich abgegrenzte Volkswirtschaften hinweg synchron oder – sofern es Konjunkturgeber und Konjunkturnehmer gibt – mit nur geringer Phasenverschiebung. Im ersten Fall handelt es sich aber immer noch um eine analytisch in Regionen oder Wirtschaftsblöcke abgrenzbare Weltwirtschaft, während im letzteren eine "globalisierte" Weltwirtschaft mit höchstens einem Zentrum als Konjunkturgeber und einer Peripherie als Konjunkturnehmer vorläge.

Bei einer durch Konjunkturverbunde gekennzeichneten Weltwirtschaft wäre für das einzelne Land zu fragen, welchem Konjunkturverbund es zuzurechnen ist und ob es dort eher Konjunkturgeber oder -nehmer ist. Auf der nächsten Ebene wäre das Verhältnis der Konjunkturverbunde untereinander zu analysieren. Dabei ist vieles vorstellbar: ein loses Nebeneinander, eine Hierarchie von Abhängigkeiten oder eine differenzierte Vernetzung, bei der einzelne Länder in unterschiedlich starkem Masse in die verschiedenen Konjunkturverbunde integriert sind, und zwar sowohl als Konjunkturgeber als auch als Konjunkturnehmer. Wesentlich einfacher würde sich die Analyse dagegen im Falle einer einzigen Weltkonjunktur darstellen: In diesem Falle wäre für die einzelnen Länder zu untersuchen, in welchem Masse sie zum Zentrum bzw. zur Peripherie zuzurechnen sind.

Diese analytisch hilfreichen Idealtypen werden nun aber kaum in reiner Form auftreten. Vielmehr ist davon auszugehen, dass Konjunkturprozesse verschiedener Dimensionen gleichzeitig wirksam sind: regionale, nationale, mehrere Volkswirtschaften umfassende sowie weltweite, die sich überlagern, was die Identifikation am einzelnen Beobachtungsobjekt erschwert. Dies impliziert aber auch, dass mit zunehmender Integration der Einzelkonjunkturen auch die Analyse ihre Beobachtungsbasis verbreitern muss.

Die Wirtschaftsgeschichte der letzten Jahrzehnte lässt nun in der Tat eine zunehmende Durchlässigkeit des national definierten Wirtschaftsraums erkennen, wobei die typische Entwicklung aber nicht in Richtung allseitiger Marktöffnungen verläuft.² Charakteristisch ist eher, dass die wirtschaftspolitische Öffnung der Einzelstaaten mit einer Konsolidierung von supranationalen Wirtschaftsräumen einhergeht, die sich im Inneren in mehr oder weniger starkem Ausmass gegeneinander öffnen, nach aussen aber gemeinsam als Block – z. B. als Zollunion oder als gemeinsamer Markt für Güter und/oder Produktionsfaktoren – auftreten. Das typische Muster der wirtschaftlichen Globalisierung ist also zur Zeit die Blockbildung.

¹ Zum Konzept des "Weltkonjunkturzyklus" vgl. GREGORY ET AL. (1997).

² Für eine stilisierte Wirtschaftsgeschichte aus handelspolitischer Sicht vgl. BERGSTEN (2001).

Aus diesem Rahmen fallen vielleicht die USA als die dominierende Volkswirtschaft der zweiten Hälfte des 20. Jahrhunderts.³ Mit dem US-\$ als internationaler Fakturierungs- und Reservewährung, hochliquiden Anlagemärkten, die in Theorie und Praxis praktisch die Referenzgröße für den "sicheren" Zinssatz liefern, sowie einer dynamischen Produktion und Konsumtion trägt die Wirtschaft der USA massgeblich zur internationalen Preisbildung bei und ist wie bislang kein anderes Land an den international bewegten Mengen beteiligt.

Insgesamt ist die Weltwirtschaft somit derzeit wohl am besten als hierarchisch polyzentrisch zu verstehen; wobei die USA nicht nur innerhalb von Konjunkturverbunden, sondern weltweit als Konjunkturgeber in Betracht zu ziehen sind und die übrigen Länder – in unterschiedlicher Ausprägung – in verschiedene Konjunkturverbunde integriert sind.

2 Gründe für internationale Konjunkturverbunde

Die Zyklizität der Konjunktur beruht bei den meisten von Praktikern der Wirtschaftsanalyse zugrunde gelegten Konjunkturtheorien auf Überinvestitionen, die dann zu mehr oder weniger krisenhaften Korrekturen führen bis ein neuer Aufschwung einsetzen kann. Bedingung dafür ist, dass die Marktteilnehmer auf die gleichen Signale reagieren. Dies können Beschäftigungsaussichten, Vermögenserträge, Auftragseingänge, Rohstoffpreise, Lagerbestände, Wechselkurse, die Exportnachfrage oder Nachrichten über Krieg und Frieden u.v.a.m. sein.

In akademischen Zirkeln erfreut sich auch die "Real Business Cycle"-Theorie einer gewissen Beliebtheit. Ausgehend von der Annahme rationaler und informierter Akteure werden Zyklen aus dieser Sicht nur durch exogene Schocks (technische Neuerungen oder politische Eingriffe) ausgelöst.⁴

Etwas abseits sowohl der heute unter Akademikern als auch der unter praktisch orientierten Ökonomen vorherrschenden Deutungsmuster steht Schumpeters Konjunkturtheorie (SCHUMPETER, 1939). Diese führt den Konjunkturzyklus auf Cluster von Innovationen zurück, welche zu einer allgemeinen Prosperitätsphase führen. Die neuen Produkte und Verfahren sichern zum einen den Pionieren Monopolrenten, zum andern führen sie aber auch zur Obsoleszenz von Teilen des überlieferten Kapitalstocks, was Preisanpassungen nach sich zieht. Dadurch wird den Unternehmern, mehr aber noch den Bankiers, die Kalkulationsgrundlage zu unsicher, um weitere genuine Innovationen zu finanzieren, und neben der Imitation des Neuen werden viele Investitionen in spekulativer Absicht getätigt. Mit der erfolgreichen Diffusion der ursprünglichen Innovationen nähert sich die Wirtschaft in der Rezessionsphase wieder einem Gleichgewichtszustand, und die Gewinne gehen gegen null. Hier kann es nun zu einer Depression mit krisenhaften Erscheinungen kommen. Im Normalfall ist aber die während der Rezession erfolgte Preisanpassung bereits die Grundlage für neue innovative Aktivität, die wieder in einem Cluster von Innovationen kulminieren. Die Evidenz für diese Konjunkturtheorie ist zwar bislang spärlich, aber es ist nicht auszuschliessen, dass im Zuge der "Zweiten Industriellen Revolution" (im IT-Bereich) gemeinsame technologische Entwicklungspfade zur Synchronisation von Schumpeterzyklen geführt haben könnten.⁵

Welche Ursachen können nun zur Herausbildung von Konjunkturverbunden führen? Allgemein gesprochen muss eine systematische Gemeinsamkeit im Wirtschaftsablauf verschiedener regio-

³ Vgl. dazu u.a. GREGORY/HEAD (1999) und SIEBERT (2002).

⁴ Vgl. hierzu LUCKE (2002).

⁵ Dies dürfte insbesondere für Länder mit ähnlicher Humankapitalausstattung der Fall sein, die eine schnelle Diffusion ermöglicht; vgl. dazu COMIN/HOBIJN (2004).

naler Einheiten darauf zurückgeführt werden, dass konjunkturelle Triebkräfte über die einzelne Region hinweg wirksam sind.⁶ Dabei kann es sich aus gängiger Sichtweise um Preise, Mengen oder um psychologische Einflussfaktoren – wie zum Beispiel die Konsumentenstimmung oder die "animal spirits" der Unternehmer – handeln.

Hinzu kommen aus Sicht der Schumpeterschen Konjunkturtheorie gemeinsame technologische Entwicklungspfade sowie aus Sicht der "Real Business Cycle"-Theorie das Auftreten supranational wirkender Technologie- oder Politikshocks. Unabhängig davon, wie man die Stichhaltigkeit dieser Theorien bewerten mag – auch sie können zur Erklärung von Konjunkturverbunden herangezogen werden, denn die auslösenden Faktoren haben auch hier eine potentiell internationale Ausstrahlungskraft.⁷

Offensichtlich ist nun bei den angeführten Theorien, dass einige der konjunkturtreibenden Faktoren stärker binnenorientiert wirken als andere, bei denen z.B. der internationale Wirtschaftsverkehr dafür sorgt, dass die verschiedenen Länder im Zeitablauf mit den gleichen oder zumindest sehr ähnlichen Bedingungen konfrontiert werden.

Weiter ist zu berücksichtigen, dass die Konjunkturfaktoren mit internationaler Ausstrahlung sich nicht auf jedes Land in gleichem Masse auswirken. So bedingen geographische, kulturelle und technologische Nähe bzw. Ähnlichkeit tendenziell ähnliche Reaktionen auf die gleichen international gegebenen Umweltzustände oder auf die internationale Nachfrage- und Angebotsituation.

Von Bedeutung ist auch die Marktgrösse, da ein grosser Heimat- bzw. Binnenmarkt *ceteris paribus* mit einem geringeren internationalen Wirtschaftsaustausch einhergeht. Zudem sind grössere Länder tendenziell in geringerem Masse Preisnehmer als andere, und auch mengenmässig sind grössere Länder potentiell dominantere Marktteilnehmer.

Schliesslich ist zu beachten, dass die "konjunkturelle Nähe" kein statischer Umweltzustand ist, sondern durch wirtschaftliche und politische Integration oder Desintegration zu- oder abnehmen kann. So ist z.B. mittlerweile gut dokumentiert, dass der Prozess der europäischen Wirtschaftsintegration die betroffenen Ländergrenzen in den vergangenen Jahren konjunkturdurchlässiger gemacht hat.⁸ Die konjunkturelle Integration ist dennoch bei weitem nicht vollständig; insbesondere der private Konsum, der in der Regel den Grossteil der gesamtwirtschaftlichen Endnachfrage ausmacht, ist weiterhin stark von länderspezifischen Eigenheiten geprägt.⁹ Zudem scheint sich jüngsten Ergebnissen zufolge die in den 80er und frühen 90er Jahren feststellbare Vertiefung der konjunkturellen Integration der EG/EU als ganzes abzuflachen.¹⁰ So können noch immer deutliche Konjunkturverbunde innerhalb Europas sowie konjunkturelle Gleichläufe von europäischen Ländern mit wichtigen aussereuropäischen Ländern und Wirtschaftsräumen identifiziert werden, und die europäischen Ländergrenzen sind weiterhin auch Grenzen für volkswirtschaftliche Konjunkturen.¹¹

⁶ Vgl. hierzu u.a. CLARK/VAN WINCOOP (2001), SIEBERT (2002) und ARTIS (2003).

⁷ NORRBIN/SCHLAGENHAUF (1996) finden "limited support" für "Real Business Cycles" in Form industriespezifischer Zyklen mit internationaler Verbreitung. IMBS (1999) zeigt, dass OECD-Länder mit ähnlichen Spezialisierungen im Bereich der Industrie auch einen ausgeprägten Gleichlauf der Wirtschaftsaktivität aufweisen.

⁸ Vgl. u.a. FATÁS (1997) und SIEBERT (2002).

⁹ Vgl. AMBLER ET AL. (2004).

¹⁰ Vgl. ARTIS (2003).

¹¹ Vgl. CLARK/VAN WINCOOP (2001).

Zusammenfassend können wir an dieser Stelle festhalten, dass die Konjunkturforschung gegenwärtig verschiedene theoretische Erklärungen für das Entstehen und das Bestehen internationaler Konjunkturverbunde anbietet. Potentielle Transmissionsmechanismen, sind vor allem die ausenwirtschaftliche Verflechtung, d.h. der internationale Austausch von Waren und Dienstleistungen und Produktionsfaktoren und monetäre Faktoren wie Bewegungen von Preisen, Wechselkursen, Zinsen und Renditen. Hinzu kommen supranational wirkende Schocks, technologische Entwicklungen sowie psychologische Faktoren mit internationaler Verbreitung, wie die Konsumentenstimmung, die Beurteilung der Geschäftsaussichten oder Veränderungen der Präferenzen. Konjunktur ist also ein mehr oder weniger internationales Phänomen. Global sollte sich die Konjunktur daher als ein vielschichtiges Geflecht von Einzelkonjunkturen, Regionalkonjunkturen, Industriekonjunkturen und weltweit wirksamen Entwicklungen darstellen. Weiter ist zu erwarten, dass kleinere Volkswirtschaften tendenziell eher Konjunkturnehmer sind und grössere eher Konjunkturgeber.

3 Vorliegende Studien über internationale Konjunkturverbunde

Im folgenden wird eine Übersicht über die Methoden und die Ergebnisse von jüngeren empirischen Studien zu internationalen Konjunkturverbunden gegeben.

Den meisten Versuchen, auf empirische Weise internationale Konjunkturverbunde zu identifizieren und zu charakterisieren liegt – zumindest implizit – das NBER-Konzept von BURNS/MITCHELL (1946) zugrunde, wonach der Konjunkturzyklus aus einer gemeinsamen konjunkturellen Bewegung verschiedener volkswirtschaftlicher Grössen besteht.

Dieser Auffassung entsprechend, aber mit neuesten Methoden, versuchen verschiedene aktuelle Studien, internationale Konjunkturverbunde empirisch als dynamische Faktormodelle zu spezifizieren.¹² Dazu wird in einem mehrdimensionalen Variablenraum von Zeitreihen ökonomischer Variablen ausgewählter Länder¹³ eine geringerdimensionale Anzahl gemeinsamer Faktoren bestimmt, deren Kovarianzstruktur im Zeitablauf als veränderlich modelliert wird. Die ersten Resultate dieses Ansatzes sind vielversprechend. So zeigt sich, dass das Faktormodell hinreichend allgemein ist, um bei einer Vielzahl von ökonomischen Datensätzen mittels des ersten Faktors charakteristische Bewegungsmuster konjunktureller Art zu identifizieren, und Studien, die eine grössere Anzahl von Ländern berücksichtigen, finden in der Regel die aus theoretischer Sicht zu erwartende hierarchische Struktur, in der Konjunkturzyklen und gemeinsame Schocks mit unterschiedlicher Verbreitung sich gegenseitig überlagern. Aufschlussreich ist auch der Befund, dass die weltweit wirksame Komponente massgeblich von Schocks getrieben wird, während zyklische Bewegungen eher regionaler Natur sind.¹⁴

Besonders erwähnt sei aus der Gruppe der Untersuchungen, die auf dynamische Faktormodelle zurückgreifen noch die Arbeit von KOSE ET AL. (2003). Diese Autoren unterziehen drei aus den "Penn World Tables" entnommene Jahreszeitreihen für Output, Konsum Investition über Länder von 1960–1990 einer dynamischen Faktoranalyse und identifizieren dabei einen "Weltfaktor" sowie die Regionalfaktoren "Nordamerika", "Europa", "Ozeanien", "Lateinamerika", "Afrika" und "Asien

¹² Vgl. z.B. NORRIN/SCHLAGENHAUF (1996), GREGORY ET AL. (1997), FORNI ET AL. (2001), KOSE ET AL. (2003) und MARCELLINO ET AL. (2003).

¹³ Dynamische Faktormodelle sind natürlich auch zur Identifikation von Konjunkturen nach dem NBER-Konzept innerhalb *eines* Landes oder *einer* Region geeignet, vgl. z.B. STOCK/WATSON (1999), BANDHOLZ/FUNKE (2003) und MARIANO/MURASAWA (2003).

¹⁴ Vgl. MALEK MANSOUR (2003).

(reich)" sowie "Asien (arm)". Diese Untersuchung ist insoweit bemerkenswert als sie auf ein vergleichsweise breites Ländersample zurückgreift,¹⁵ wodurch – im Unterschied zum Gros der übrigen Studien – die in der Analyse aufgezeigte Mehrebenen-Struktur der Konjunktur ein überzeugenderes Bild der Weltkonjunktur ergibt als es Studien mit kleineren Ländergruppen erlauben. Ein Resultat dabei ist, dass der "Weltfaktor", der offensichtlich die weltweiten Angebotsschocks repräsentiert, bereits einen beträchtlichen Anteil der Gesamtfluktuationen erklärt. Ausserdem ist die konjunkturelle Integration innerhalb der entwickelten Länder ausgeprägter als in ärmeren Teilen der Welt. Innerhalb der entwickelten Regionen ist der nordamerikanische Konjunkturverbund (die NAFTA-Länder umfassend) der Bereich der stärksten Integration. Weiter bestätigt diese Untersuchung, dass Verbrauch und Investition weniger international integriert sind als die umfassendere Grösse Output.

Ein Nachteil bei der dynamischen Faktoranalyse sind allerdings die hohen Anforderungen an die Datenbasis – benötigt werden mehrere über verschiedene Länder hinweg konsistent gemessene Zeitreihen aussagefähiger Konjunkturindikatoren – und der Berechnungsaufwand, der den Rahmen herkömmlicher ökonometrischer Verfahren deutlich übersteigt. Die vorliegende empirische Literatur zu internationalen Konjunkturverbunden greift daher nach wie vor auch auf weniger komplexe Verfahren zurück, und die resultierenden Ergebnisse sind nicht weniger aufschlussreich.

So untersuchen CHRISTODOULAKIS ET AL. (1995) tiefpassgefilterte Quartalsreihen der EU-Länder auf aussagefähige Kreuzkorrelationen und finden einen ausgeprägten Gleichlauf bei der BIP-Wachstumsrate, woraus die Autoren schliessen, dass die damalige EU einen Konjunkturverbund konstituiert. AMBLER ET AL. (2004) berechnen für eine Reihe von entwickelten Ländern paarweise Kreuzkorrelationen verschiedener makroökonomischer Wirtschaftsindikatoren und finden zahlreiche positive, wenngleich wenig ausgeprägte Zusammenhänge. Nur der private Konsum zeigt kaum internationale Korrelation. LUMSDAINE/PRASAD (2003) identifizieren anhand einer zeitlich variierenden Gewichtungsmatrix, die sie aus "stilisierten Fakten" nationaler und internationaler Konjunkturereignisse herleiten, einen europäischen und einen Weltkonjunkturfaktor. ARTIS/ZHANG (2001) identifizieren anhand eines auf der Theorie des optimalen Währungsraumes fussenden Datensatzes für eine Auswahl von OECD-Ländern anhand einer hierarchischen Clusteranalyse eine an Deutschland angelehnte Kern-Gruppe (Deutschland, Frankreich, Niederlande, Belgien und Österreich), eine "nördliche" Peripherie-Gruppe (Dänemark, Irland, UK, Schweiz, Schweden, Norwegen und Finnland), eine "südliche" Peripherie-Gruppe (Italien, Spanien, Portugal und Griechenland), eine nordamerikanische Gruppe (USA und Kanada) sowie als konjunkturellen Einzelgänger Japan. Schliesslich sei noch die Arbeit von ARTIS (2003) erwähnt, in der für eine gegenüber ARTIS/ZHANG (2001) deutlich vergrösserte Auswahl von OECD-Ländern ein auf Kreuzkorrelationen des BIP-Verlauf beruhendes Dissimilaritätsmass konstruiert und einer hierarchischen Clusteranalyse unterzogen wird. Es zeigt sich auch hier, dass Länder mit sozioökonomischen Gemeinsamkeiten Cluster bilden, die nicht der Abgrenzung der dominierenden Wirtschaftsböcke entsprechen.¹⁶

¹⁵ Die Erweiterung des üblichen Samples von rund 20 Ländern auf 60 hat natürlich ihren Preis. So analysieren KOSE ET AL. jährliche statt der üblichen Quartalsreihen, und die Qualität der für die weniger entwickelten Länder in den "Penn World Tables" angeführten Daten ist stellenweise äusserst zweifelhaft. (Vgl. hierzu Abschnitt 4.1 des vorliegenden Beitrags.)

¹⁶ So finden sich auf der untersten Ebene z.B. Deutschland und Österreich, Kanada und Australien sowie Neuseeland und Süd-Korea im jeweils gleichen Cluster. Hinzugefügt sei, dass sich aus Sicht des Verfassers erstaunlicherweise empirische Untersuchungen zu Konjunkturverbunden nur in Einzelfällen der hierarchischen Clusteranalyse bedienen, obwohl dieses Instrument als heuristisches Verfahren zur Identifikation von konjunkturellen Verflechtungen wertvolle Beiträge leisten kann. (Vgl. dazu Abschnitt 4.2 des vorliegenden Beitrags.)

Zusammenfassend halten wir an dieser Stelle fest, dass die in der jüngeren Vergangenheit vorgelegten empirischen Studien über internationale Konjunkturverbunde im wesentlichen das theoretisch vorauszusagende Bild einer hierarchisch-polyzentrischen Verflechtung auf verschiedenen Ebenen bestätigen. Ferner wird der Zusammenhang am deutlichsten, wenn das Bruttoinlandprodukt oder ein anderer Indikator für die Wertschöpfung betrachtet wird, der den Aussenhandel einschliesst; die Binnennachfragekomponenten Konsum und Investition sind konjunkturell weit weniger stark international integriert. Bei den makroökonomischen Reihen, deren gemeinsame Bewegung zur Identifizierung von konjunktureller Verflechtung herangezogen wird, dominieren bei dynamischen Faktoranalysen Bündel aus Indikatoren. Ansonsten werden einzelne Reihen betrachtet, und zwar vor allem das Bruttoinlandprodukt, der Konsum und die Investitionen. Widersprüchlich beantwortet wird die Frage, ob die internationale Konjunkturintegration in den letzten Jahrzehnten zugenommen hat, und auch hinsichtlich der Zuordnung einzelner Länder zu bestimmten Konjunkturverbunden zeigen sich von Studie zu Studie Unterschiede, wofür nicht zuletzt die zuweilen schmale Datenbasis der typischen Untersuchungen verantwortlich sein dürfte, die sich auf eine Auswahl von wenigen bis zu etwa zwei Dutzend Ländern stützen.

Schliesslich sei festgehalten, dass das Phänomen der internationalen Konjunkturverflechtung mit sehr unterschiedlichen Methoden analysiert wird, wobei zur Zeit die von den technischen und Datenanforderungen vergleichsweise anspruchsvolle dynamische Faktoranalyse vorherrscht, aber auch die Analyse von Kreuzkorrelationen ist ein regelmässig beschrittener Weg. Wenig verbreitet ist dagegen bislang in diesem Forschungsfeld das vom Design her dem Untersuchungsgegenstand angemessene Instrument der hierarchischen Clusteranalyse.

4 Eine empirische Analyse anhand des Kapitalkoeffizienten

Die empirische Forschung bedient sich zur Identifizierung von Konjunkturverbunden verschiedener Verfahren, die jeweils unterschiedliche Vor- und Nachteile aufweise.

So ist die dynamische Faktorenanalyse eine theoretisch nachvollziehbare Implementierung des NBER-Konzepts, welches Konjunktur als Gleichlauf einer Vielzahl makroökonomischer Reihen auffasst. Für die empirische Implementierung stellt aber die Datenverfügbarkeit eine hohe Hürde dar, sofern die Analyse nicht auf wenige Länder mit solider statistischer Datenbasis beschränkt bleiben soll.

Die Korrelationsanalyse einzelner Reihen wie des Bruttoinlandprodukts, des Konsums oder der Investitionen ermöglicht dagegen eine deutliche Verbreiterung des Länderquerschnitts, was für die empirische Implementierung des Konzepts einer hierarchisch aufgebauten "Weltkonjunktur" von grossem Vorteil ist. Auf der anderen Seite ist aber die Erfassung der konjunkturellen Position anhand solcher Einzelreihen nur sehr eingeschränkt möglich, denn die Konjunktur manifestiert sich nicht in den Niveaus oder den Wachstumsraten dieser Reihen, sondern in der Über- oder Unterauslastung der produktiven Ressourcen einer Volkswirtschaft.

Im folgenden wird daher der Versuch unternommen, die vorliegende empirische Literatur zum internationalen Konjunkturzusammenhang um einen Ansatz zu erweitern, der einerseits vergleichsweise geringe Anforderungen an die Daten stellt und somit zur Analyse von Samples geeignet ist, die auch weniger entwickelte Länder umfassen, dabei aber auf ein theoretisch möglichst solides Mass für die konjunkturelle Position zurückgreift.

4.1 Eine neues Mass für die konjunkturelle Entwicklung

Auf welche Daten können wir für unser Vorhaben zur vergleichbaren, transparenten und auf wenige Daten angewiesenen Bestimmung der konjunkturellen Position verschiedener Länder im Zeitablauf zurückgreifen?

Ein hierfür zunächst in Betracht zu ziehendes Mass wäre die Arbeitslosigkeit $(A_t^* - A_t)/A_t^*$, wobei A_t^* das Arbeitskräftepotential bezeichnet und A_t das zum Zeitpunkt t realisierte tatsächliche Beschäftigungsvolumen. Dies ist angesichts der Datenlage für international und intertemporale Vergleiche jedoch so gut wie aussichtslos. Hinzu kommt, dass die Arbeitsauslastung der Konjunktur tendenziell nachläuft und zudem weit weniger konjunkturreegibler ist als die Sachkapitalauslastung.

Weniger kritisch in bezug auf den Gleichlauf mit der Konjunktur und die Konjunkturreegibilität ist der sogenannte "Output Gap" $(Y_t - Y_t^*)/Y_t^*$, der als die relative Abweichung des zum Zeitpunkt t beobachtbaren Outputs Y von seinem Gleichgewichts- bzw. Potential- oder Normalauslastungswert Y^* definiert ist. Der Output Gap ist ein theoretisch einleuchtendes Konzept und daher unter Theoretikern wie Praktikern weit verbreitet. Unglücklicherweise steht und fällt das Konzept für praktische Anwendungen mit der Bestimmung von Y^* , einer inhärent unbeobachtbaren Variablen.¹⁷ Idealerweise müsste hierzu eine makroökonomische Produktionsfunktion spezifiziert und mit Gleichgewichts-Zeitreihen aller Inputs zur Berechnung des gleichgewichtigen Outputpfades Y_t^* herangezogen werden. Da dieser Weg mit mannigfaltigen Unsicherheiten behaftet ist, wird praktisch meist auf ein statistisches Verfahren zurückgegriffen, welches darin besteht, mit einem Tiefpassfilter den Trend der Y_t -Reihe zu isolieren und diesen als die Gleichgewichtszeitreihe Y_t^* aufzufassen. Diese statistische Operationalisierung besticht durch ihre Einfachheit, die Annahme "univariater Trend = Potential" hat aber die aus konjunkturtheoretischer Sicht entscheidende Schwäche, alle weiteren Informationen zu ignorieren, die zu einer Korrektur des Potentials führen könnten. Exogene Schocks oder technologische Entwicklungen, die zu persistenten Niveauveränderungen beim Produktionspotential führen, werden dabei ebenso ignoriert wie Veränderungen im Bestand der akkumulierbaren Produktionsfaktoren Sach- und Humankapital aufgrund vermehrter oder negativer Nettoinvestition. Besonders kritisch erscheinen dabei die letztgenannten Punkte: während Schocks beim beobachteten Output, die vom Tiefpassfilter herausgefiltert werden, im statistischen Output Gap zu Recht als Abweichungen vom Potential erscheinen, müssten technologische Entwicklungen oder Veränderungen der Kapitalausstattungen bei der Potentialbestimmung berücksichtigt werden. Darauf beruhende Zunahmen oder Verminderungen des Output werden vom statistischen Output Gap aber fälschlicherweise als konjunkturelle Erscheinungen ausgewiesen.

Um diesem Fehler entgegenzuwirken, sollte bei der Bestimmung der konjunkturellen Position wenn möglich direkt auf Information über die Entwicklung des Produktionspotentials zurückgegriffen werden. Ein Schritt in diese Richtung besteht nun darin, nicht nur die Entwicklung von Y_t zu betrachten, sondern auch die des Kapitalstocks K_t , dem in für konjunkturelle Analysen entscheidenden Bestimmungsfaktor des Potentialoutputs. Bei einer kurzfristigen Produktionsfunktion vom Typ

$$Y_t = f(K_t)$$

ist somit die Kapitalproduktivität $(Y/K)_t$ bzw. der Kapitalkoeffizient $v_t = (K/Y)_t$ der einzige Technologieparameter. Bei diesem modifizierten Ansatz zur Bestimmung der konjunkturellen Position eines Landes betrachten wir also nicht die Zeitreihe Y_t , sondern die des Kapitalkoeffizienten v_t . Damit erfassen wir nun auch diejenigen Potentialänderungen, die auf eine Veränderung von K zurückge-

¹⁷ Vgl. hierzu GRAFF (2004).

hen. Noch nicht berücksichtigt sind technologische Veränderungen. Eine stationäre Technologie würde Konstanz von v implizieren; evolutionäre Veränderungen der Technologie dagegen eine allmähliche Entwicklung von v_t . Diese Überlegungen führen uns nun direkt zu einem gegenüber dem statistischen Output Gap substantiell verbesserten Mass für die Konjunktur, welches auf der Tiefpassfilterung der Reihe v_t beruht. Die resultierende Trendreihe des Kapitalkoeffizienten v_t^* interpretieren wir dabei als die Reihe, welche die Entwicklung der Technologie f approximiert, und das Verhältnis von Trendkapitalkoeffizient zu beobachtetem Kapitalkoeffizienten $ALQ_t = v_t^*/v_t$ gibt den Auslastungsgrad des mittels K_t gemessenen Produktionspotentials bei gegebener Technologie v_t^* wieder. Unser Mass schwankt konstruktionsbedingt um den Wert eins und ist damit leicht zu interpretieren. Im Unterschied zu den vorherrschenden univariat bestimmten Auslastungsmassen wie dem Output Gap $(Y_t - Y_t^*)/Y_t^*$ oder der Arbeitslosigkeit $(A_t^* - A_t)/A_t^*$ ist unser Mass v_t^*/v_t aber theoretisch weniger beschränkt und empirisch weniger informationsineffizient.

Verfahren zur Bestimmung der konjunkturellen Position, die auf der Analyse des beobachtbaren Kapitalkoeffizienten im Zeitverlauf basieren, sind zwar nicht neu,¹⁸ im Laufe der letzten Jahre, die vom Output Gap als Konjunkturmass dominiert waren, aber ein wenig in Vergessenheit geraten, so dass unsere Methode an ältere und heute kaum gebräuchliche Verfahren anknüpft. Neu ist bei unserem Ansatz gegenüber den Prototypen aus den 60er und 70er Jahren die Bestimmung von v^* mit einem Tiefpassfilter, wogegen die früheren Ansätze weniger Flexibilität einräumten und entweder von einem konstanten Kapitalkoeffizienten ausgingen oder diesen als linearen Trend modellierten.

Länderstichprobe

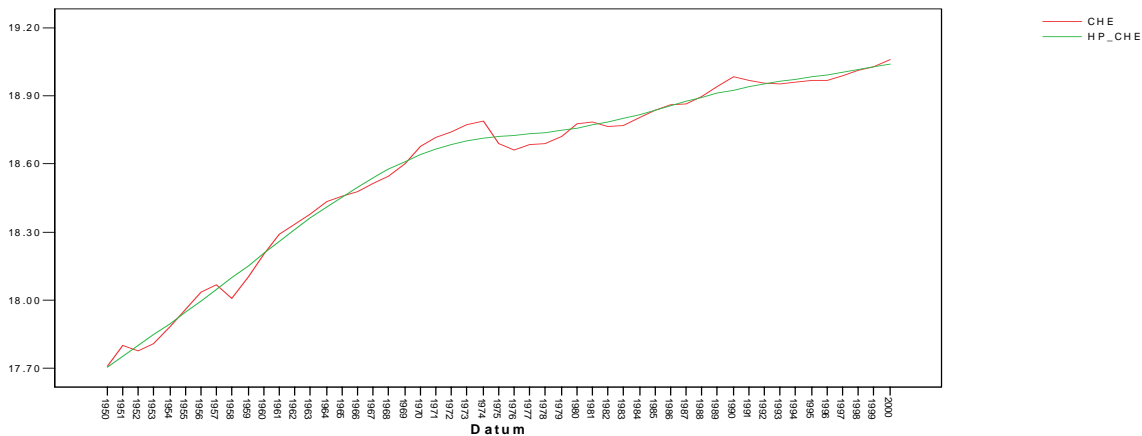
Einer der Vorteile unseres Verfahrens zur Bestimmung der konjunkturellen Position eines Landes ist, mit vergleichsweise *wenigen* Daten auszukommen. Diese müssen aber qualitativen Mindestansprüchen genügen. Die für die Berechnung von v benötigten Angaben zu Y entnehmen wir direkt den "Penn World Tables" in der jüngsten Version 6.1. In dieser Datenbank sind entsprechende Angaben für über 150 Länder enthalten. Von Forschern, die sich dieser Daten bedienen, wird allerdings oft übersehen, dass die Datenqualität recht unterschiedlich ist und Hinweise darauf in der Einstufung von "grade A" bis "grade D" mitgeliefert werden. Bei Ländern ausserhalb der besten Einstufungen A und B sind kaum oder keine Benchmark-Daten vorhanden, und die angeführten Werte sind mehr oder weniger verlässliche Schätzungen oder Extrapolationen. Die Verwendung solcher Werte mag in bestimmten Fällen besser sein als ein gänzlicher Verzicht auf die Einbeziehung des betreffenden Landes in die Analyse. In unserem Fall ist es allerdings von grundsätzlicher Bedeutung, dass die analysierten Reihen Y_t tatsächlich Informationen über den Konjunkturverlauf eines Landes wiedergeben, was bei extrapolierten oder geschätzten Daten in der Regel nicht der Fall sein dürfte. Aus diesem Grund führen wir als Voruntersuchung eine Inspektion der Y_t -Jahreszeitreihen durch.

Abbildung 1 zeigt den Befund für die Schweiz, ein "grade A"-Land. Die Entwicklung von $\ln Y_t$ verläuft zwar nicht stetig, aber der Vergleich mit dem aus einer Hodrick-Prescott-Filterung¹⁹ resultierenden Trendverlauf zeigt, dass die Abweichung vom Trend, d.h. der Output Gap, ein mit der Konjunkturgeschichte der Schweiz vereinbares Muster und eine plausible Grössenordnung aufweist.

¹⁸ Vgl. z.B. schon PHILLIPS (1963), KRENGEL (1964), KLEIN/PRESTON (1967), SCHÖNFELD (1967), KLEIN (1969), FLECK (1973) und OPPENLÄNDER (1976).

¹⁹ Vgl. HODRICK/PRESCOTT (1997). Zur Bestimmung eines "Trend-BIP" greifen, abgesehen von den Protagonisten selbst, u.v.a. CHRISTODOULAKIS ET AL. (1995), RAZZAK (2001) und ARTIS (2003) auf den oder Elemente des Hodrick-Prescott-Filters zurück. Den Glättungsparameter setzen wir wie für Jahreszahlen empfohlen auf $\lambda = 100$.

Abbildung 1: $\ln Y$, in Mio. PPP\$, Schweiz (PWT "grade A")



Auch die Gruppe "grade B" zeigt plausible Verläufe von Y_t , wie in Abbildung 2 am Beispiel Neuseelands zu sehen ist.

Abbildung 2: $\ln Y$, in Mio. PPP\$, Neuseeland (PWT "grade B")



Anders verhält es sich mit Ländern, die den Datenqualitätsklassen C und D zugeordnet sind, wie die Abbildungen 3 bis 5 zeigen ("grade C": Sierra Leone, "grade D": Zentralafrikanische Republik und Tschad). Die Reihen Y_t sind in diesen Fällen derart volatil und weisen z.T. völlig unnachvollziehbare Sprünge und Zacken (vgl. Abbildung 5) auf, dass wir für unsere Zwecke von der Verwendung solcher Daten Abstand nehmen. Im Resultat umfasst unsere Länderstichprobe daher 26 Länder der Datenqualitätsklassen A und B.²⁰

²⁰ Es handelt sich um alle Länder, die in den "Penn World Tables" Version 6.1. mit grade A oder B klassifiziert sind mit Ausnahme von Israel, der Türkei und Singapur, bei denen uns die Zeitreihen aufgrund nicht nachvollziehbarer Sprünge nicht ausreichend vertrauenerweckend erscheinen. (Vermutlich liegen die Probleme im Bereich der BIP-Deflatoren). Eine Weiterführung dieses Ansatzes mit einer erweiterten Stichprobe ist beabsichtigt. Eine erste Inspektion vorhandener Datensätze zeigt, dass die "World Development Indicators" der Weltbank weniger unplausible Verläufe aufweisen. Wenn dies nicht das Resultat einer Glättung ebenso fragwürdiger Ausgangsdaten ist, könnte diese Datenbasis die beabsichtigte Erweiterung des Länderumfanges ermöglichen.

Abbildung 3: ln Y, in Mio. PPP\$, Sierra Leone (PWT "grade C")



Abbildung 4: ln Y, in Mio. PPP\$, Zentralafrikanische Republik (PWT "grade D")

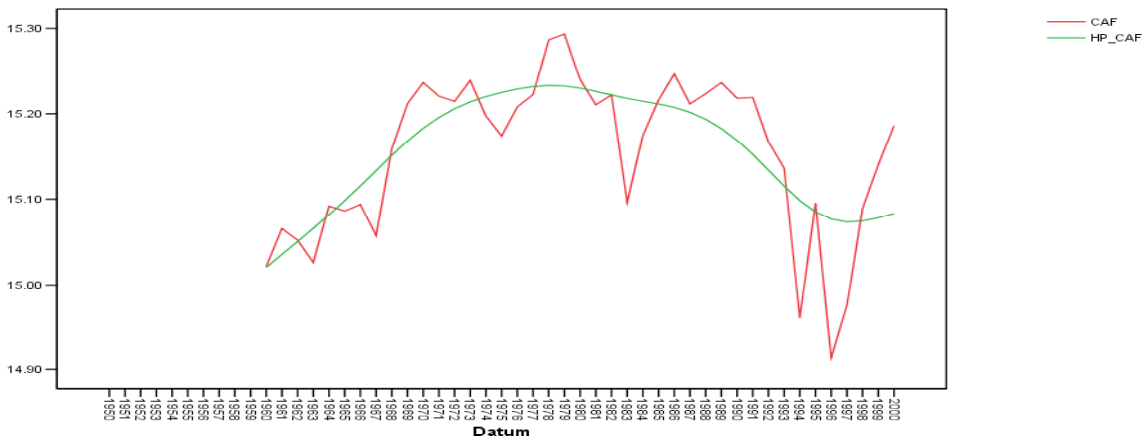


Abbildung 5: ln Y, in Mio. PPP\$, Tschad (PWT "grade D")



Kapitalstockzeitreihen

International vergleichbare Angaben zum Sachkapital K liegen nicht vor.²¹ Der Sachkapitalbestand für die Länder unserer Untersuchung muss daher geschätzt werden. Dies erfolgt mit Hilfe der sogenannten "Perpetual Inventory"-Methode,²² die sich die Identität zunutze macht, nach welcher der Kapitalstock einer Periode K_t gleich dem Kapitalstock der Vorperiode abzüglich der Abschreibung und zuzüglich der Bruttoinvestition I der Vorperiode ist, so dass:

$$K_t = K_{t-1} (1 - \delta) + I_{t-1} .$$

Unter Zugrundelegung eines Anfangswertes K_0 lassen sich auf diese Weise Zeitreihen für den Kapitalstock berechnen. Bei dieser Vorgehensweise ist allerdings zu klären, wie der Kapitalstock in der Basisperiode bestimmt, und welche Abschreibungsrate bei der Berechnung der Kapitalstockzeitreihen zugrundegelegt werden soll. Ein auf nur wenigen Annahmen beruhendes Verfahren zur Schätzung des Kapitalstocks in der Basisperiode wird von HARBERGER (1978) vorgeschlagen: Ausgehend von einer konstanten Wachstumsrate des Kapitalstocks w^* und der Identität von Bruttoinvestition mit Ersatzinvestition δK plus Nettoinvestition $w^* K$ gilt:

$$I_0 = \delta K_0 + w^* K_0 = (\delta + w^*) K_0 .$$

Der Kapitalstock im Basisjahr lässt sich daher formulieren als

$$K_0 = I_0 / (\delta + w^*) .$$

Zur Bestimmung von I_0 glätten wir die Zeitreihen für I/Y und Y aus den "Penn World Tables" mit dem Hodrick-Prescott-Filter, multiplizieren die Trendwerte und greifen dann auf den ersten resultierenden Trendwert I_t^* zurück. Unbekannt ist ferner die "gleichgewichtige" Wachstumsrate des Kapitalstocks w^* . Unter der Annahme eines konstanten Kapitalkoeffizienten²³ ist aber die unbekannte Wachstumsrate des Kapitalstocks w^* gleich der bekannten Wachstumsrate des Volkseinkommens. Es bleibt dann noch die Bestimmung der Abschreibungsrate δ . Diese sollte nicht im technischen Sinne verstanden werden und damit eher tief angesetzt werden, da aus ökonomischer Sicht mit der Abschreibungsrate sowohl der materiellen Abnutzung des Sachkapitals als auch der Obsoleszenz technisch noch funktionsfähigen Sachkapitals aufgrund des Einsatzes neuer, überlegener Kapitalgüter Rechnung getragen werden muss. Ein Blick auf an anderer Stelle verwendete Abschreibungsraten zeigt, dass für δ ein aus makroökonomischer Sicht unter Einschluss der Obsoleszenz ein Wert von etwa 10% als plausibel angesehen werden kann.²⁴ Dieser Wert soll daher auch in der vorliegenden Untersuchung verwendet werden. Damit kann für jedes Land der Kapitalstock im Basisjahr K_0 und mit den Zeitreihen zur Bruttoinvestition I_t die Kapitalstockzeitreihe

$$K_t = K_0 (1 - \delta)^t + \sum I_i (1 - \delta)^{t-1-i}$$

21 In den "Penn World Tables" 6.1 finden sich keine Angaben zum Sachkapital mehr, wogegen in der früheren Version 5.6 noch für einen Teil der Länder Schätzungen zum Sachkapitalbestand ausgewiesen waren.

22 Eine Übersicht über Methoden der Kapitalstockschätzung geben DADKHAH/ZAHEDI (1990).

23 Es handelt sich dabei um den vierten der "stilisierten Fakten", welche KALDOR (1961) der Wachstumstheorie zu erklären auftrag. Empirische Evidenz für eine langfristige Konstanz des Kapitalkoeffizienten in sieben Ländern seit 1870 findet sich bei ROMER (1989); für die annähernde Konstanz des Kapitalkoeffizienten in den USA in der ersten Hälfte des 20. Jahrhunderts vgl. KLEIN/KOSOBUD (1961).

24 KING/REBELO (1990: S130) stellen z.B. fest, dass eine Sachkapitalabschreibungsrate von 10% in Übereinstimmung mit "US-long-term experience" steht. KING/LEVINE (1994) wählen für ihre empirische Untersuchung eine etwas geringere Rate von 7%. BENHABIB/SPIEGEL (1994) wählen für ihre Länderquerschnittsuntersuchungen zur Kapitalstockschätzung ebenfalls eine Abschreibungsrate von 7% berichten aber, dass die geschätzten Parameter ihrer Wachstumsgleichung robust gegenüber Veränderungen von δ auf 0,04 und 0,1 sind.

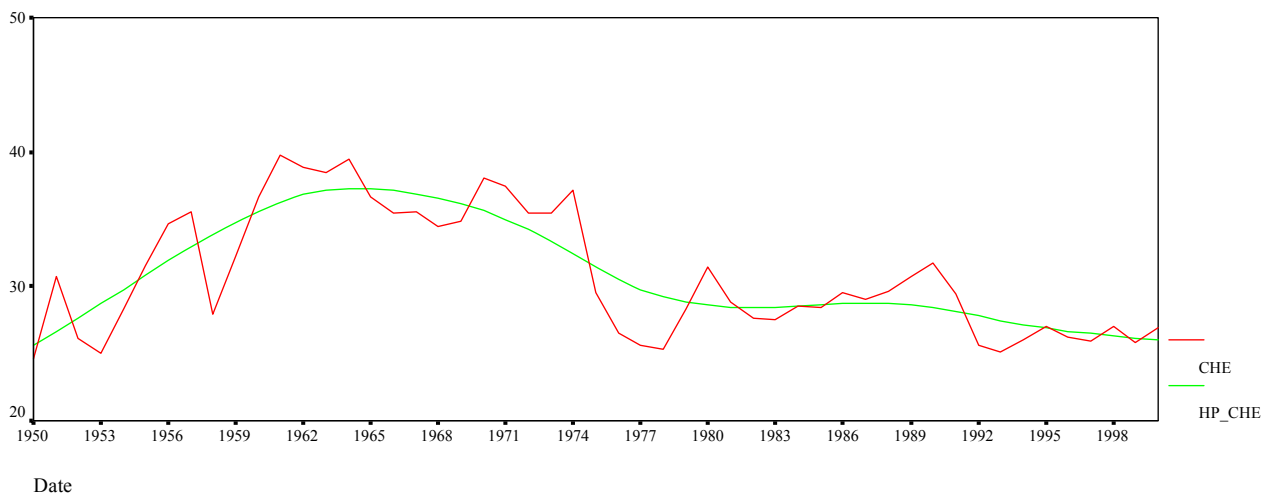
berechnet werden, wobei die Summe von $i = 0$ bis $t-1$ läuft. Die Zeitreihen zur Investition reichen für unsere 26 Länder zurück bis 1950, und wir berücksichtigen für jedes Land die Investitionszeitreihen beginnend mit der am weitesten zurückreichenden Angabe, denn mit zunehmender Zeitdauer verlieren durch die lineare Abschreibung die Ungenauigkeiten bei der Schätzung des Kapitalstocks im Basisjahr an Bedeutung.

Wir verfügen somit nach einigen wenigen und transparenten Operationen mit den Jahreszeitreihen Y_t und K_t über alle im weiteren zur Bestimmung der konjunkturellen Position unserer 26 Länder anhand des Kapitalkoeffizienten v_t benötigten Daten. Zur Bestimmung des Trend-Kapitalkoeffizienten greifen wir auf einen in der angewandten Konjunkturanalyse verbreiteten Tiefpassfilter – den Hodrick-Prescott-Filter – zurück. Da wir an einer explorativen Ex-post-Rückschau interessiert sind, fällt dabei der hauptsächlichliche Nachteil dieses Filters, die Randwertinstabilität,²⁵ nicht ins Gewicht, und von Vorteil ist die leichte Implementierung mit nur einer exogen zu bestimmenden Vorgabe, dem Glättungsparameter λ , den wir wie bereits oben auf 100 setzen, womit eine exakte Reproduzierbarkeit unserer Berechnungen gewährleistet ist.

Berechnung von ALQ

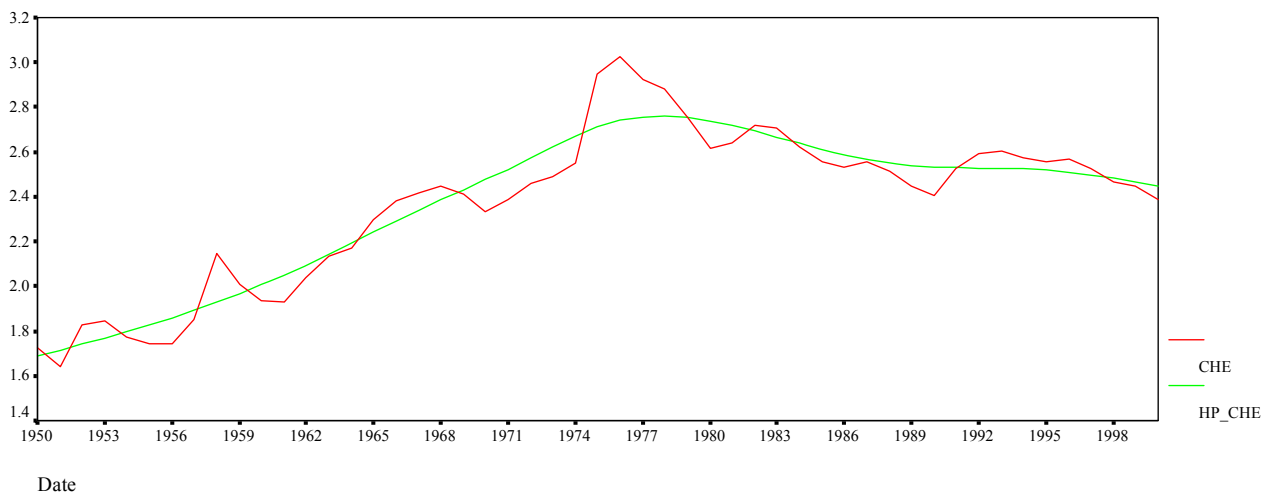
Im folgenden illustrieren wir am Beispiel der Schweiz die Schritte, die wir bei allen 26 Ländern der Stichprobe zur Berechnung unseres konjunkturellen Auslastungsmasses ALQ_t durchführen. Abbildung 6 zeigt die Ausgangsreihe und die entsprechende tiefpassgefilterte Reihe der Investitionsquote I/Y , an der wir links den Startwert $(I/Y)^*_{1950}$ ablesen.

Abbildung 6: I/Y und $(I/Y)^*$, Schweiz, 1950–2000



Zur Berechnung von I^*_{1950} multiplizieren wir $(I/Y)^*_{1950}$ mit Y^*_{1950} (oben wiedergegeben in Abbildung 1). Mit diesen Startwerten berechnen wir die Zeitreihen K_t wie geschildert von 1950–2000 und sodann $v_t = K_t/Y_t$. Abbildung 7 zeigt den resultierenden Verlauf von v_t sowie der entsprechenden tiefpassgefilterten Reihe v^*_t .

²⁵ Vgl. hierzu GRAFF (2004).

Abbildung 7: v und v^* , Schweiz, 1950–2000

Bei normaler Auslastung gilt $v_t = v^*_t \Leftrightarrow ALQ_t = v^*_t / v_t = 1$. In Situationen mit konjunktureller Unterauslastung beobachten wir $v_t > v^*_t \Leftrightarrow ALQ < 1$, und in Situationen konjunktureller Überauslastung ist $v_t < v^*_t \Leftrightarrow ALQ > 1$.

Plausibilitätsüberprüfung

Wie plausibel sind nun die Werte unseres Konjunkturmasses? Abgesehen vom Augenschein besteht im Falle der Schweiz die Möglichkeit eines Vergleichs von ALQ_{CH} mit zwei anderen Konjunkturmassen, die von der Intention her das gleiche messen, aber auf anderen Daten und Methoden beruhen, nämlich auf den Resultaten der seit 1967 vierteljährlich durchgeführten KOF-Umfrage in der Schweizer Industrie, wo die "technischen Kapazitäten der Produktion" in einer Urteilsfrage als "zu hoch", "ausreichend" oder "zu klein" zu beurteilen sind und zudem direkt nach der durchschnittlichen Auslastung in Prozent gefragt wird. Diese ziehen wir nun zu unserem ersten Vergleich heran.

Um eine graphische Vergleichbarkeit der drei alternativen Reihen zum Auslastungsgrad – ALQ, Saldo der Urteilsfrage und Prozentangabe durch die Befragten – zu ermöglichen, transformieren wir alle drei Reihen in standardisierte Werte.

Die entsprechend normierten Verläufe sind in der Abbildung 8 wiedergegeben, wobei sich zeigt, dass das Konjunkturmass ALQ und die KOF-Umfrageresultate weitestgehend übereinstimmen. Dies wird durch eine numerische Analyse bestätigt, wie Tabelle 1 dokumentiert: die Korrelation von ALQ mit dem Prozentmass beträgt 0.75, und mit dem Urteilssaldo 0.73. Wir können also mit grosser Sicherheit schliessen, dass unser Mass ALQ im Falle der Schweiz zur Messung ein taugliches Instrument zu Bestimmung der konjunkturellen Position darstellt.

Ist dieses Instrument aber auch dem Output Gap überlegen, wie wir aufgrund der verbreiteten Informationsbasis und der Einbeziehung produktionstheoretischer Gesichtspunkte in das Mass ALQ aus theoretischer Sicht erwarten? Die Antwort findet sich in der letzten Zeile der Tabelle 1, welche die Korrelation des aus der auch in ALQ eingehenden Y_t -Reihe berechneten Output Gap mit den Referenzreihen aus den KOF-Umfragen wiedergibt. Es zeigt sich dabei deutlich, dass der Output Gap in der Tat geringer mit den Umfrage-Reihen korreliert ist als das auf den Kapitalkoeffizienten beruhende Mass ALQ.

Abbildung 8: ALQ, Kapazitätsauslastung laut KOF-Umfrage (in Prozent und Urteils-Saldo) standardisierte Werte, Schweiz, 1967–2000

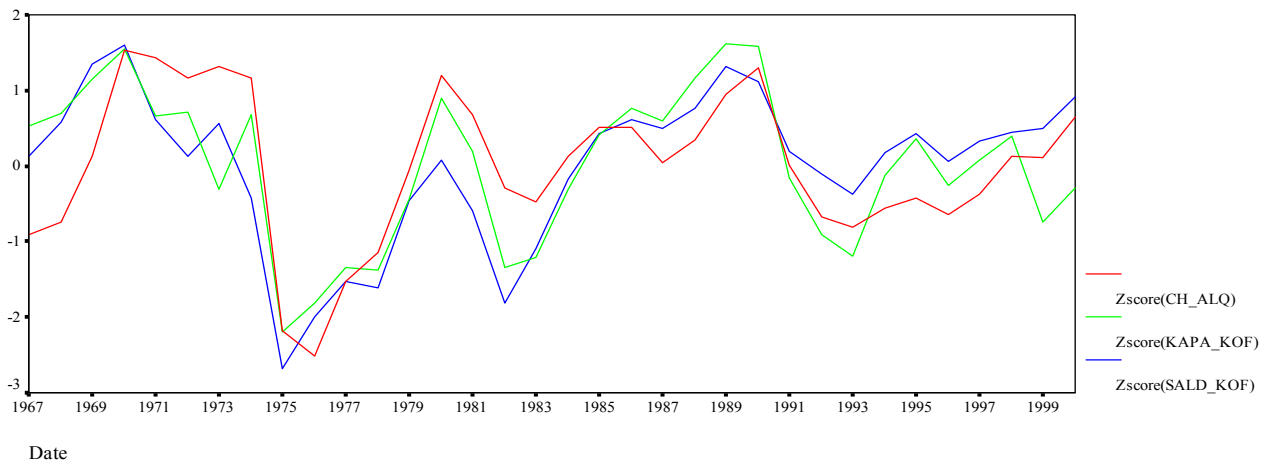


Tabelle 1: Korrelation von ALQ sowie Output Gap mit Umfragedaten, Schweiz

Pearson Korrelation	CAPU_KOF	SALDO_KOF_I
CH_ALQ	0.73	0.75
CH_GAP	0.65	0.64

Referenzreihen aus KOF-Umfrage, ab 1967

Dieser Befund lässt sich für andere Länder, für die Umfragedaten für die Referenzreihe "Auslastungsgrad" verfügbar sind, replizieren. Die Ergebnisse für Deutschland, die USA und Neuseeland sind in den Tabellen 2 bis 4 dargestellt. Im Falle Deutschlands greifen wir auf die Kapazitätsauslastung (ab 1980) und alternativ auf den Geschäftsklimaindex des ifo-Instituts (liegt vor ab 1991) als Referenzreihen zurück, für die USA auf die Kapazitätsauslastungsreihe des Federal Reserve Board (liegt vor ab 1980) und für Neuseeland auf die Kapazitätsauslastungsreihe des New Zealand Institute of Economic Research (liegt vor ab 1962).

Tabelle 2: Korrelation von ALQ sowie Output Gap mit Umfragedaten, Deutschland

Pearson Korrelation	CAPU_DE	IFO_GK_Y
DE_ALQ	0.65	0.65
DE_GAP	0.39	0.42

Tabelle 3: Korrelation von ALQ sowie Output Gap mit Umfragedaten, USA

Pearson Korrelation	CAPU_US_MAN
US_ALQ	0.81
US_GAP	0.78

Tabelle 4: Korrelation von ALQ sowie Output Gap mit Umfragedaten, Neuseeland

Pearson Korrelation	EBECU_NZ
NZ_ALQ	0.74
NZ_GAP	0.60

Wie aus den Tabellen 1 bis 4 ersichtlich, ist das Bild in allen Fällen das gleiche: ALQ ist hoch (mit mindestens 0.65) mit den ausgewählten Referenzreihen zur Kapazitätsauslastung aus Umfragedaten korreliert und schneidet dabei in jedem Fall besser ab als der Output Gap.

Wir fühlen uns daher an diesem Punkt sicher genug zu schliessen, dass unser auf der Tiefpassfilterung des Kapitalkoeffizienten beruhendes Mass ein valides Instrument zur Bestimmung der konjunkturellen Position eines Landes, verstanden als der auf das Normale bezogene Auslastungsgrad, ist. Wir können also auch für Länder, in denen Umfragedaten fehlen, allein auf der Basis von Jahresdaten zu Y und I eine kapazitätsbezogene Konjunktorentwicklung nachzeichnen, die einem entsprechenden Versuch dem verbreiteten Output Gap deutlich überlegen ist.

Wir berechnen nun also für die 26 Länder unserer Stichprobe mit allen verfügbaren Daten ab 1950 das Mass ALQ. Da die "Penn World Tables" in der letzten verfügbaren Version 6.1 zeitlich nach dem Jahr 2000 abbrechen, ergänzen wir, um aktuelle Entwicklungen einzubeziehen, die Jahreswachstumsraten von Y_t mit den in den "World Development Indicators" der Weltbank ausgewiesenen Jahreswachstumsraten bis 2003, und für die Berechnung von K_t setzen wir nach 2000 auf den letzten Wert der Investitionsquote aus den "Penn World Tables" eine Fortschreibung mit den Veränderungsraten aus den "World Development Indicators" auf.²⁶ Die 26 resultierenden Reihen stellen den Input dar für die nun folgenden Identifizierungen internationaler Konjunkturverbunde. Verwendet werden die Jahreswerte von 1960 bis 2003.

4.2 Identifizierung von Konjunkturverbunden

Ausgangsbasis für die in diesem Beitrag herangezogenen Verfahren zur Identifizierung internationaler Konjunkturverbunde sind die obenbeschriebenen Zeitreihen für den Kapazitätsauslastungsgrad ALQ_{*t*} für die 26 Länder unserer Stichprobe mit jährlichen Daten von 1960 bis 2003.

Diese unterziehen zur Identifizierung der massgeblichen Konjunkturgeber und –nehmer zunächst einer paarweise Kreuzkorrelationsanalyse. Anschliessend führen wir eine hierarchische Clusteranalyse durch. Die Zuordnung zu einem Konjunktur-Cluster ist dabei exklusiv und erfolgt auf einer binären Skala (ja/nein). Im nächsten Schritt greifen wir auf die Clusterzuordnung der untersten Ebene zurück, um ökonomische Ähnlichkeiten innerhalb der Cluster herauszuarbeiten. Im letzten Schritt erfolgt eine Hauptkomponentenzerlegung des Datensatzes.

Kreuzkorrelationen

In diesem Schritt untersuchen wir, welche paarweisen Vor- bzw. Nachlaufeigenschaften sich unter den 26 Ländern unserer Stichprobe ausmachen lassen.

Dazu berechnen wir alle kombinatorisch möglichen Kreuzkorrelationen KK_{ij} zwischen den Jahreszeitreihen ALQ_{*i*} und ALQ_{*j*} ($i \neq j$) mit einer Spanne von ± 5 Datenpunkten (Jahren). Danach identifizieren wir für jedes Kreuzkorrelogramm KK_{ij} die Anordnung auf der Zeitachse mit der maximalen

²⁶ Die resultierenden Reihen sind also, um möglichst lange und aktuelle Zeitreihen zu erhalten, aus zwei verschiedenen Datenquellen zusammengesetzt. Die Alternative, nur auf die "World Development Indicators" zurückzugreifen, hätte zwar die drei aktuellsten Datenpunkte (2001–2003) einbezogen, am Beginn der Zeitreihen jedoch zu erheblichen Einschränkungen geführt, da die Weltbankdaten erst 1970 beginnen. Mit dem von uns angestrebten Vorlauf von zehn Jahren bei der Berechnung der Kapitalstockzeitreihen hätte sich damit für v_t ein Zeitraum von 1980 bis 2003 ergeben, was gegenüber 1960–2000, d.h. dem mit den "Penn World Tables" abdeckbaren Zeitraum, eine Verkürzung um fast die Hälfte bedeuten würde und daher verworfen wurde.

Korrelation. Dann begrenzen wir die Ergebnismenge auf Kreuzkorrelationen mit einer Vorlauf-Nachlauf-Beziehung von maximal zwei Jahren, da ein längerer Vorlauf einen unplausibel langsamen Transmissionsmechanismus implizieren würde. Schliesslich beschränken wir uns auf diejenigen maximalen Korrelationen mit $KK_{ij} \geq 0.40$, wodurch gewährleistet ist, dass ein Mindestmass an Ähnlichkeit der (gegebenenfalls um maximal zwei Jahre verschobenen) Konjunkturverläufe vorliegt. Die Ergebnisse sind in der Tabelle 5 wiedergegeben.

Tabelle 5: ALQ_{it} 1960–2003, Kreuzkorrelation, Vor-/Nachlauf ≤ 2 Jahre, $KK_{ij} \geq 0.40$

Land	vorlaufend	gleichlaufend	nachlaufend	Saldo (V – N)
Grossbritannien	6	4	0	6
Griechenland	4	3	0	4
Dänemark	3	1	0	3
Japan	2	4	0	2
Australien	3	3	1	2
Kanada	1	8	0	1
Deutschland	2	7	1	1
USA	1	4	0	1
Irland	1	0	0	1
Neuseeland	1	0	0	1
Italien	0	8	0	0
Portugal	0	7	0	0
Spanien	1	3	1	0
Argentinien	0	1	0	0
Hongkong	0	1	0	0
Südkorea	1	0	1	0
Norwegen	1	0	1	0
Österreich	0	4	1	-1
Chile	0	2	1	-1
Frankreich	0	9	2	-2
Uruguay	0	2	2	-2
Belgien	0	8	3	-3
Finnland	0	4	3	-3
Schweden	0	3	3	-3
Niederlande	0	7	4	-4
Schweiz	0	4	4	-4

Die in der Tabelle wiedergegebene Auszählung der Korrelationen ist nach dem Saldo aus Vorlauf und Nachlauf sortiert. Ein positiver Saldo bedeutet dabei, dass ein Land im Paarvergleich gemessen an den Kreuzkorrelationen der Jahrezitreihen ALQ_t häufiger vor- als nachläuft, so dass das Land tendenziell als Konjunkturgeber anzusehen ist, während ein negativer Saldo für einen Konjunkturnehmer charakteristisch sein sollte. Die Spalte "gleichlaufend", die nicht in die Berechnung des Saldos eingeht, gibt die Anzahl der konjunkturellen Gleichläufe mit anderen Ländern wieder.

Aus theoretischer Sicht wäre nun zu erwarten, dass grössere Volkswirtschaften tendenziell eher Konjunkturgeber und kleinere eher Konjunkturnehmer sind. Ferner ist zu erwarten, dass isoliertere Länder bzw. konjunkturelle Einzelgänger weniger Gleichläufe vorweisen als integriertere Volkswirtschaften. Unser Befund entspricht dem weitgehend, aber nicht in allen Einzelheiten. So weisen der Tabelle zufolge innerhalb unserer Länderstichprobe Irland, Neuseeland, Südkorea und Norwe-

gen die geringste Integration auf, was aufgrund der geographischen Lage oder der besonderen Wirtschaftsstruktur (im Falle Norwegens) nicht unplausibel ist. Weiter ist nachvollziehbar, dass u.a. die USA, Grossbritannien, Japan, Australien und Deutschland als Konjunkturgeberländer erscheinen. Überraschend ist dagegen die Reihenfolge, wonach Grossbritannien als Konjunkturgeber sehr viel mehr Ausstrahlungskraft besitzen soll als die USA, Deutschland und Japan.²⁷ Erstaunlich wirkt auch die relativ ausgeprägte Konjunkturgebereigenschaft im Falle Griechenlands und Dänemarks. Intuitiv plausibler ist dann wieder der Befund hinsichtlich der deutlichsten Konjunkturnehmer. Mit der Schweiz und den Niederlanden sowie in etwas geringerer Ausprägung Schweden, Finnland und Belgien sind dies kleine offene und in die europäische sowie die Weltwirtschaft integrierte Länder.

Zu bemerken ist, dass diese Ergebnisse mit einer gewissen Vorsicht interpretiert werden sollten, denn die paarweisen Korrelationen beziehen sich auf Jahreswerte. Wenn ein Vor- oder Nachlauf im höherfrequentigen Bereich vorliegt, was angesichts der in Frage kommenden Transmissionsmechanismen nicht unwahrscheinlich ist, lässt er sich mit diesen Daten nicht identifizieren, sondern erscheint als Gleichlauf.

Hinzu kommt, dass es sich hier um eine Auswertung unabhängig berechneter bivariater Korrelationen handelt, womit zwar die internationale Einbettung eines Landes insgesamt ausgewiesen wird, nicht aber die Zugehörigkeit zu möglichen Konjunkturverbunden. Dafür sind multivariate Verfahren angemessener, denen wir uns jetzt zuwenden.

Hierarchische Clusteranalyse

Unter dem Oberbegriff Clusteranalyse werden multivariate Verfahren zusammengefasst, die einen Datensatz in verschiedene Gruppen (Cluster) zerlegen.²⁸ Dabei kann entweder nach dem Kriterium der *Unterscheidung zwischen verschiedenen Clustern* oder nach dem der *Ähnlichkeit innerhalb eines Clusters* vorgegangen werden. Wir verfahren für unsere Zwecke wie folgt:

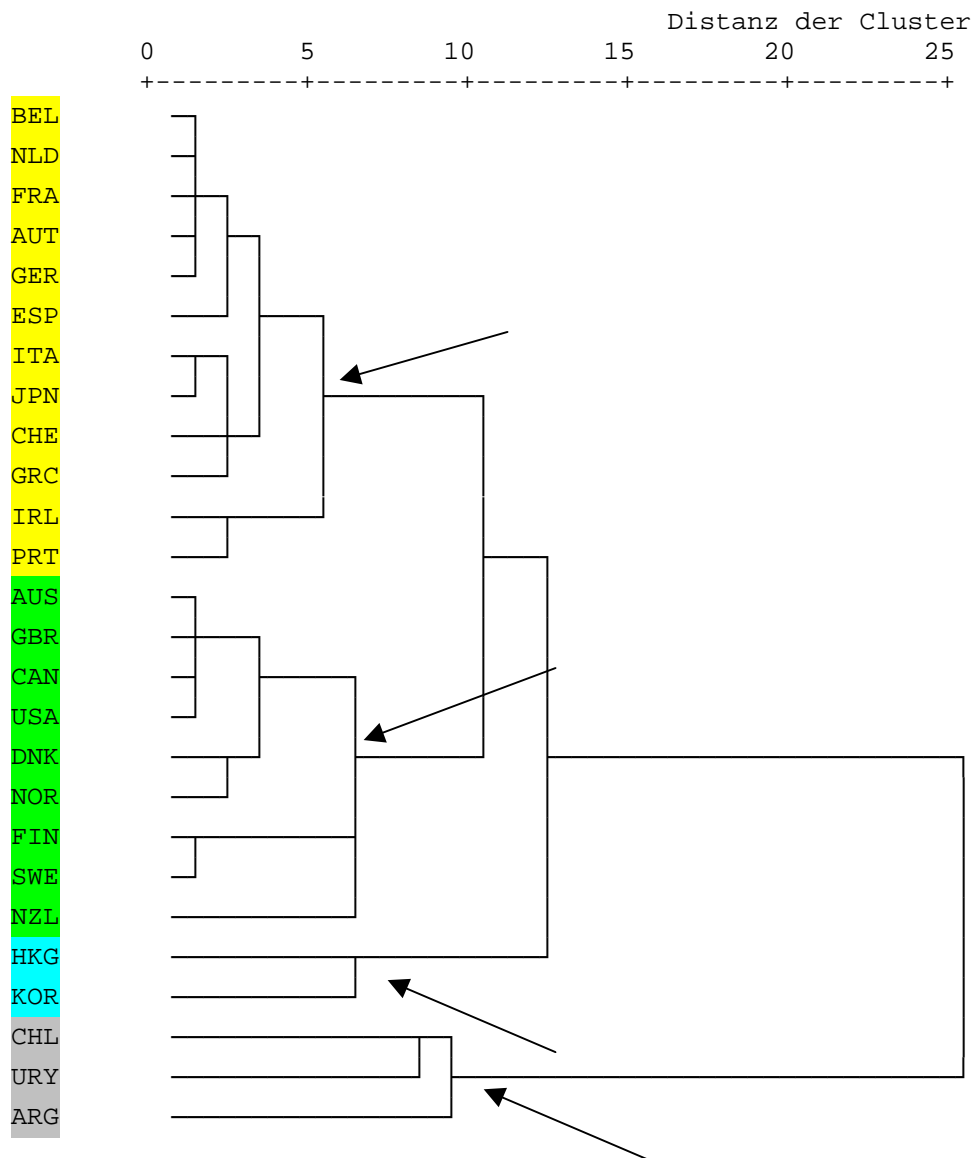
Zuerst transponieren wir unsere Matrix aus 26 Variablen zu je 41 Beobachtungen, so dass wir einen Datensatz erhalten, der als Variablen die Beobachtungsjahre enthält und als Fälle die Länder. Diese transponierten Daten unterziehen wir sodann einer hierarchischen Clusteranalyse mit der quadrierten euklidischen Distanz $\sqrt{\sum (ALQ_i - ALQ_j)^2}$ als Similaritätsmass. Die Clusterstruktur bestimmen wir anhand des Ward-Algorithmus. Dabei werden, beginnend auf der untersten Ebene, sukzessiv für alle möglichen Cluster die Variablenmittelwerte berechnet und sodann die quadrierte euklidische Distanz der Fälle (d.h., der Länder) ermittelt. Die Clusterbildung erfolgt dann nach dem Kriterium des minimalen Anstiegs der quadrierten euklidischen Distanz.

Dieses Clusterbildungsverfahren hat die Eigenschaft, bei der Bestimmung der Varianz innerhalb der Gruppen alle Variablen gleichermassen zu berücksichtigen, wodurch – anders als bei Algorithmen, die auf möglichst klare Abgrenzungen zwischen verschiedenen Clustern abzielen – die Homogenität *innerhalb* einer Gruppe in den Vordergrund rückt. Dies entspricht aus unserer Sicht der theoretischen Vorstellung des Konjunkturverbunds, welche in erster Linie auf der Gemeinsamkeit des Konjunkturverlaufs innerhalb eines Verbunds beruht, und nicht auf der Abgrenzung eines Verbunds gegen andere Verbunde. Abbildung 9 zeigt das resultierende Dendrogramm.

²⁷ Hier zeigen sich wohl die methodologischen Grenzen der Kreuzkorrelationsanalyse. Eine statistische Erklärung für unplausible Befunde ist nämlich, dass bei 325 [(26×25)/2] paarweisen Kombinationen acht [(325×0.05)/2] signifikant positive Korrelationen des "Fehlers erster Art" zu erwarten sind, die somit inhaltlich unbegründet sind.

²⁸ Zur Clusteranalyse vgl. z.B. BORTZ (2005).

Abbildung 9: Dendrogramm hierarchische Clusteranalyse ALQ, 1960–2003



Die Betrachtung der im Dendrogramm erkennbaren Clusterstruktur erfolgt zweckmässigerweise zunächst von rechts nach links, d.h. in der Hierarchie von oben nach unten. Dabei ist ersichtlich, dass die 26 Länder zunächst in zwei Gruppen aufspalten, nämlich in die drei in der Stichprobe enthaltenen lateinamerikanischen Länder Chile, Uruguay und Argentinien und die eine Gruppe aller übrigen 23 Länder. Die Lateinamerika-Gruppe spaltet sich an einem letzten Knoten in Chile und Uruguay einerseits und Argentinien andererseits. Die grosse Gruppe der 23 Übrigen teilt sich an ihrem ersten Knoten in eine aus den südostasiatischen "Tigern" Hongkong und Korea bestehende Zweiergruppe und einen Zweig von 21 Ländern. Deren erste Teilung zerlegt diese Gruppe in zwei Untergruppen von 9 und 12 Ländern. Diese Untergruppen lassen bei näherer Betrachtung eine von Kontinentaleuropa dominierte Gruppe einschliesslich Japans und Irlands ("Mitteleuropa + Assoziierte") erkennen sowie eine aus allen angelsächsischen Ländern der Stichprobe ausser Irland zuzüglich aller skandinavischen Länder der Stichprobe bestehende Gruppe ("angelsächsische Länder + Europa N"). Auch die weiteren Verästelungen dieser beiden Gruppen offenbaren in den meisten Fällen intuitiv plausible Resultate, so etwa bei den Clustern der niedrigsten Hierarchiestufe (d.h. grösster Homogenität) Belgien, Niederlande, Frankreich, Deutschland und Österreich oder Australien, Grossbritannien, Kanada und USA sowie Dänemark und Norwegen oder Schweden und Finnland.

Die Cluster der untersten Ebene sind offensichtlich stark von geographischer und/oder soziokultureller Nähe geprägt, was überraschend genau den theoretischen Erwägungen über die Bestimmungsfaktoren von Konjunkturverbunden entspricht. Auch die Tatsache, dass Neuseeland sich erst in einem dritten Schritt zur Gruppe "angelsächsische Länder + Europa N" hinzufügt ist plausibel, denn diese isoliert liegende Pazifikinselgruppe ist bekannt dafür, als Agrarexporteur stark von lokal geprägten landwirtschaftlichen Produktionsschwankungen betroffen zu sein.

Die hierarchische Clusteranalyse anhand der Konjunkturverlaufs-Variablen ALQ ergibt also eine im ganzen sehr plausible Struktur. Dem inhaltlichen Urteil überlassen bleibt dabei, in wie viele Konjunkturverbunde die 26 Länder zusammengefasst werden sollen, wobei hier bei abnehmendem Distanzmass zwischen minimal 2 und maximal 17 Gruppen zu wählen ist.

Aus unserer Sicht ist hier eine Spanne für das Distanzmass von 5–12 sinnvoll, die zu den vier bereits erwähnten Konjunkturverbund-Gruppen "Mitteleuropa + Assoziierte" (12 Länder), "angelsächsische Länder + Europa N" (9 Länder), "Südostasien" (2 Länder) und "Lateinamerika" (3 Länder) führt. Diese unterziehen wir im folgenden einer explorativen Untersuchung auf gemeinsame und potentiell konjunkturbestimmende Merkmale.

Strukturvergleiche

In diesem Analyseschritt untersuchen wir, ob die Ländergruppen der vier aus der hierarchischen Clusteranalyse folgenden Konjunktur-Gruppen bei folgenden potentiell konjunkturbestimmenden ökonomischen Merkmalen Gemeinsamkeiten aufweisen:

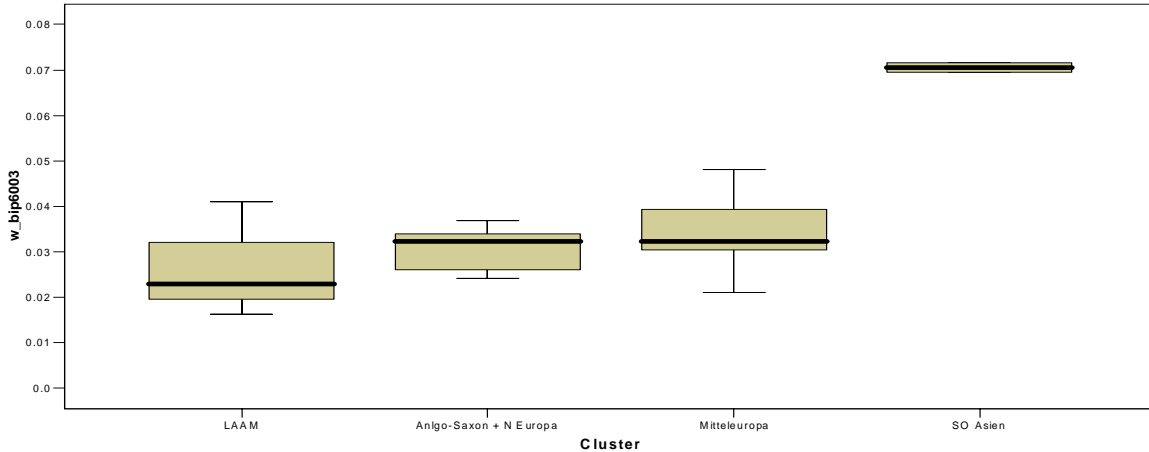
- BIP-Jahreswachstumsrate, durchschnittlicher Jahreswert 1960–2003 (Quelle: Y_t aus v_t),
- Aussenhandelsintensität im sekundären Sektor (STI 5–8), gemessen am Welthandelsanteil/BIP, durchschnittlicher Jahreswert 1985–2000 (Quelle: TradeCAN CD-Rom 2002),
- gesamtwirtschaftliche Sparneigung, durchschnittlicher Jahreswert 1960–2000 (Quelle: "Penn World Tables"),
- Pro-Kopf-Einkommen (bzw. die Arbeitsproduktivität), durchschnittlicher Jahreswert "real gross domestic product per worker" 1960–2000 (Quelle: "Penn World Tables"),
- Intensität der Konjunkturschwankungen, gemessen anhand der Standardabweichung von ALQ_t 1960–2003.

Statistisch heisst dies, dass wir ordinale mit kontinuierlichen Daten konfrontieren. Ein hierfür geeignetes Verfahren ist die Varianzanalyse zum Vergleich der Mittelwerte zwischen ordinalskalierten Gruppen. Wir wählen dabei aus Gründen der Anschaulichkeit die graphische Darstellung in Form sogenannter "ANOVA-Boxplots". Diese visualisieren die Verteilung der jeweils betrachteten Variable für die verschiedenen Gruppen mittels einer Fläche, die durch die 25%- und 75%-Perzentilen begrenzt wird, wobei in dieser der Median markiert ist. Hinzu kommen obere und untere Begrenzungen, welche die Minima und die Maxima innerhalb der Spanne Mittelwert \pm zwei Standardabweichungen wiedergeben, und ggf. Extremwertpunkte, sofern Beobachtung ausserhalb dieser Spanne liegen. Der Betrachter erhält auf diese Weise umfassendere Informationen über die jeweiligen Verteilungen als bei einer tabellarischen Wiedergabe von Varianzanalysen. Die Ergebnisse dieser Vergleiche sind in den Abbildungen 10 bis 14 wiedergegeben.

Beim BIP-Wachstum (Abbildung 10) zeigen sich keine markanten Unterschiede zwischen den Konjunkturclustern "Mitteleuropa", "angelsächsische Länder + Europa N" und "Lateinamerika". Die Gruppe der beiden südostasiatischen "Tiger" fällt dagegen mit rund 7% BIP-Wachstum aus dem üblichen Rahmen. Die Wachstumsrate ist somit nicht generell ein konstituierendes Element für Kon-

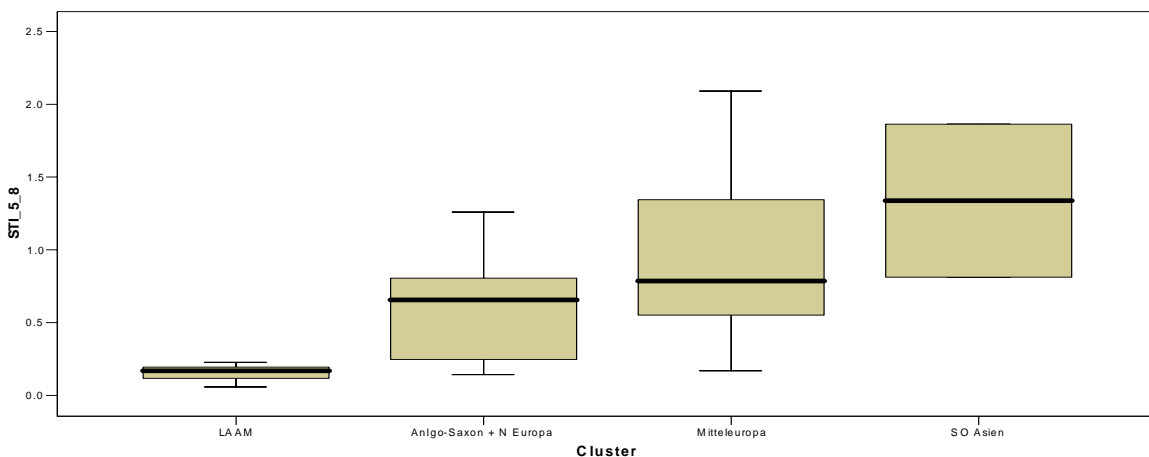
junkturverbunde, diese können sich im Einzelfall jedoch beim Wachstum deutlich vom Durchschnitt absetzen.

Abbildung 10: Clustervergleich, Durchschnittliche BIP-Jahreswachstumsrate 1960–2003

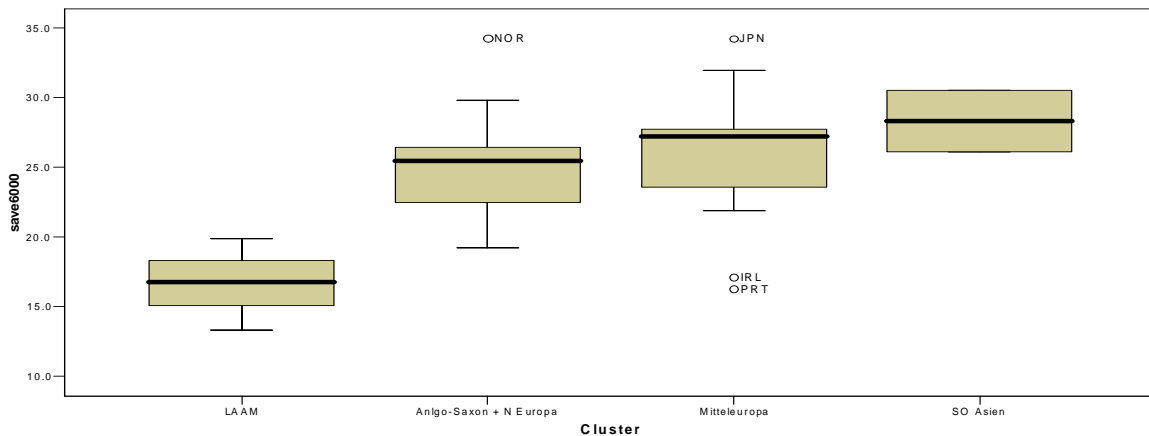


Die Aussenhandelsintensität im sekundären Sektor unterscheidet sich bei den aus der Clusteranalyse hervorgehenden Gruppen sehr deutlich (Abbildung 11). "Lateinamerika" weist die niedrigsten Werte auf, es folgen die Gruppen "angelsächsische Länder + Europa N", "Mitteleuropa und "Südostasien". Dieser Befund unterstützt die theoretische Erwartung, dass der Aussenhandel ein konjunkturbestimmender Faktor ist, wobei ähnliche Handelsstrukturen tendenziell auch zu ähnlichen Industriekonjunktoren führen.

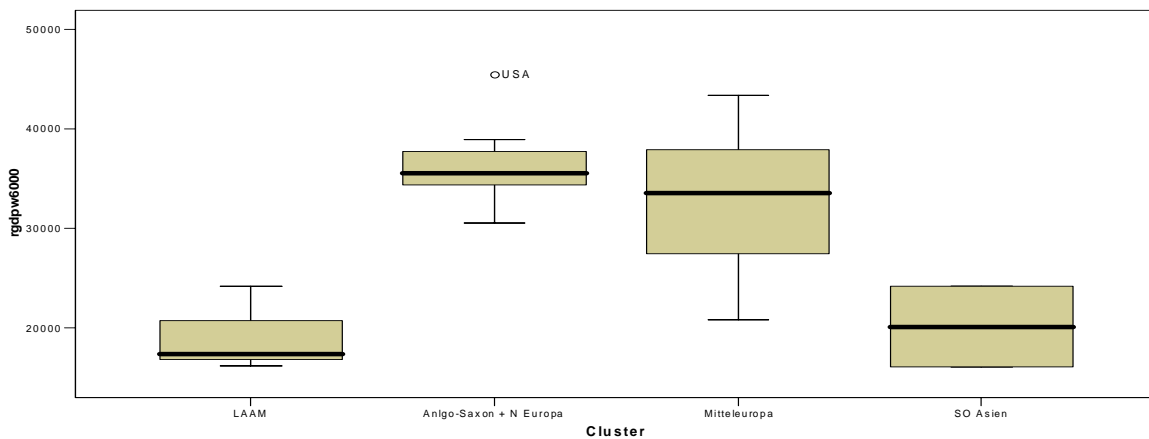
Abbildung 11: Clustervergleich, Aussenhandelsintensität sekundärer Sektor



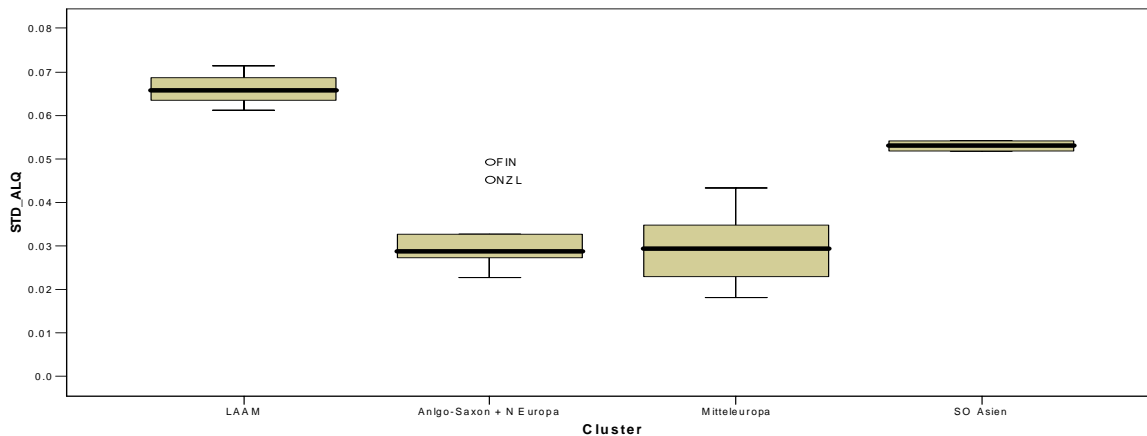
Bei der Sparneigung weist die Gruppe "Lateinamerika" die geringsten Werte auf, die drei übrigen Gruppen zeigen untereinander keine markanten Unterschiede (Abbildung 12) Die Sparneigung ist somit wie schon die Wachstumsrate offensichtlich kein durchweg konstituierendes Element für Konjunkturverbunde, auch wenn im Einzelfall Abweichungen vom Durchschnitt möglich sind.

Abbildung 12: Clustervergleich, gesamtwirtschaftliche Sparneigung

Das Pro-Kopf-Einkommen bzw. die Arbeitsproduktivität ist zwischen unseren Konjunkturclustern recht ungleich verteilt (Abbildung 13). Den reicheren Gruppen "Mitteleuropa", und "angelsächsische Länder + Europa N" stehen dabei die ärmeren Gruppen "Lateinamerika" und "Südostasien" gegenüber. Da der betrachtete Entwicklungsindikator mit vielen charakteristischen sozioökonomischen Grössen korreliert ist, entspricht die Ungleichverteilung des Reichtums zwischen den Clustern der Erwartung, dass sozioökonomische Ähnlichkeit die internationale Transmission von Konjunkturimpulsen erleichtert.

Abbildung 13: Clustervergleich, Pro-Kopf-Einkommen

Schliesslich betrachten wir noch die Intensität der konjunkturellen Schwankungen (Abbildung 14). Der Befund ist hier wie beim Entwicklungsstand eine Zweiteilung: Die reicheren Gruppen "Mitteleuropa", und "angelsächsische Länder + Europa N" weisen geringe Konjunkturschwankungen auf, die Gruppen "Lateinamerika" und "Südostasien" erleben dagegen vergleichsweise intensive Schwankungen. Dieser Befund ist insoweit erwartungskonform, dass man bei den Ländern in den von starken Schwankungen betroffenen Konjunkturclustern von gemeinsamen Schocks ausgehen kann. Geringe Schwankungen lassen dagegen auf vergleichsweise diversifizierte Volkswirtschaften schliessen. Da diversifizierte Volkswirtschaften in der Regel auch entwickelte Volkswirtschaften sind, ergibt sich hier dieselbe Ähnlichkeit zwischen den Gruppen "Mitteleuropa", und "angelsächsische Länder + Europa N" wie beim Pro-Kopf-Einkommen.

Abbildung 14: Clustervergleich, Intensität der Konjunkturschwankungen

Der Strukturvergleich zwischen den aus der Clusteranalyse resultierenden Gruppen bestätigt, dass diese charakteristische Unterschiede aufweisen, welche die Verbreitung verschiedener internationaler Konjunkturimpulse erleichtern oder erschweren können. Dies unterstützt das theoretische Konzept der internationalen Konjunkturverbunde. Es sei aber angemerkt, dass es sich hierbei um eine Plausibilisierung der statistischen Clusterbildung handelt²⁹ und nicht um eine Kausalanalyse der zu einem Verbund führenden Ursachen, welche zukünftigen Untersuchungen vorbehalten bleibt.

Hauptkomponentenanalyse

In letzten Schritt unterziehen wir den ALQ-Datensatz mittels einer Hauptkomponentenanalyse nun noch einer ergänzenden Untersuchung auf die Anzahl der zugrundeliegenden Dimensionen und die Stärke der Zugehörigkeit der untersuchten Länder zu den verschiedenen Konjunkturverbunden.

Im Unterschied zur heute vorherrschenden dynamischen Faktoranalyse gehen wir hier von den zeitlichen Verläufen nur einer Variable je Land aus, nämlich der Konjunkturprofilreihe. Diese Reihen sind konstruktionsbedingt stationär, was den Vorteil hat, dass wir mit den herkömmlichen für Querschnittsanalysen üblichen Instrumenten der Faktorzerlegung arbeiten können. Unsere Wahl fällt dabei auf das Standardverfahren, die Hauptkomponentenzerlegung, die von allen faktoralanalytischen Verfahren mit den wenigsten Annahmen über die Kovarianzstruktur des Datensatzes auskommt.

Die Hauptkomponentenanalyse ist ein Verfahren zur Reduktion eines Datensatzes aus k Variablen in eine geringere Anzahl von Dimensionen.³⁰ Eine Hauptkomponente ist eine synthetische Variable, die durch eine Linearkombination von beobachteten Variablen bestimmt ist. Ausgangsbasis für eine Hauptkomponentenanalyse ist ein Datensatz von k inhaltlich miteinander verbundenen – statistisch ausgedrückt: interkorrelierten – Variablen über n Beobachtungen. (Dabei entspricht hier k den 26 Konjunkturverläufen ALQ_t und n den 44 jährlichen Beobachtungen). Jede Variable X_1, \dots, X_k lässt sich genau als Linearkombination von k Hauptkomponenten H_1, \dots, H_k ausdrücken. Für die i -te Variable, beobachtet am j -ten Fall, ergibt sich dabei:

$$X_{ij} = a_{i1} H_{1j} + a_{i2} H_{2j} + \dots + a_{ik} H_{kj}, \quad (i = 1, \dots, k, j = 1, \dots, n).$$

²⁹ Diese wäre fehlgeschlagen, wenn sich keine charakteristischen Strukturunterschiede zwischen den Clustern gezeigt hätten.

³⁰ Zur Hauptkomponentenanalyse vgl. z.B. JOHNSTON (1984) und JOLLIFFE (1986).

Zur Variablenreduktion wird nun überprüft, welcher Anteil der Gesamtvarianz der k gemessenen Variablen bereits mit $r < k$ Hauptkomponenten wiedergegeben werden kann:

$$X_{ij} = a_{i1} H_{1j} + a_{i2} H_{2j} + \dots + a_{ir} H_{rj} + R_{ij}, \quad (i = 1, \dots, k; j = 1, \dots, n),$$

wobei R_{ij} für den bei der Reduktion der Linearkombination auf r Hauptkomponenten unerklärten Rest der am j -ten Fall beobachteten Variable X_i steht. Die Hauptkomponenten werden sukzessive so ermittelt, dass nach dem Prinzip der kleinsten Quadrate der jeweils verbleibende Rest R_{ij} minimiert wird. Die Ladungen a_{i1}, \dots, a_{ir} entsprechen dabei den Regressionskoeffizienten, die sich bei der multiplen Regression der Variablen X_i auf die Hauptkomponenten ergeben würden. Wieweit soll die Zahl der Hauptkomponenten zur Beschreibung des Datensatzes reduziert werden, ohne dass dabei das für "ausreichend" gehaltene Mindestmass an erklärter Varianz unterschritten wird. In der Literatur werden Anteile von 70–90% erklärter Varianz der Variablen als kritische Werte vorgeschlagen; die Feststellung einer ‚ausreichenden‘ Erklärung liegt jedoch letztlich im Ermessen des Untersuchers. Um Willkür bei der Festlegung der Anzahl zu bestimmender Hauptkomponenten auszuschliessen, hat sich das Eigenwert > 1 -Kriterium bewährt. Da bei der Hauptkomponentenanalyse die Anzahl der potentiellen Komponenten gleich der Anzahl der Variablen k ist und die Summe der Erklärungsbeiträge aller potentiellen Hauptkomponenten 100% beträgt, besagen Erklärungsbeiträge unter $(100/k)\%$ (Eigenwerte < 1), dass die entsprechende Hauptkomponente weniger zur Erklärung der Gesamtvarianz beiträgt als eine durchschnittliche Variable. Dieses Kriterium – das insbesondere dem Anspruch auf Variablenreduktion Rechnung trägt und dem wir in der vorliegenden Untersuchung folgen – heisst also: bestimme alle Hauptkomponenten mit Erklärungsbeiträgen über $(100/k)\%$. Die Interpretation der Hauptkomponentenzerlegung unseres Datensatzes

$$ALQ_{i,t} = \alpha_{_1} KV_{_1,t} + \alpha_{_2} KV_{_2,t} + \dots + \alpha_{_r} KV_{_r,t} + \dots + \alpha_{_k} KV_{_k,t} + \varepsilon_{i,t}$$

ist nun wir folgt: In dem Masse, in dem die Konjunkturprofile verschiedener Länder Gemeinsamkeiten aufweisen, werden Sie auf die gleiche Hauptkomponente laden. Eine Hauptkomponente entspricht also hier einem Konjunkturverbund ($KV_{_k}$), und die Anzahl der Konjunkturverbunde ist r .

Zu bemerken ist schliesslich, dass Lösungen mit mehr als einer Hauptkomponente nicht eindeutig sind, da jede orthogonale Transformationen der Faktorstruktur im Raum hinsichtlich der erklärten Gesamtvarianz des Datensatzes gleichwertig ist (Rotationsproblem). Die erste Lösung ist jedoch häufig nur schwer zu interpretieren. Dies liegt daran, dass nach dem Extraktionskriterium die erste Hauptkomponente meist mit allen Variablen mehr oder weniger stark korreliert ist und daher keine klare Faktorstruktur erkennbar wird. Daraus ergibt sich die Notwendigkeit der Rotation. Das Kriterium für die Entscheidung zugunsten einer bestimmten Lösung besteht dabei in der inhaltlichen Interpretierbarkeit. Daher wird meist so verfahren, dass die "Einfachstruktur" gewählt wird, d.h. diejenige Lösung, bei welcher die Anzahl der Variablen maximiert wird, die auf einer Hauptkomponente hoch laden, und für die anderen Hauptkomponenten möglichst niedrige Ladungen aufweisen. Rechnerisch entspricht der Forderung nach der Einfachstruktur das Varimax-Rotationsverfahren. Darüber hinaus berücksichtigen wir noch ein inhaltliches Kriterium, welches am Konzept des Konjunkturverbunds ansetzt: Da ein *Verbund* definitionsgemäss nicht aus *einem* Land bestehen kann, verwerfen wir Lösungen, in denen nach der Rotation nur ein Land hoch (d.h. mit mindestens 0.50) auf eine Komponente lädt und entfernen dies als "konjunkturellen Einzelgänger" aus der Verbundanalyse. Dies wiederholen wir solange, bis wir nach Entfernung von Neuseeland, Hongkong, Korea und Irland eine Lösung mit 22 zu Verbunden gehörigen Ländern und ohne Einzelgänger erhalten.

Die Ergebnisse dieser Hauptkomponentenanalyse sind in Form der rotierten Faktorladungsmatrix in Tabelle 6 wiedergegeben.

Tabelle 6: Rotierte Faktorladungsmatrix (Ladungen ≥ 0.5)

	Hauptkomponente					
	1	2	3	4	5	
BEL	0.76					
PRT	0.74					
ESP	0.72	←				KV 1: Europa 1 (W + NLD)
NLD	0.71					
AUT	0.59	0.59				
GRC		0.86				
JPN		0.79	←			KV 2: Europa 2 (zentral + Japan)
GER		0.79				
CHE		0.69	0.64			
FIN			0.91			
SWE			0.85	←		KV 3: Europa 3 (N + SW)
FRA			0.68			
ITA	0.53		0.54			
DNK				0.85		
GBR				0.79		
USA				0.74		
CAN			0.51	0.65	←	KV 4: angelsächsische Länder
AUS				0.65		
NOR	-0.50			0.58		
URY					0.84	
ARG					0.72	← KV 5: Lateinamerika
CHL		0.527			0.71	

Länder, die zusammen stark auf einer der Hauptkomponenten laden, können als Konjunkturverbund interpretiert werden. Die Konjunkturverbunde sind dabei konstruktionsbedingt unkorreliert. Die Zugehörigkeit eines Landes zu den Konjunkturverbunden ist aber nicht – wie bei der Clusteranalyse – exklusiv auf eine Ländergruppe beschränkt, sondern anhand der Ladungskoeffizienten graduell bestimmt.

Wir können demnach fünf – sich teilweise überlappende – Konjunkturverbunde identifizieren: eine europäische Gruppe, die Belgien, Portugal, Spanien, die Niederlande und Österreich umfasst; eine Gruppe, die aus Österreich, Deutschland, Japan Griechenland und der Schweiz besteht; eine Gruppe die wiederum aus der Schweiz sowie aus den Ländern Frankreich, Finnland, Schweden und Italien gebildet wird; eine Gruppe der englischsprachigen Länder USA, Kanada, Grossbritannien, Australien zuzüglich Dänemark und Norwegen und schliesslich eine lateinamerikanische Gruppe aus Uruguay, Argentinien und Chile.

Dies Ergebnis bestätigt die Robustheit unseres Konjunkturmasses, denn beide heuristischen Verfahren führen zur Identifikation von sehr ähnlichen Konjunkturverbunden. Diese sind zwar nicht deklungsgleich, weisen aber dennoch grosse Ähnlichkeiten auf und sind intuitiv plausibel. Darüber hinaus erlaubt die graduelle Zuordnung anhand der Faktorladungen Aussagen darüber, welche Länder nicht in nur einen Konjunkturverbund eingebunden sind, sondern mit mehreren Verbunden kon-

junktuelle Gemeinsamkeiten aufweisen. Dabei handelt es sich hier um Österreich und die Schweiz, die in etwa gleichem Ausmass in je zwei europäische Verbunde integriert sind. Schliesslich lassen die Ladungen für Italien, Kanada und Chile erkennen, dass neben der primären Einbindung in einen Stammverbund auch sekundäre Assoziationen zu weiteren Verbunden vorliegen können.

5 Schluss und Ausblick

Dieser Beitrag geht der Frage nach, inwieweit die Konjunktoren einzelner Länder miteinander verbunden sind und stellt ein einfaches, aber theoretisch gut begründetes und empirisch nützliches Instrument zur Identifizierung von Konjunkturverbunden vor.

Zunächst wird gezeigt, wie mit Rückgriff auf eine einfache Approximation der Variablen "Kapazitätsauslastung" anhand von nur zwei Jahreszeitreihen (Bruttoinlandprodukt und Investitionsquote) eine international vergleichbare Bestimmung der konjunkturellen Position eines Landes erfolgen kann. Angewendet auf 26 entwickelte Länder mit Daten von 1960 bis 2003 erhalten wir 26 Jahreszeitreihen, die jeweils 44 Beobachtungen umfassen. Diese Daten analysieren wir auf verschiedene Weise.

Zunächst berechnen wir paarweise Kreuzkorrelationen und identifizieren auf dieser Basis Konjunkturgeber, Konjunkturnehmer sowie integrierte Gleichläufer.

Danach unterziehen wir die Daten einer hierarchischen Clusteranalyse. Die Zuordnung zu einem Konjunktur-Cluster ist dabei exklusiv und erfolgt auf einer binären Skala (ja/nein). Diese ordinale Variable ziehen wir dann für Strukturvergleich zwischen den Clustern heran.

Ein anderes heuristisches Verfahren zur Klärung der Datenstruktur ist die Hauptkomponentenanalyse. Länder, die zusammen stark auf einer der Hauptkomponenten laden, können als Konjunkturverbund interpretiert werden. Die Zugehörigkeit ist dabei graduell definiert und nicht auf eine Ländergruppe beschränkt.

Die beiden multivariaten Verfahren führen zur Identifikation von internationalen Konjunkturverbunden, die nicht deckungsgleich sind, aber dennoch grosse Ähnlichkeiten aufweisen und intuitiv plausibel sind. Die Schweiz ist diesen Analysen zufolge Mitglied in einem mitteleuropäischen Konjunktur-Cluster bzw. mit zwei europäischen Konjunkturverbunden assoziiert. Ein Alleingang der Schweiz mag also auf der politischen Ebene weiterhin möglich sein, der wirtschaftliche Anschluss an die europäische Konjunktur ist dagegen längst vollzogen.

Insgesamt bestätigen die geschilderten Analysen, dass Konjunktur aus internationaler Perspektive in der Tat als ein Geflecht von lokalen Konjunkturen und Konjunkturverbunden unterschiedlichen Umfangs aufgefasst werden kann. Darüber erweist sich das hier entwickelte Mass für die konjunkturelle Auslastung trotz seiner Einfachheit und der geringen Anforderungen an die Datentiefe als geeignet für international und intertemporal vergleichende Analysen, wie wir anhand verschiedener Plausibilisierungen zeigen können.

Das aus unserer Sicht wichtigste Ergebnis dieses Beitrags ist, dass mit unserem kapazitätsbezogenen Konjunkturindikator für weitergehende Untersuchungen über die Abgrenzung oder die Bestimmungsfaktoren internationaler Konjunkturverbunde ein praktikables Instrument zur Verfügung steht. Damit werden wir zukünftig u.a. folgenden Fragen nachgehen: Was bedingt die Clusterzugehörigkeit? Was bestimmt die Dynamik der latenten Konjunkturzyklen? Welche Transmissionsmechanismen bedingen Vor- oder Nachläufe? Wie stabil sind die latenten Konjunkturzyklen bzw. die Cluster im Zeitablauf? Hat der Euro einen synchronisierenden Einfluss auf Teilnehmerländer?

6 Literatur

- AMBLER, Steve, CARDIA, Emanuela und ZIMMERMANN, Christian (2004), International Business Cycles: What Are the Facts, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51: 257–276.
- ARTIS, Michael (2003), Is There a European Business Cycle? CESifo Working Paper No. 1053.
- ARTIS, Michael und ZHANG, W. (2003), Core and Periphery in EMU: A Cluster Analysis, *Economic Issues*, Vol. 6: 39–59.
- BANDHOLZ, Harm, und FUNKE, Michael (2003), In Search of Leading Indicators of Economic Activity in Germany, *Journal of Forecasting*, Vol. 22: 277–297.
- BENHABIB, Jess und SPIEGEL, Mark M. (1994), The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 34: 143–173.
- BERGSTEN, C. Fred (2001), Fifty Years of Trade Policy: The Policy Lessons, *World Economy*, Vol. 24: 1–13.
- BORTZ, J. (2005), *Statistik für Human- und Sozialwissenschaftler*, 6. Aufl., Heidelberg: Springer.
- BURNS, Arthur F. und MITCHELL, Wesley Clair (1946), *Measuring Business Cycles*, National Bureau of Economic Research, New York.
- CHRISTODOULAKIS, Nicos, DIMELIS, Sophia P. und KOLLINTZAS, Tryphon (1995), Comparison of Business Cycles in the EC: Idiosyncrasies and Regularities, *Economica*, Vol. 62, No. 245: 1–27.
- CLARK, Todd E. und VAN WINCOOP, Eric (2001), Borders and Business Cycles, *Journal of International Economics*, Vol. 55: 59–85.
- COMIN, D. und HOBIJN, B. (2004), Cross-country Technology Adoption: making the Theories Face the Facts, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 51: 39–83.
- DADKHAH, K. M. und ZAHEDI, F. (1990), Estimation and Cross-Country Comparison of Capital Stocks, *Empirical Economics*, Vol. 15: 383–404.
- FATÁS, Antonio (1997), EMU: Countries or Regions? Lessons from the EMS Experience, *European Economic Review*, Vol. 41: 743–751.
- FLECK, Florian H. (1973), *Die ökonomische Theorie des technischen Fortschritts und seine Identifikation*, Meisenheim am Glahn.
- FORNI, M., HALLIN, M., LIPPI, M. und REICHLIN, L. (2001), Coincident and Leading Indicators for the Euro Area, *Economic Journal*, Vol. 111: 62–85.
- GRAFF, Michael (2004), Estimates of the Output Gap in Real Time: How well have we been doing? Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper DP2004/04, Wellington, May 2004.
- GREGORY, Allan W. und HEAD, Allen C (1999), Common and Country-specific Fluctuations in Productivity, Investment and the Current Account, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44: 423–451.
- GREGORY, Allan W., HEAD, Allen C. und RAYNAULD, Jacques (1997), Measuring World Business Cycles, *International Economic Review*, Vol. 38: 677–701.
- HARBERGER, Arnold C. (1978), Perspectives on Capital and Technology in Less Developed Countries, in: Artis, M. J. and Nobay, A. R. (Hg.), *Contemporary Economic Analysis*, London: Croom Helm: 15–40.
- HODRICK, Robert J. und PRESCOTT, Edward C. (1997), Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol., 29: 1–16.
- IMBS, Jean (2000), Sectors and the OECD Business Cycle, CEPR Discussion Paper No. 2473.
- JOHNSTON, J. (1984), *Econometric Methods*, 3. Aufl., Singapur: McGraw-Hill.
- JOLLIFFE, I. T. (1986), *Principal Component Analysis*, New York.

- KALDOR, Nicholas (1961), Capital Accumulation and Economic Growth, in: Lutz, Friedrich A. und Hague, Douglas C. (Hg.), *The Theory of Capital*, London: Macmillan: 177–222.
- KING, Robert G. und LEVINE, Ross (1994), Capital Fundamentalism, Economic Development, and Growth, *Carnegie-Rochester Series on Public Policy*, Vol. 40: 259–292.
- KING, Robert G. und REBELO, Sergio (1990), Public Policy and Economic Growth: Developing Neoclassical Implications, *Journal of Political Economy*, Vol. 98, Supplement: S126–S150.
- KLEIN, Lawrence (1969), Some Theoretical Issues in the Measurement of Capacity, *Econometrica*, Vol. 28: 272–286.
- KLEIN, Lawrence und KOSOBUD, R. F. (1961), Some Econometrics of Growth, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 75: 173–198.
- KLEIN, Lawrence und PRESTON, R. S. (1967), Some New Results in the Measurement of Capacity Utilization, *American Economic Review*, Vol. 57: 34–58.
- KOSE, Ayhan M, OTROK, Christopher und WHITEMAN, Charles H. (2003), International Business Cycles: World, Region, and Country-Specific Factors, *American Economic Review*, Vol. 93, No. 4: 1216–1236.
- KRENGEL, Rolf (1964), Produktionsvolumen und Produktionsfaktoren der Industrie im Gebiet der Bundesrepublik Deutschland, *Vierteljahreshefte für Wirtschaftsforschung*, Jg. 1964: 360–380.
- LUCKE, Bernd (2002), Die Real-Business-Cycle Theorie und ihre Relevanz für die Konjunkturana-lyse, *HWWA Discussion Paper No. 178*.
- LUMSDAINE, Robin L. und PRASAD, Eswar S. (2003), Identifying the Common Component of Inter-national Economic Fluctuations: A New Approach, *Economic Journal*, Vol. 113: 101–127.
- MALEK MANSOUR, Joffrey (2003), Do National Business Cycles Have an International Origin? Em-pirical Economics, Vol. 28: 223–247.
- MARCELLINO, M., STOCK, J. M. und WATSON, M. W. (2003), Macroeconomic Forecasting in the Euro area: Country Specific versus Area-wide Information, *European Economic Review*, Vol. 41: 1–18.
- MARIANO, Roberto S. und MURASAWA, Yasutomo (2003), A New Coincident Index of Business Cycles Based on Monthly and Quarterly Series, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 18: 427–443.
- NORRBIN, Stefan C. und SCHLAGENHAUF, Don E. (1996), The Role of International Factors in the Business Cycle: A Multi-country Study, *Journal of International Economics*, Vol. 40: 85–104.
- OPPENLÄNDER, Karl Heinrich (1976), *Investitionsinduzierter technischer Fortschritt*, Berlin.
- PHILLIPS, Almarin (1963), Industrial Capacity. An Appraisal of Measures of Capacity, *American Economic Review*, *Papers and Proceedings*, Vol. 53: 275–292.
- RAZZAK, W. A. (2001), Business Cycle Asymmetries: International Evidence, *Review of Economic Dynamics*, Vol. 4: 230–243.
- ROMER, Paul M. (1989), Capital Accumulation in the Theory of Long-Run-Growth, in: Barro, Robert J. (Hg.), *Modern Business Cycle Theory*, Oxford: 51–127.
- SCHÖNFELD, Peter (1967), Probleme und Verfahren der Messung der Kapazität und des Ausla-stungsgrades, *Zeitschrift für die gesamte Staatswissenschaft*, Bd. 123: 25–59.
- SCHUMPETER, Joseph A. (1939), *Business Cycles. A Theoretical, Historical, and Statistical Analysis of the Capitalist Process*, Vols. 1 and 2, McGraw-Hill, New York.
- SIEBERT, Horst (2002), Was wissen wir über den Konjunkturverbund, www.uni-kiel.de/ifw/pub/siebert/verbund.pdf.
- STOCK, J. H. und WATSON, M. W. (1999), Forecasting Inflation, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 44: 293–335.