

Institut für *Halle Institute for Economic Research*  
Wirtschaftsforschung Halle



Das Institut für Wirtschaftsforschung Halle ist Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

**Composite Leading Indicators  
der amerikanischen Wirtschaft**  
*Prognosegüte des Conference Board und  
des OECD Ansatzes im Vergleich*

*Marian Berneburg  
MSc Economics*

März 2003

Nr. 172

**Diskussionspapiere**  
*Discussion Papers*

Autor: Marian Berneburg, MSc Economics  
Konjunktur und Wachstum  
Marian.Berneburg@iwh-halle.de  
Tel.: (0345) 7753-812

Diskussionspapiere stehen in der alleinigen Verantwortung des jeweiligen Autors. Die darin vertretenen Auffassungen stellen keine Meinungsäußerung des IWH dar.

Anregungen und kritische Bemerkungen zu den dargestellten Untersuchungsergebnissen sind jederzeit willkommen und erwünscht.

Herausgeber:

INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG HALLE (IWH)

Postanschrift: Postfach 11 03 61, 06017 Halle (Saale)  
Hausanschrift: Kleine Märkerstraße 8, 06108 Halle (Saale)  
Telefon: (03 45) 77 53-60  
Telefax: (03 45) 77 53-8 20  
Internet: <http://www.iwh-halle.de>

## Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung .....	4
1.1	Conference Board Composite Leading Indicator ( <i>CB-CLI</i> ).....	5
1.2	<i>OECD</i> Composite Leading Indicator ( <i>O-CLI</i> ) .....	6
2	Bisherige Arbeiten zu diesem Thema.....	7
2.1	Wendepunktprognose .....	8
2.2	Quantitative Prognose .....	8
3	Methodik.....	9
4	Ergebnisse.....	12
4.1	Kreuzkorrelationen .....	15
4.2	Kohärenztest .....	16
4.3	Test auf Granger-Kausalität .....	17
4.4	Out-of-Sample-Prognosen .....	18
5	Fazit .....	19
	Literaturverzeichnis.....	21
	Anhang .....	23
	A. Diebold/Mariano Test.....	23

## 1 Einleitung

Ein *Composite Leading Indicator* (CLI) versucht, das wirtschaftliche Geschehen in seiner Gesamtheit zu erfassen. Er ist das Produkt von mehreren Teilindikatoren, die konjunkturrelevante Informationen enthalten. Dieser Ansatz ist in vielerlei Hinsicht gerade für den nicht akademischen Bereich der Wirtschaftsanalyse und –prognose von besonderem Interesse. Die wichtigsten Gründe hierfür dürften sein, dass auf der einen Seite ein CLI oftmals robuster ist als seine Teilindikatoren – einzeln betrachtet – sein würden. Während die Teilindikatoren unterschiedliche Bereiche der gesamten Wirtschaft erfassen und so Einzeleinflüssen unterliegen, wird durch die Aggregation ein einheitliches Bild gezeichnet, das Widersprüche in den Komponenten ausgleicht. Auf der anderen Seite erlaubt er aus zwei Gründen eine relativ schnelle Evaluierung der Gesamtwirtschaft. Der CLI wird in der Form einer einzelnen Kennzahl veröffentlicht und ermöglicht somit dem ‚geschulten‘ Betrachter eine sofortige Interpretation. Außerdem stehen die meisten CLIs auf monatlicher Basis zur Verfügung, so dass sie eine zeitnähere Messlatte der wirtschaftlichen Aktivität darstellen, als dies die vierteljährliche Veröffentlichung des Bruttoinlandsprodukts sein kann. Es ist gerade dieser Zeitfaktor, der in Bereichen wie z.B. den Finanzmärkten von besonderer Bedeutung ist. Es verwundert also nicht, dass CLIs eine große Anzahl von Anwendern haben und seit ihrer erstmaligen Einführung in den 60er Jahren in den USA über die Jahre hinweg ein sehr beliebtes Hilfsmittel geblieben sind. Als solches sind sie aber auch immer wieder angegriffen und kritisiert worden, wobei akademische Evaluierungen immer abhängig von den verwandten Methoden sind. Da bislang jedoch kein abschließendes Urteil gefunden wurde, stellen sich erneut die Fragen: Erstens, wie gut ist die Prognosefähigkeit von CLIs und zweitens, welcher CLI im Speziellen eignet sich am ehesten zur Vorhersage der gesamtwirtschaftlichen Situation?

Der am weitesten verbreitete CLI für die USA ist der *Conference Board* CLI (CB-CLI), und so bietet er sich für die erste Fragestellung an. Zur Beantwortung der zweiten Frage wird ein weiterer CLI herangezogen: Der Index der OECD für die USA. Er dient der OECD zur Analyse bzw. Prognose der US-amerikanischen Wirtschaftsentwicklung und erhält hierüber ebenfalls eine besondere Bedeutung unter den CLIs. Der üblichste Ansatz diesen Fragestellungen nach zu gehen, ist mit Hilfe der Industrieproduktion (IP) als Repräsentant der gesamtwirtschaftlichen Produktion. Im folgenden wird dieser Ansatz überprüft. Eine Alternative zur IP wird mit dem *Coincident Index* des *Conference Boards* angeboten.

Im Detail ist diese Arbeit wie folgt gegliedert. Nach einer Einführung in die generelle Thematik, die aus einem kleinen Überblick über die hinter den Indizes stehenden Methodologien und über bislang angefertigte Arbeiten zu diesem Thema besteht, werden in Abschnitt 2 die hier verwandten statistischen Verfahren und Vorgehensweisen erläutert. Gefolgt wird dies von einer detaillierten Ergebnispassage.

## 1.1 Conference Board Composite Leading Indicator (*CB-CLI*)

Das *Conference Board* übernahm 1996 vom Bureau of Economic Analysis (BEA) und dem Department of Commerce die Pflege der *Business-Cycle-Indicators*-Datenbank (BCI), aus der der *Composite Leading Indicator* hergeleitet wird. Die Vorgehensweise zur Erstellung des CB-CLI basiert im Wesentlichen auf drei Schritten:

- Die Komponenten des CB-CLI sind vorläufige Indikatoren, die aus der Business Cycle Indicators Datenbank ausgesucht werden. Hierbei wird im Wesentlichen die von Geoffrey H. Moore und Julius Shiskin (1967) vorgeschlagene Methodik verwendet. Anhand von 6 Kriterien<sup>1</sup> werden pro untersuchte Zeitreihe maximal 100 Punkte verteilt. Es ist allerdings anzumerken, dass dieser Bewertungsprozess keinesfalls rein quantitativ sein kann, sondern zu einem guten Teil von den Einschätzungen des Untersuchenden abhängt.<sup>2</sup> Die vorlaufenden Indikatoren mit der höchsten Punktzahl werden zur weiteren Konstruktion des Index herangezogen. Diese Vorgehensweise wird unregelmäßig, aber relativ häufig wiederholt, so dass die Zusammensetzung des CB-CLI nicht dauerhaft gleichbleibend ist und es zu fundamentalen Umstellungen des CB-CLI kommen kann. In einem späteren Abschnitt dieses Textes wird sich zeigen, dass dies einer der Kritikpunkte am *Composite-Leading-Indicator*-Ansatzes zur Konjunkturprognose ist.
- Entsprechend ihrer Punktzahl werden die Komponenten in einem Index zusammen gefasst. Je größer die Punktzahl im Verhältnis zu einer anderen Reihe, desto größer ist ihr Gewicht im Index.
- Der Verlauf des erstellten Index wird so angepasst, dass er mit dem Trend der Referenzreihe korrespondiert.

Allerdings ergibt sich aus der beschriebenen Vorgehensweise ein praktisches Problem. Ein Vorteil der CLIs besteht in ihrer zeitlich frühen Verfügbarkeit – der CB-CLI wird mit nur einem Monat Verzögerung veröffentlicht. Es ergibt sich, dass zum Zeitpunkt der Veröffentlichung des CLI einige seiner Komponenten noch nicht für den aktuellsten Zeitraum vorliegen. Das *Conference Board* löst diese Situation, indem es sowohl auf einfache ARIMA-Modelle als auch auf Hilfskomponenten zur Schätzung der nicht aktualisierten Indikatoren zurückgreift. Die Hilfskomponenten sind hierbei vorwiegend aus dem Bereich der Finanzindikatoren. Sobald alle Komponenten für den entsprechenden Zeitraum vorliegen, kommt es teilweise jedoch zu erheblichen Korrekturen des CB-CLI. In der Regel wird mit einer Veröffentlichung des Indikators

---

<sup>1</sup> Die 6 Kriterien der Komponentenauswahl sind: a) ökonomische Relevanz für die Konjunkturentwicklung; b) statistische Zuverlässigkeit; c) Übereinstimmung mit der historischen Konjunkturentwicklung; d) konstanter zeitlicher Vorlauf; e) Glätte; f) prompte Verfügbarkeit und Frequenz.

<sup>2</sup> Vgl. Moore, G.H. und Shiskin, J. (1967).

der Wert des vorherigen Monats korrigiert. Praktisch bedeutet dies für einen mit Prognosen beschäftigten Analysten, dass er sich nur bedingt auf eine Erstveröffentlichung des CLI stützen kann. Wartet er jedoch bis zur Korrektur, so geht ihm der ursprüngliche Zeitvorteil verloren.<sup>3</sup>

## 1.2 OECD Composite Leading Indicator (O-CLI)

Dem *OECD Composite Leading Indicator* liegt die Idee zugrunde, dass die Zyklen der Konjunktur durch Abweichung der Wirtschaftsaktivität von ihrem langfristigen Trend bzw. Potenzial gekennzeichnet werden, was mit Output Gap bzw. Produktionslücke bezeichnet wird. Befindet sich die Volkswirtschaft in der Nähe eines Konjunkturhochs, so ist die Produktionslücke negativ, in einer Rezession ist das Gegenteil der Fall.<sup>4</sup> So ergibt sich für den O-CLI die Notwendigkeit, den langfristigen Trend der Komponentenreihen zu bestimmen. Dieser wird mit Hilfe der PAT Methodologie des National Bureau of Economic Research (NBER) geschätzt.<sup>5</sup> Dies unterscheidet den O-CLI deutlich vom CB-CLI, der die Wendepunkte der Konjunktur nur als Ausweitung bzw. Schrumpfung der gesamtwirtschaftlichen Produktion beschreibt.

Die Auswahl der Komponenten des O-CLI geschieht auf Basis einer Liste von Kriterien, die denen des *Conference Boards* sehr ähneln. Es werden jedoch keine Punktzahlen zur Bewertung vergeben. Vielmehr wird im Hinblick auf die spätere Güte des O-CLI und die Abdeckung aller Sektoren der Volkswirtschaft diskret für bzw. gegen die Eingliederung eines vorlaufenden Indikators in den O-CLI entschieden. Die ausgewählten Komponenten werden bereinigt, um sie nur in Abweichungen von ihrem langfristigen Trend darzustellen.

Bevor hieraus allerdings ein Index erstellt wird, werden die einzelnen Zeitreihen noch weitergehend bearbeitet. Hierbei sind die folgenden Aspekte hervorzuheben:

- Datenfrequenz: Komponenten, die nur vierteljährlich veröffentlicht werden, werden mit Hilfe von linearer Interpolation auf monatliche Frequenz hochgerechnet.
- Glättung: Die Reihen werden geglättet, sodass ihnen die Volatilität genommen wird. Somit wird versucht nur fundamentale Bewegungen der gesamtwirtschaftlichen Produktion im O-CLI abzubilden.

---

<sup>3</sup> Vgl. Diebold und Rudebusch (1999).

<sup>4</sup> Es sollte angemerkt werden, dass diese Definition der vor allem im anglo-amerikanischen Bereich verbreiteten Variante nach Okun widerspricht. Das Gesetz von Okun besagt, dass der Output Gap mit  $Y - Y^*$  definiert ist. Hieraus ergibt sich, dass eine negative Produktionslücke für ein Konjunkturtief steht.

<sup>5</sup> Siehe Bry, G. und Boschan, C. (1978) für eine detailliertere Einführung in diese Methode.

- Standardisierung: Um eine Vergleichbarkeit bzw. die spätere Aggregation der einzelnen Reihen miteinander zu ermöglichen, werden die Komponenten standardisiert, d.h. ihre Schwankungen werden in eine vergleichbare Größe transformiert.

In der Aggregation der Reihen zum O-CLI werden die Komponenten, im Gegensatz zum CB-CLI, ungewichtet zusammengefasst.

Veröffentlicht wird der O-CLI in zwei Varianten. Eine trendbereinigte Version, die sich aus den beschriebenen Schritten ergibt und die Identifizierung von Wendepunkten in der Konjunktur erleichtern soll. Außerdem wird der O-CLI ebenfalls „*Trend Restored*“ zur Verfügung gestellt. Hierbei wird der langfristige Trend der Referenzreihe der trendbereinigten Variante hinzumultipliziert; eine direkte Vergleichbarkeit zwischen CLI und gesamtwirtschaftlicher Aktivität/Referenzreihe ist das Resultat.<sup>6</sup>

Da – ähnlich wie im Fall des CB-CLI – der O-CLI im Normalfall auch veröffentlicht wird, bevor alle Komponenten in aktuellster Version vorliegen – das Minimum ist bei 40-60% der verwendeten Zeitreihen – ist auch der O-CLI monatlichen Revisionen unterzogen.

## 2 Bisherige Arbeiten zu diesem Thema

Seit seiner Einführung durch das Bureau of Economic Analysis unter der Führung von Wesley C. Mitchell und Arthur F. Burns<sup>7</sup> hat sich der *Leading Indicator* Ansatz zur Konjunkturanalyse konstant als Prognosetool in der Praxis gehalten.<sup>8</sup> Gleichwohl wurden auch immer wieder Stimmen laut, die eine solche Methodik ablehnten. Die wahrscheinlich bekannteste Kritik ist von Koopmans (1947) bzw. Vining (1949). Sie bemängeln das Fehlen einer mikroökonomischen Fundierung und weisen darauf hin, dass – unabhängig von der Prognosefähigkeit eines CLI – der *Composite-Leading-Indicator*-Ansatz keine Rückschlüsse auf wirtschaftspolitische Maßnahmen zulässt.

---

<sup>6</sup> Allen CLIs ist es gemein, dass sie mit einer Hilfskonstruktion arbeiten. Da es aus statistischen Gründen nicht möglich ist einen CLI direkt mit der gesamtwirtschaftlichen Produktion zu vergleichen, greift man im Normalfall auf eine Zeitreihe zurück – die sogenannte Referenzreihe –, die es erlaubt, die Veränderungen der Wirtschaft zu approximieren.

<sup>7</sup> Vgl. Mitchell, Burns (1938).

<sup>8</sup> Es sollte hier angemerkt werden, dass es zuvor schon einmal ein System von vorlaufenden Indikatoren existierte: die sogenannten „Harvard A-B-C Curves“. Diese wurde allerdings, nachdem sie nicht in der Lage gewesen waren, die Rezession von 1929 und ebenso spätere Abschwünge vorherzusagen, nicht weiter fortgeführt, vgl. Persons (1924).

Darüber hinaus jedoch wurden eine Vielzahl von Untersuchungen angestellt, die sich nur mit der Prognosegüte von CLIs befassen<sup>9</sup>. Hierbei muss man jedoch zwei Ansätze unterscheiden. Zum einen stellt sich die Frage, wie gut CLIs Wendepunkte im Konjunkturzyklus vorher sagen. Zum anderen ist von Interesse, welche Prognoseeigenschaften CLIs in den Zeiträumen zwischen Wendepunkten haben, so dass sich jederzeit Vorhersagen zum Wirtschaftswachstum in numerischer Form ableiten lassen.

## 2.1 Wendepunktprognose

Der ursprüngliche Ansatz des BEA war die Entwicklung eines Instruments zur Wendepunktprognose. Es ist somit einleuchtend, CLIs auf diese Eigenschaften hin zu untersuchen. Über die Zeit haben sich diverse „Faustregeln“ heraus gebildet. Die bekannteste und wahrscheinlich am häufigsten verwendete besagt, dass ein Wendepunkt bevor steht, wenn der CLI in drei aufeinander folgenden Monaten steigt bzw. fällt und sich mindestens eine gleich lange Bewegung in die entgegengesetzte Richtung anschließt. Auf Basis dessen zeigt sich, dass der CB-CLI seit dem Zweiten Weltkrieg jeden wahren Wendepunkt signalisiert hat. Ein ähnliches Ergebnis erhält man, untersucht man andere Faustregeln auf diese Eigenschaft hin.<sup>10</sup> Nichtsdestotrotz ergeben sich auch Probleme. Erstens ist der zeitliche Vorlauf des Indexes in den meisten Fällen relativ gering und nicht konstant; er bewegt sich im Normalfall bei deutlich unter sechs Monaten. Zweitens wurden oftmals falsche Wendepunkte angekündigt, die sich im Nachhinein als Zwischenhochs bzw. –tiefs heraus gestellt haben.<sup>11</sup> Vor allem das letztere und sicherlich schwerwiegendere Problem wäre zu lösen, wenn der Index zwischen wahren Wendepunkten und zwischenzeitlichen Schwankungen unterscheiden könnte; mit anderen Worten, wenn der CLI die wirtschaftliche Aktivität im Zeitraum um einen Wendepunkt quantifizieren könnte. Dies bedeutet aber eigentlich nichts anderes, als quantitative Prognose anzufertigen, was der zweiten oben angeführten Fragestellung entspricht.

## 2.2 Quantitative Prognose

Die Ergebnisse im Falle der quantitativen Prognose sind nicht so eindeutig, wie sie sich bei der Wendepunktprognose darstellen. Frühe, mit einfachen Regressionsanalysen und Kausalitätstests angestellte Untersuchungen ergaben, dass der CB-CLI nicht sonderlich geeignet ist. Die verwendeten Komponenten scheinen weder die richtigen Gewichte im

---

<sup>9</sup> Es ist anzumerken, dass sich das Gros der Untersuchungen für us-amerikanische CLIs mit dem *Conference Board* CLI befassen. Die hier angeführten früheren Ergebnisse lassen sich also nicht ohne weiteres auf andere CLIs für die USA transferieren.

<sup>10</sup> Vgl. Koch, Rasche (1988).

<sup>11</sup> Vgl. Hymans (1973) und Gorton (1982).



Index zu haben, noch eine Kausalität zur Wirtschaftsaktivität aufzuweisen.<sup>12</sup> Mit Hilfe eines einfachen ARMAX-Ansatzes kommen Koch und Rasche (1988) zu einem gegensätzlichen Befund. Braun und Zarnowitz (1989) bestätigen dieses Ergebnis mit ihrer Untersuchung anhand von VAR-Modellen, die den CB-CLI einschließen. Diese Modelle weisen gegenüber alternativen, die den CB-CLI nicht einschließen, eine deutlich geringere Varianz der Residuen bei der Prognose auf. Eine Verbesserung der Spezifikation der Prognosegleichung scheint vorzuliegen.

Alle bislang angeführten Ansätze haben eine Gemeinsamkeit. Sie verwenden nicht die Erstveröffentlichungen des CLI, sondern Ex-Post-Daten. Hiermit wird allerdings ein fundamentales Problem der CLI umgangen. Ein mit der Prognose der gesamtwirtschaftlichen Produktion beschäftigter Volkswirt ist aus zeitlichen Gründen im Normalfall auf die Erst-Veröffentlichungen des Index angewiesen und kann nicht spätere Revisionen oder gar eine fundamentale Umstellungen des Index abwarten. Außerdem stellen gerade letztere herkömmliche Analysemethoden in Frage. Ein heute erzielttes Ergebnis mit dem CB-CLI kann vor einer Umstellung noch ganz anders ausgesehen haben. Diese Probleme werden von Diebold und Rudebusch (1999) aufgegriffen. Sie versuchen eine Echtzeit-Prognose zu simulieren, indem sie den CLI in unrevidierter Form zur Vorhersage heranziehen. Ihre Ergebnisse zeigen, dass sich die von Koch und Rasche (1988) bzw. Braun und Zarnowitz (1989) gefundenen Eigenschaft im Rahmen einer Echtzeit-Prognose deutlich verschlechtern und eine ‚naive‘ ARIMA-Prognose nicht verbessern.<sup>13</sup>

### 3 Methodik

Vor der eigentlichen Untersuchung der hier verwendeten CLIs stellt sich die fundamentale Frage, anhand welcher Referenzgröße die Güte der Indizes gemessen werden soll. Die naheliegendste Wahl wäre das Bruttoinlandsprodukt, da dieses die weitverbreiteteste Messlatte der gesamtwirtschaftlichen Produktion ist. Allerdings ergibt sich hierbei ein klares Problem. Das BIP wird nur in quartalsmäßiger Frequenz veröffentlicht, die CLIs liegen in monatlicher Form vor. Da jedoch die angewandten statistischen Methoden einen Vergleich von Quartalszahlen mit Monatszahlen nicht zulassen, müssen zwei Zeitreihen gewählt werden, die die gleiche Veröffentlichungsfrequenz haben. Selbstverständlich wäre es möglich, die CLIs und das BIP durch rechnerische Methoden in ihrer Frequenz anzupassen, dies würde aber entweder eine Erfindung von Daten (BIP durch Interpolation in Monatsdaten

---

<sup>12</sup> Vgl. Maher (1957), Hymans (1973), Neftci (1979), Auerbach (1982). In Neftci (1979) und Auerbach (1982) stützt sich das Ergebnis auf saisonbereinigte Daten, wie sie im CLI verwendet werden. Im Fall von unbereinigten Zeitreihen finden sie jedoch sehr wohl eine Kausalbeziehung.

<sup>13</sup> Eine solche Vorgehensweise setzt voraus, dass alle historischen Datenreihen existieren. Sie werden zu einer Vielzahl von Echtzeit-Datensets zusammengefasst und können erst dann zu Prognosen verarbeitet werden.

transformiert) oder einen Verlust von Daten (CLIs auf Quartalszahlen runtergerechnet) bedeuten. Beide Ergebnisse sind nicht akzeptabel. Die meisten bislang verfassten Arbeiten hierzu ziehen zu diesem Zweck den Index der Industrieproduktion heran. Die Logik dieses Vorgehens ist einfach. Während der primäre und der tertiäre Sektor sowie der Staat relativ stabil in ihrer Entwicklung sind, die gesamtwirtschaftliche Produktion jedoch zyklischen Faktoren unterliegt, bleibt nur der sekundäre Sektor als maßgebende Komponente. Trifft diese Überlegung zu, so lässt sich die gesamtwirtschaftliche Produktion bzw. das BIP mit der Industrieproduktion approximieren und sie würde sich als Referenzreihe anbieten. Gewisse Argumente lassen diesen Ansatz jedoch auch problematisch erscheinen. Die Industrieproduktion macht als Ganzes nur ein Sechstel des gesamten Bruttoinlandsprodukts aus; fünf Sechstel der gesamtwirtschaftlichen Produktion bleiben also unberücksichtigt. Darüber hinaus sinkt ihr Anteil am BIP seit einigen Jahrzehnten. Es gibt also Anlass, die Industrieproduktion als Referenzreihe in Frage zu stellen. Eine mögliche Alternative ist der vom *Conference Board* veröffentlichte *Coincident Index*. Basierend auf einer Methodik, die der des CB-CLI sehr ähnelt, fungiert er als gleichlaufender Indikator und bietet somit eine zeitnahe Einschätzung der gesamtwirtschaftlichen Aktivität. Der *Coincident Index* wird zeitgleich und in gleicher Frequenz mit dem CB-CLI veröffentlicht.

Um die Entscheidung zu treffen, welche der beiden potentiellen Referenzreihen für die Tests an den CLIs verwendet wird, werden der *Coincident Index* und die Industrieproduktion zu Quartalszahlen aggregiert und direkt mit den Werten für das BIP verglichen.<sup>14</sup> Zu diesem Zweck werden Kreuz-Korrelationen berechnet und ein Kohärenztest angefertigt. Beim Kohärenztest handelt es sich um ein wenig angewendetes Verfahren. Die Kohärenz ist eine Kennzahl aus der Spektralanalyse. Sie gibt an, in wie weit zwei Zeitreihen den gleichen Zyklen unterliegen, wobei die Zyklen innerhalb eines bestimmten Frequenzbandes (Schwingungslänge) liegen. Im Allgemeinen ist das Niederfrequenzband<sup>15</sup> der konjunkturrelevante Bereich.<sup>16</sup> Zu beachten ist jedoch, dass dieser Test keine Aussage über eine mögliche Kausalität zwischen den zu untersuchenden Zeitreihen macht. Gleiches gilt für die Fragestellung des Vorlaufs eines Indikators. Der Kohärenztest gibt nur Aufschluss darüber, ob der Indikator und die Referenzreihe den gleichen Zyklen unterliegen und damit einen

---

<sup>14</sup> Obwohl diese Vorgehensweise im direkten Vergleich des CLI und des BIP abgelehnt wurde, so scheint sie in diesem Fall durchaus angebracht. Wenn Referenzreihe und BIP in vierteljährlichen Zahlen einen Gleichlauf aufweisen, so ist es plausibel, dass sie dies auch auf monatlicher Basis tun würden. Erstens bestätigt ein solcher Befund, dass die Grundkonstruktion des *Coincident Index* bzw. die angestellte Überlegung zum IP zutrifft. Zweitens stellt die Umrechnung der Referenzreihen in Quartalszahlen das geringere Problem dar, da hier keine Daten ‚erfunden‘ werden, sondern nur Daten verloren gehen.

<sup>15</sup> Eine niedrige Frequenz spiegelt konjunkturelle Zyklen wieder, während hohe Frequenzen für innerzyklische Schwankungen stehen. Mit anderen Worten, je niedriger die Frequenz, desto länger der Zeitraum, den ein Zyklus umspannt.

<sup>16</sup> Eine genauere Erklärung dieses Verfahrens kann in Koopmans, L.H. (1974) gefunden werden.

vergleichbaren Verlauf aufweisen. Ein perfekter Gleichlauf innerhalb einer bestimmten Frequenz wird durch eine Kohärenz von Eins signalisiert; Null entspricht dem Gegenteil. Um die gefundenen Kohärenzen auf ihre Signifikanz zu untersuchen, wird die von Koopmans (1974) vorgeschlagene Teststatistik mit einem Konfidenzband von 5% herangezogen.

Sobald eine geeignete Referenzreihe festgelegt wurde, können die eigentlichen Tests der CLIs vorgenommen werden. Diese Analysen teilen sich auf in zwei verschiedene Vorgehensweisen. Zum einen werden die CLIs direkt mit der Referenzreihe verglichen, d.h. anhand von einfachen Methoden wie z.B. Kreuz-Korrelationen und Test auf Granger-Kausalität wird versucht, direkte Parallelen festzustellen. Außerdem wird die zuvor schon angesprochene Kohärenz berechnet. Zum anderen wird auch mit Hilfe von Out-of-Sample Vorhersagen die Prognosefähigkeit direkt getestet. Es soll untersucht werden, in wie weit die Prognosen eines ‚naiven‘ ARIMA-Modells durch die Hinzunahme eines der beiden CLIs verbessert werden. Hierzu wird sowohl das ‚naive‘ Modell als auch das um vergangene Werte des *Composite Leading Indicators* erweiterte Ansatz über einem bestimmten Stützzeitraum geschätzt. Anschließend werden in beiden Fällen Vorhersagen für die Referenzreihe mit einem Horizont von 1, 3, 6 und 12 Monaten angestellt. In einem nächsten Schritt wird der Stützzeitraum um einen Monat erweitert und es werden erneut Prognosen erstellt. Dieser Prozess wird fortgeführt bis die Datenbasis erschöpft ist. Für diese Untersuchungen stehen Daten von Januar 1959 bis Juni 2002 zur Verfügung. Der Out-of-Sample-Ansatz wurde am Januar 1999 begonnen, so dass sich insgesamt 42 Ein-, 40 Drei-, 37 Sechs- und 31 Zwölfmonatsprognosen ergeben. In diesem Zusammenhang sollte angemerkt werden, dass zur Durchführung mehrmonatiger Prognosen perfekte Voraussicht angenommen wird.<sup>17</sup> Die so gefundenen Prognosereihen werden nun mit den Ist-Werten der Referenzreihe verglichen, sodass eine Aussage über die Vorhersagegüte des ARIMA-Modells mit und ohne CLI getroffen werden kann. Hierfür wird sowohl Theil’s U als auch eine Kennzahl nach Diebold und Mariano (1995)<sup>18</sup> berechnet. Die Ergebnisse erlauben schließlich zu beurteilen, ob ein Prognoseansatz unter Zuhilfenahme eines CLI – im Speziellen sogar welcher CLI – deutliche Verbesserungen mit sich bringt.

Die Theil’s U Kennzahl ist eine einfache, deskriptive und verbreitete Methodik zwei Verfahren auf ihre Prognosegüte hin zu testen. Die hier angewendete Modifikation nach

---

<sup>17</sup> Wäre dies nicht der Fall, so müssten unter Umständen auch Indikatorwerte vorhergesagt werden. Perfekte Voraussicht verringert zwar die potenziellen Fehlerquellen, doch sollte sich die ‚naive‘ Zeitreihenanalyse trotzdem als nicht schlechter herausstellen, so wäre das Urteil über den CLI-Ansatz umso stärker.

<sup>18</sup> Eine technische Erläuterung des Diebold/Mariano Tests, ist im Anhang zu finden.

Davis und Fagan (1997)<sup>19</sup> berechnet das Verhältnis der Wurzeln der durchschnittlichen quadrierten Prognosefehler (RMSE: root mean squared error) der beiden Ansätze.

$$\text{Theil's } U = \frac{RMSE_{CLI}}{RMSE_{ARIMA}}$$

Ein Wert zwischen Null und Eins spricht für die Prognose des CLI-Ansatzes. Eins besagt, dass keines der beiden Prognosemodelle deutlich bessere Ergebnisse liefert und ein Theil's U über Eins bevorzugt den ‚naiven‘ ARIMA-Ansatz.

Während Theil's U deskriptiver natur ist, so handelt es sich beim Diebold/Mariano Test um eine statistische Test, der auf einem T-Test fußt. Er erlaubt im Gegensatz zu Theil's U festzustellen, ob die gefunden Ergebnisse signifikante Resultate darstellen. Des Weiteren werden beim Diebold/Mariano Test die Varianzen der Prognosefehler in die Bewertung einbezogen und nicht nur ihr Durchschnitt. Dies ergibt ein insgesamt konsistenteres Ergebnis. Der Test untersucht die Null-Hypothese, dass weder der naive ARIMA-Ansatz noch die CLI-Prognose deutlich bessere Vorhersagen macht und ein signifikantes Resultat deutet darauf hin, dass die CLI-Prognose dem ARIMA-Model überlegen ist.

Im Allgemeinen ist anzumerken, dass die hier angewendeten Methoden auf Ex-post-Daten basieren. Eine, wie sie von Diebold und Rudebusch (1999) praktiziert wurde, Echtzeit-Prognose, ließe sich nur unter großem zeitlichen wie auch finanziellem Einsatz – wenn überhaupt – ermöglichen. Um das Problem der monatlichen Revisionen zu umgehen, wurden nur die aktuellsten bereits revidierte Werte der CLIs benutzt. Des Weiteren werden für alle Methoden Veränderungsdaten (Veränderung gegenüber Vorperiode) angewendet.

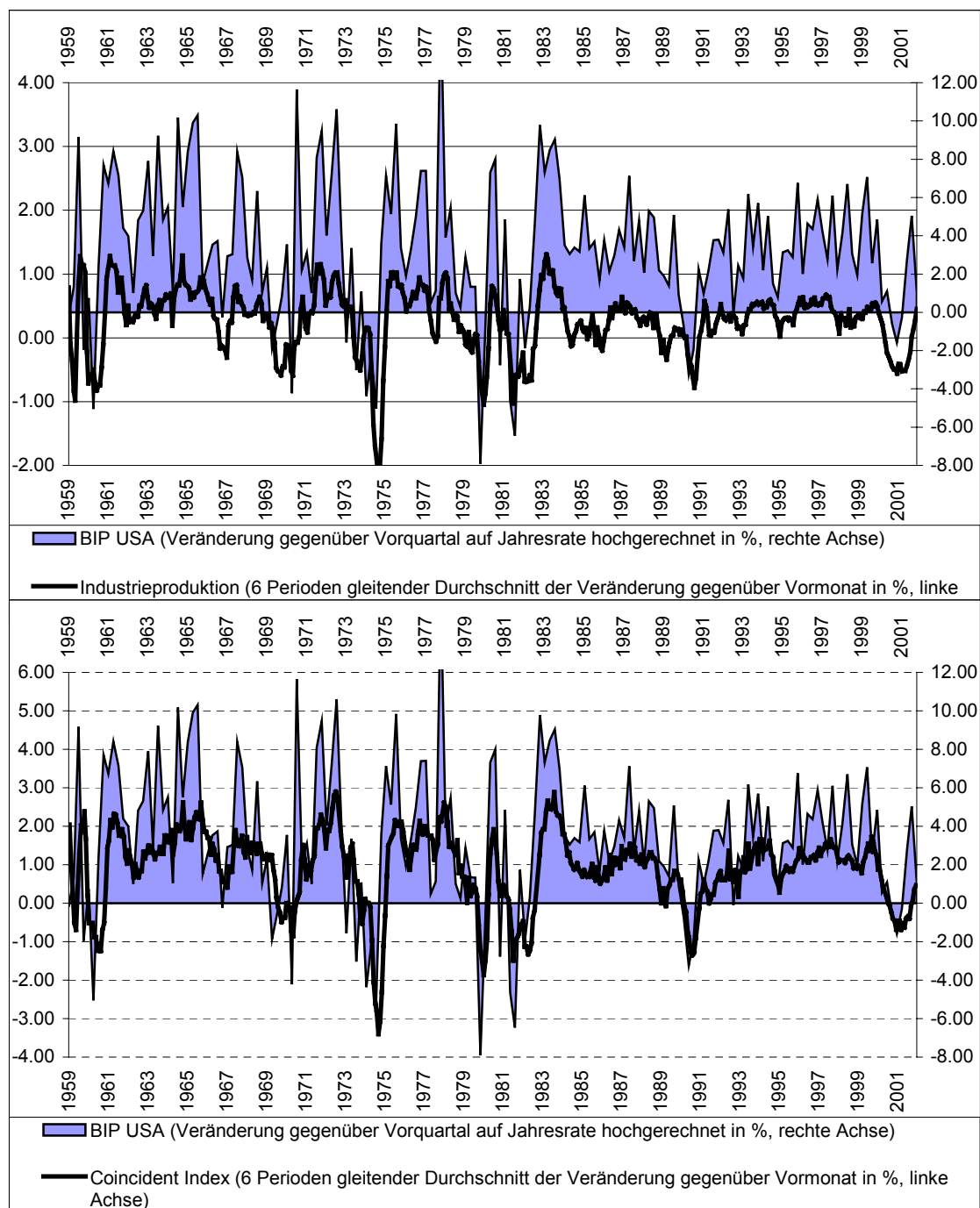
## 4 Ergebnisse

Wie besprochen ist der erste Schritt die Findung einer passenden Referenzreihe. Obwohl eine rein visuelle Auswertung andeutet, dass der *Coincident Index* die bessere Referenzreihe darstellt, ist eine eindeutige Beurteilung auf dieser Basis nicht möglich.

---

<sup>19</sup> Die ‚klassische‘ Variante von Theil's U vergleicht einen Prognoseansatz nicht mit einer ‚naiven‘ Zeitreihenvorhersage, sondern unterstellt einen Random Walk in der Referenzreihe. Somit wird die vorgenommene Prognose mit den Ist-Werten für (t-1) verglichen.

Abbildung 1:  
Vergleich der Entwicklung des BIP USA mit der Industrieproduktion bzw. *Coincident Index*



Quelle: Bureau of Economic Analysis, *Conference Board*, Department of Commerce, eigene Berechnungen. Die Industrieproduktion und der *Coincident Index* sind als gleitender Durchschnitt der Veränderungsrate gegenüber dem Vormonat dargestellt.

Ähnliches gilt für eine Auswertung der Kreuzkorrelationen zwischen den potentiellen Referenzreihen und dem BIP.

Tabelle 1:

Kreuzkorrelationen der Industrieproduktion bzw. des *Coincident Index* mit dem BIP-USA

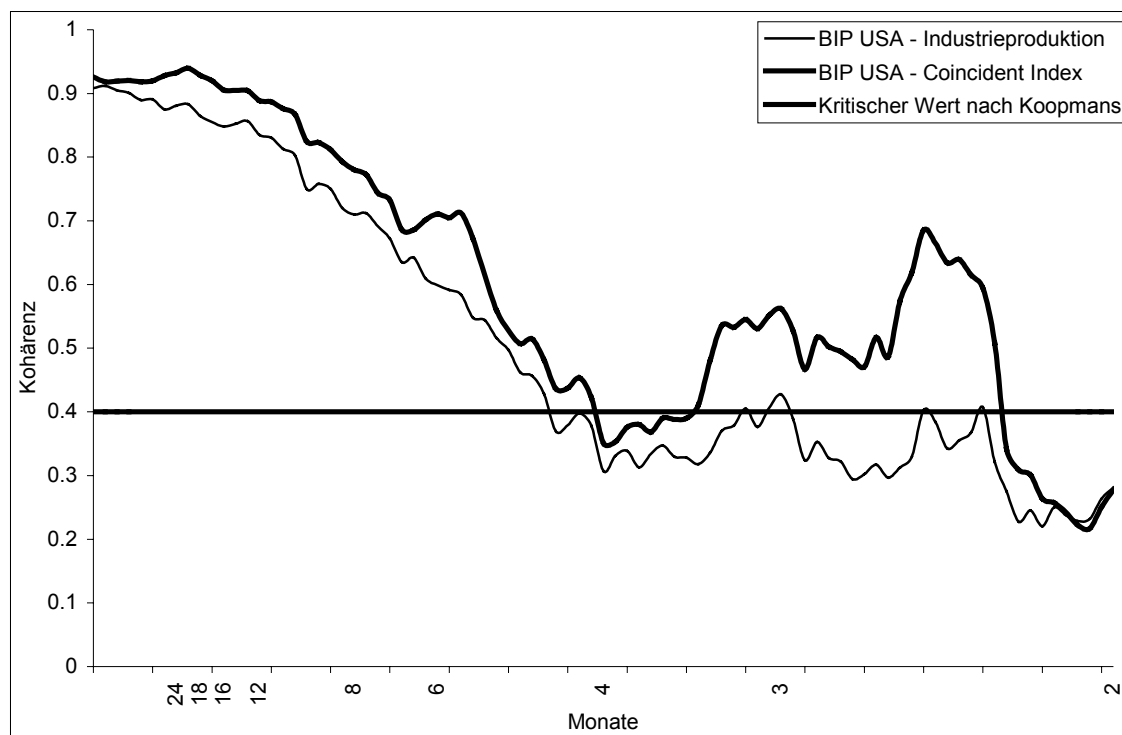
i	BIP, Produktion(-i)	Korrelation	BIP, Coincident(-i)	Korrelation
0	.  *****	0.769	.  *****	0.8053
1	.  ***	0.3495	.  ***	0.3574

Quelle: Eigene Berechnungen, wobei i die Anzahl der Lags ist.

Ein abschließendes Urteil muss somit vom Kohärenztest ausgehen.

Abbildung 2:

Ergebnisse des Kohärenztests<sup>20</sup>



Quelle: Eigene Berechnungen.

<sup>20</sup> Der Kohärenztest wurde mit Hilfe eines Parzenfensters, das die ersten 19 Autokovarianzen berücksichtigt, erstellt. Aus Verständnisgründen sind die Frequenzen auf der X-Achse in korrespondierende Monatszeiträume transformiert. Der kritische Wert ergibt sich aus Koopmans (1974), annex, Tabelle A9.6. Kohärenzen oberhalb des kritischen Wertes sind signifikant.

Im konjunkturrelevanten Niederfrequenzbereich, d.h. mehr als 12 Monate Schwingungslänge, weist der *Coincident Index* eine durchweg höhere Kohärenz auf als der Produktionsindex. Dies wird vor allem deutlich, wenn exemplarisch der Durchschnitt über das untere Drittel der Frequenzen gebildet wird. Während die Industrieproduktion eine durchschnittliche Kohärenz von 0,79 aufweist, so liegt dieser Wert für den *Coincident Index* bei knapp 0,85. Obwohl die Unterschiede nicht ausgesprochen groß sind, so lässt dieses Ergebnis doch die Wahl des *Coincident Index* als Referenzreihe zu, auch wenn es im Vergleich die Industrieproduktion nicht ablehnt.

#### **4.1 Kreuzkorrelationen**

Nachdem die Referenzreihe bestimmt ist, kann nun zur eigentlichen Analyse übergegangen werden. In einem ersten Schritt werden die Kreuzkorrelationen des CB-CLI bzw. des O-CLI mit dem *Coincident Index* analysiert.

Quelle: Eigene Berechnungen, wobei  $i$  die Anzahl der Lags ist.

Es zeigt sich, dass weder der CB-CLI noch der O-CLI deutliche Korrelationen mit der Referenzreihe haben, wobei der O-CLI die besseren Ergebnisse liefert. Er hat sowohl den höchsten Korrelationswert als auch die höchsten Werte beim Vorlauf. Da nun jedoch eine Analyse der Korrelationen, besonders wenn Prognosen der Anstoß dieser Untersuchung sind, nur bedingt aussagekräftig sind, sollte dieses Ergebnis nicht zu hoch eingeschätzt werden. So können z.B. die Ergebnisse von Kreuzkorrelationen durch hohe Auto-Korrelationen stark beeinflusst werden.

Tabelle 2:  
Kreuzkorrelationen der CLIs mit dem *Coincident Index*

i	Coincident, CB-CLI(-i)	Korrelation	Coincident, O-CLI(-i)	Korrelation
0	. ****	0.4306	. ****	0.3649
1	. **	0.2292	. *****	0.475
2	. ***	0.3142	. ****	0.3981
3	. ***	0.2805	. ****	0.4021
4	. ***	0.3353	. ***	0.3209
5	. **	0.1675	. ***	0.2714
6	. **	0.2134	. **	0.1961
7	. **	0.1978	. **	0.2396
8	. **	0.2123	. **	0.2087
9	. **	0.2219	. **	0.2386
10	. ***	0.28	. ***	0.2791
11	. **	0.2017	. **	0.2429
12	. **	0.1696	. **	0.1637
13	. *	0.1426	. *	0.1197
14	. .	0.0422	. *	0.1098
15	. *	0.1013	. .	0.0421
16	. .	0.0213	. .	0.0484
17	. *	0.0939	. *	0.0796
18	. *	0.0649	. *	0.0692
19	. .	0.0438	. *	0.0916
20	. *	0.1009	. *	0.0795
21	. *	0.0824	. *	0.0807
22	. .	0.0472	. .	0.012
23	. .	-0.036	* .	-0.0546
24	* .	-0.0645	* .	-0.1173
25	* .	-0.0756	* .	-0.0794
26	. .	0.021	* .	-0.0588
27	. .	-0.0398	. .	-0.0265
28	* .	-0.0637	. .	-0.0377
29	. .	-0.0231	* .	-0.0557
30	. .	-0.0016	. .	-0.0206
31	. .	-0.0307	. .	-0.0367
32	* .	-0.0441	. .	-0.0306
33	. .	0.028	* .	-0.0462
34	* .	-0.0668	. .	-0.0197
35	. .	0.004	* .	-0.0654
36	. .	-0.0277	* .	-0.0449

Quelle: Eigene Berechnungen, wobei i die Anzahl der Lags ist.

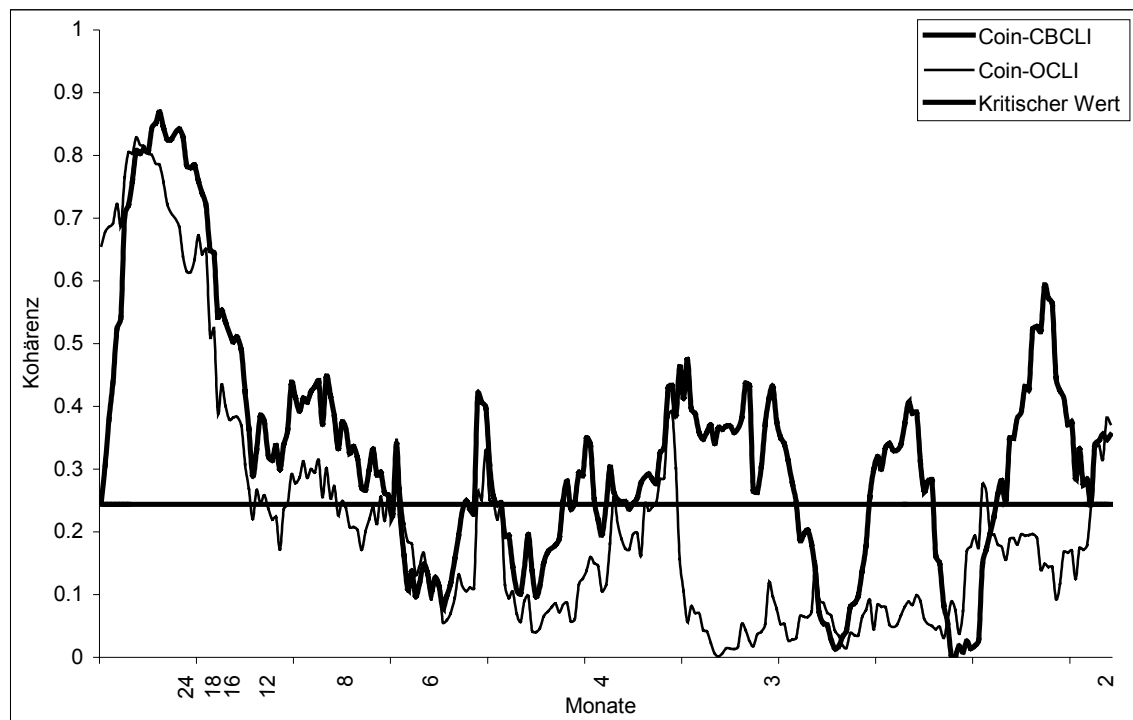
## 4.2 Kohärenztest

Der Kohärenztest erlaubt zwei Schlussfolgerungen. Erstens ergibt sich, dass beide Indizes im Bereich der Niederfrequenz signifikante Werte ausweisen. Allerdings fallen diese Werte relativ schnell ab, so dass sich im gleichen Bereich nur eine



durchschnittliche Kohärenz von ca. 0,46 beim CB-CLI bzw. knapp 0,41 beim O-CLI ergibt.

Abbildung 3:  
Kohärenztest der CLIs<sup>21</sup>



Quelle: Eigene Berechnungen.

Im unteren Drittel der Frequenzen zeigt der O-CLI sogar teilweise insignifikante Werte. Zweitens scheint der CB-CLI durchschnittlich eine höhere Kohärenz zum *Coincident Index* zu haben. Allerdings ist der Unterschied zwischen beiden Indizes auf relativ niedrigem Niveau, so dass sich nicht eindeutig ein Urteil zugunsten des CB-CLI fällen lässt.

### 4.3 Test auf Granger-Kausalität

Da eine einseitige Kausalität – Indikator ist kausal für die Referenzreihe, aber nicht umgekehrt – als Bedingung erfüllt sein muss, wenn ein Indikator zur Prognose herangezogen werden soll, dient der Test auf Granger-Kausalität als weitere Methode

<sup>21</sup> Die Berechnungen wurden mit Hilfe eines Parzenfensters, das die ersten 19 Autokovarianzen berücksichtigt, erstellt. Aus Verständnisgründen sind die Frequenzen auf der X-Achse in korrespondierende Monatszeiträume transformiert. Der kritische Wert ergibt sich aus Koopmans (1974), annex, Tabelle A9.6. Kohärenzen oberhalb des kritischen Wertes sind signifikant.

zur Findung eines geeigneten CLI zur Konjunkturprognose. Die Ergebnisse zeigen, dass der O-CLI kausal für die Referenzgröße ist, aber nicht die Referenzgröße für den O-CLI.

Tabelle 3:  
Ergebnisse der Test auf Granger-Kausalität

	CB-CLI	O-CLI
CLI does not Granger Cause Coincident Index	8.76988 *	12.4389 *
Coincident Index does not Granger Cause CLI	3.83956 *	1.57108

Quelle: Eigene Berechnungen. Ein „\*“ markiert Werte, die die Nullhypothese mindestens auf einem Niveau von 5% ablehnen.

Der CB-CLI erfüllt diese Voraussetzung allerdings nicht. Für ihn gilt in beide Richtungen eine kausale Beziehung zum *Coincident Index*. Es lässt sich also folgern, dass zwar der O-CLI grundsätzlich für die Prognose der Referenzreihe verwendet werden kann, jedoch nicht der CB-CLI. Dieses Ergebnis, für sich genommen, führt zu einer Ablehnung des CB-CLI als Prognoseindikator<sup>22</sup>.

#### 4.4 Out-of-Sample-Prognosen

Die Ergebnisse der Out-of-Sample-Prognosen zeigen sich, abhängig von der Evaluationsmethodik, uneinheitlich.

Auf Basis der Theil's U Kennzahl kann teilweise eine deutliche Verbesserung gegenüber einer ‚naiven‘ ARIMA Prognose festgestellt werden. Dies ist besonders der Fall je länger der Vorhersagehorizont wird (siehe Tabelle 4). So fällt diese Kennzahl im Fall des O-CLI von 0,88 bei einem Monat Prognosehorizont auf 0,59 wenn ein komplettes Jahr in die Zukunft prognostiziert wird. Dieses Ergebnis kann auf die zuvor getroffene Annahme der perfekten Voraussicht zurück geführt werden. Da das ARIMA-Modell alle zukünftigen, für langfristige Prognosen benötigte Werte aus sich selber heraus prognostiziert, hat es einen klaren Nachteil gegenüber den perfekt vorhergesehenen CLI-Werten. Die Verbesserung unter Einschluss eines CLI der gesamten Prognose steigt somit an, je länger der Prognosehorizont ist. Im Falle einer praktischen Anwendung eines CLI zur Prognose der Referenzreihe würde dieser

---

<sup>22</sup> Das Ergebnis der beidseitigen Kausalität zwischen CB-CLI und *Coincident Index* kann bereits als erster Hinweis gewertet werden, dass wohlmöglich das ARIMA-Modell keine schlechteren Prognosen der Referenzreihe erzeugt, als eine um den CB-CLI erweiterte Prognosegleichung. Eine Substitution zwischen CB-CLI und *Coincident Index* erscheint auf dieser Basis plausibel, so dass das reine ARIMA-Modell dem ARIMA-Modell plus CB-CLI entspricht. Dies ist generell bei beidseitiger Kausalität der Fall. Sollte in der Referenzreihe jedoch ein Strukturbruch vorliegen, so würde der CLI helfen diesen auf längerer Frist auszugleichen. Dies ist besonders der Fall, da Strukturbrüche oftmals einen deutlichen Unterschied zwischen In-Sample-Analysen und Out-of-Sample-Prognosen begründen. Außerdem kann es sein, dass mit Hilfe eines solchen CLI ein ARIMA-Modell vereinfacht wird, was für sich genommen eine Verbesserung des Ansatzes bedeuten würde.

‚Vorteil‘ jedoch wegfallen. Die Annahme der perfekten Voraussicht wäre nicht zu halten und zukünftige CLI-Werte müssten ebenfalls mit Prognosefehlern in die Schätzung eingehen. Des Weiteren ist ein klarer Unterschied zwischen Prognosen, die mit Hilfe des CB-CLI und solchen, die sich auf den O-CLI stützen, festzustellen. Der Index der OECD scheint die deutlich besseren Vorhersagen zu treffen. Dieses Bild verändert sich allerdings drastisch, wenn anstelle von Theil's U der modifizierte Diebold/Mariano Test angewendet wird. In keinem der untersuchten Fälle war es möglich, die Nullhypothese abzulehnen. Mit anderen Worten scheint durchweg die ‚naive‘ ARIMA-Prognose keine schlechteren Vorhersagen zu produzieren, als eine Prognose, die um einen der beiden Indizes erweitert wurde.

Tabelle 4:  
Ergebnisse der *Out-of-Sample-Prognosen*

Prognose Horizont	ARMA	CB-CLI			O-CLI		
	RMSE	RMSE	Theil's U	Diebold/Mariano	RMSE	Theil's U	Diebold/Mariano
1	0.2100272	0.21949025	1.04505631	0.095152062	0.18527316	0.88213888	-0.169558959
3	0.21769865	0.22532539	1.03503347	0.078842202	0.18459085	0.84791911	-0.196709422
6	0.2521467	0.23484011	0.93136301	-0.219176932	0.1881441	0.74616922	-0.355330475
12	0.29911402	0.25531258	0.85356274	-0.35529766	0.17641615	0.58979565	-0.481433498

Quelle: Eigene Berechnungen. Keines der Diebold/Mariano Ergebnisse ist signifikant.

## 5 Fazit

In den angefertigten Untersuchungen hat sich gezeigt, dass sich der *Coincident Index* marginal besser als Referenzreihe eignet als die Industrieproduktion. Die anhand dessen untersuchten CLIs geben eine angemessene Beschreibung der konjunkturellen Ereignisse. Doch diese Eigenschaft scheint sich nicht vollständig auf Prognosen zu übertragen. Nur gemessen am RMSE bzw. der Theil's U Kennzahl sind Out-of-Sample-Prognosen einem ‚naiven‘ ARIMA-Ansatz überlegen. Hierbei stellt sich vor allem eine langfristige Vorhersage mit Hilfe des O-CLI positiv dar. Wird allerdings der Diebold/Mariano Test herangezogen, so scheint die Verbesserung der Prognose nicht signifikant. In diesem Zusammenhang stellt sich der O-CLI noch als der bessere *Composite Leading Indicator* dar. Dieses Resultat ist erstaunlich, da die CB-CLI und die hier verwandte Referenzreihe methodisch auf vergleichbare Weise erstellt werden und darüber hinaus gleichzeitig und vom selben Institut veröffentlicht werden. Der O-CLI folgt hingegen einem anderen Ansatz. Des Weiteren muss beachtet werden, dass das Resultat des Tests auf Granger-Kausalität den CB-CLI als Prognoseindikator ausgeschlossen hat. Die herausgefundene beidseitige Kausalität zwischen CB-CLI und *Coincident Index* lässt den *Composite Leading Indicator* des *Conference Boards* eher für Analysen der gesamtwirtschaftlichen Aktivität geeignet erscheinen. Dies ist besonders der Fall, da im Rahmen des Diebold/Mariano Test keine signifikante Verbesserung der ‚naiven‘ ARIMA-Prognose unter Einschluss des CB-CLI erreicht wurde.

So lässt sich abschließend sagen, dass die hier untersuchten Indizes wohl durchaus zur aktuellen Analyse der Konjunktur herangezogen werden können, aber ihre Prognoseleistung nicht ausreicht, um eine Benchmarkprognose auf Basis einer einfachen ARIMA-Schätzung deutlich zu verbessern. Sie als Hilfsmittel im Rahmen von analytischen Prognosen durchaus verwendbar, ihre Prognoseleistung reicht allerdings nicht aus, um eigenständige quantitative Prognosen zu stützen. Dies trifft in besonderem Maße für den CB-CLI zu, der im Test auf Granger-Kausalität abgelehnt wurde. Alles in allem werden diese Ergebnisse noch verschärft, da in den vorgenommenen Untersuchungen zwei potenzielle Fehlerquellen ausgeschlossen wurden. Erstens wäre im Rahmen einer praktischen Anwendung eines CLI die Annahme der perfekten Voraussicht nicht zu halten, so dass die Prognose der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung anhand eines CLI weiter verschlechtert würde. Zweitens wie Diebold und Rudebusch (1999) zeigen ist eine Prognose auf Basis der Erstveröffentlichungen der CLIs deutlich schlechter als eine Vorhersage mit komplett revidierten Zahlen.

## Literaturverzeichnis

- AUERBACH, A. J.: The Index of Leading Indicators: ‚Measurement Without Theory‘ Thirty-Five Years Later. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 64, 1982, S. 589-595.
- BRY, G.; BOSCHAN, C.: The Phase Average Trend: A New Way of Measuring Economic Growth. National Bureau of Economic Research, 1978.
- DAVIS, E. P.; FAGAN, G.: Are Financial Spreads Useful Indicators of Future Inflation and Output Growth in EU Countries? *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 12, 1997, S. 701-714.
- DIEBOLD, F.X., MARIANO, R.S.: Comparing Predictive Accuracy, *Journal of Business and Economic Statistics* 13, 1995, S. 253-263.
- DIEBOLD, F. X.; RUDEBUSCH, GLENN D.: Forecasting Output with the Composite Leading Index: A Real-Time Analysis. In: Francis X. Diebold and Glenn D. Rudebusch (Hrsg) *Business Cycles*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1999.
- GORTON, G.: Forecasting With the Index of Leading Indicators. *Federal Reserve Bank of Philadelphia Business Review*, Nov.-Dec., 1982, S. 15-27.
- HARVEY, D.; LEYBOURNE, S.; NEWBOLD, P.: Testing the Equality of Prediction Mean Squared Errors, *International Journal of Forecasting*, Vol. 13, 1997, S. 281-291.
- HYMANS, S.: On the Use of Leading Indicators to Predict Cyclical Turning Points. *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 3, 1973, S. 339-375.
- KOCH, P. D.; RASCHE, R. H.: An Examination of the Commerce Department Leading-Indicator Approach. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 6, April 1988, S. 167-187.
- KOOPMANS, L. H.: *The Spectral Analysis of Time Series*, New York, 1974.
- KOOPMANS, T.: Measurement without Theory. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 29, 1947, S. 161-172.
- MAHER, J.: Forecasting Industrial Production. *Journal of Political Economy*, Vol. 65, 1957, S. 158-165.
- MITCHELL, W. C.; BURNS, A. F.: *Statistical Indicators of Cyclical Revivals*. National Bureau of Economic Research, 1938.
- MOORE, G. H.; SHISKIN, J.: *Indicators of Business Expansions and Contractions*. National Bureau of Economic Research, Occasional Paper 103, New York 1967.

NEFTCI, S. N.: Lead-Lag Relationship, Exogeneity and Prediction of Economic Time Series. *Econometrica*, Vol. 47, 1979, S. 101-113.

NEWKEY, W.; WEST, K.: A Simple Positive-Semidefinite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix, *Econometrica* 55, 1987, S. 703-708.

PERSONS, W. M.: The Problem of Business Forecasting. Pollak Foundation for Economic Research Publication, Vol. 6, Pitman, London, 1924.

VINING, R.: Koopmans on the Choice of Variables to Be Studied and of Methods of Measurement. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 31, 1949, S. 77-94.

## Anhang

### A. Diebold/Mariano Test

Für den Diebold/Mariano Test werden für beide Modelle (CLI und ARIMA) Prognosen für  $h$  Perioden erstellt (in diesem Fall für  $h = 1, 3, 6, 12$ ). Die sich ergebenden Prognosefehler  $e$  werden quadriert ( $e^2_{i,t}(h)$  mit  $i = CLI, ARIMA$  und  $t = 1, \dots, N$ ) und die Differenz der Prognosefehler für den CLI-Ansatz und das ARIMA-Modell ( $d_t(h) = e^2_{cli,t} - e^2_{ARIMA,t}$ ) ergibt die Zeitreihe auf der der Diebold/Mariano Test fußt. Es wird die Nullhypothese unterstellt, dass der Durchschnitt dieser Differenz ( $\bar{d}(h) = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N d_t(h)$ ) nicht signifikant von Null verschieden ist. Mit anderen Worten wird unterstellt, dass keines der beiden Modelle eindeutig bessere Prognosen erstellt. Die Standard Diebold/Mariano-Teststatistik ist folgendermaßen definiert:

$$DM(h) = \frac{\bar{d}(h)}{\sqrt{\frac{1}{N} (\gamma_0 + 2 \sum_{i=1}^{h-1} (1 - i(h+1)^{-1}) \gamma_i)}}$$

Der Nenner enthält einen heteroskedastie- und autokorrelationskonsistenten Schätzer, wobei die Autokovarianzen ( $\gamma_i$ ) nach dem Newey/West Verfahren (1987) gewichtet werden. Die Teststatistik ist  $N(0,1)$  verteilt. Im Weiteren wird jedoch eine von Harvey et al. (1997) vorgeschlagene, für kleine Stichproben korrigierte Version benutzt. Dieser modifizierte Test (mDM) ist wie folgt definiert:

$$mDM = m \cdot DM \text{ mit } m = \sqrt{N + 1 - 2h + N^{-1}h(h-1)}$$

und ist  $t(N-1)$  verteilt.