

# Ein multisektoraler Sammelindikator für die Schweizer Konjunktur

MICHAEL GRAFF\*

JEL-Classification: E37

Keywords: Konjunkturzyklen, Konjunkturprognosen, Sammelindikatoren

## 1. Einleitung

Der hier dokumentierte multisektorale Sammelindikator für die Schweizer Konjunktur ist das Resultat einer Vorstudie zur Ersetzung des KOF-Konjunkturbarometers in der bis März 2006 veröffentlichten Form durch ein methodisch neukonzipiertes Instrument mit einem multisektoralen Ansatz. Die hierfür herangezogene Datenbasis umfasst die Jahre 1990 bis 2002. Die Referenzreihe ist für beide Prognoseinstrumente – das traditionelle aggregierte sowie das hier vorgestellte multisektorale Instrument – die Vorjahreswachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) der Schweiz in Quartalsfrequenz mit einem Vorlauf von zwei Quartalen, so dass ein direkter Vergleich der Prognosegüte möglich ist.

Mittlerweile liegen BIP-Quartalsdaten bis 2006q2 vor, so dass nunmehr 14 Datenpunkte für eine Out-of-sample-Evaluation zur Verfügung stehen. Dabei wird auch berücksichtigt werden, dass sich aufgrund verschiedener Ursachen die am rechten Rand in Echtzeit von Prognoseinstrumenten angezeigten Werte häufig mehr oder weniger stark von denjenigen unterscheiden, die man ex post, d. h. nach Hinzukommen weiterer Datenpunkte erhält. Ein Vergleich von Referenzreihe und Ex-post-Prognose kann daher ein zu optimistisches Bild von der tatsächlichen Brauchbarkeit eines Prognoseinstruments vermitteln. Wir berechnen daher für den Out-of-sample-Vergleich verschiedene Simulationen von

\* School of Economics, University of Queensland, Brisbane QLD 4072, Australien. E-Mail: m.graff@uq.edu.au. Der Verfasser dankt einem anonymen Gutachter für wertvolle Hinweise und Verbesserungsvorschläge. Dank gebührt auch Sibylle Gübeli von der Konjunkturforschungsstelle der ETH Zürich (KOF), ohne deren Hilfe bei der Beschaffung und Aktualisierung der Daten das Manuskript nicht hätte fertiggestellt werden können.

Echtzeit-Reihen, die sich aus den jeweils letzten Datenpunkten zusammensetzen und damit diejenigen Prognosen reflektieren, die für die aktuelle Konjunktur-analyse zum Zeitpunkt der Erstveröffentlichung zur Verfügung gestellt wurden bzw. zur Verfügung gestellt worden wären.

Die im folgenden betrachteten Referenz- und Prognoseindikatorreihen sind zur Übersicht in der Tabelle 1 zusammengefasst.<sup>1</sup>

**Tabelle 1: Referenzreihe und betrachtete Prognoseinstrumente**

| Referenzreihe<br>(Quartalsdaten)                                       | Neues Prognoseinstrument<br>(Quartalsdaten) | zum Vergleich<br>(zu Quartalsdaten aggregiert)           |
|------------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------|----------------------------------------------------------|
| Reale Vorjahreswachstums-<br>rate des BIP                              | Multisektoraler<br>Sammelindikator          | Traditionelles (aggregiertes)<br>KOF-Konjunkturbarometer |
| 1991q1–2002q4<br>endgültige Werte<br>( $n = 48$ )                      | Ex-post-Daten<br>(Stützbereich)             | Ex-post-Daten                                            |
| 2003q1–2006q2<br>4 endgültige + 10 provisorische<br>Werte ( $n = 14$ ) | Echtzeit-Daten                              | Echtzeit-Daten                                           |

Die Referenzreihe für den multisektoralen Sammelindikator ist die reale Vorjahreswachstumsrate des BIP in Form der durch das Bundesamt für Statistik (BfS) publizierten Daten<sup>2</sup> nach der letzten Revision, welche zwei Jahre nach der Erstveröffentlichung erfolgt.

Die Daten des Stützbereichs sind dabei jetzt endgültig in dem Sinne, dass sie nicht mehr revidiert werden, solange sich die zugrunde liegenden Definitionen und Abgrenzungen nicht ändern. Auch die BIP-Daten des BfS für 2003 haben mittlerweile ihren üblichen Revisionszyklus durchlaufen; diejenigen für 2004 und 2005 sind aber noch provisorisch, und die letzten erhältlichen Quar-

<sup>1</sup> Der analysierte Datensatz ist auf der Homepage dieser Zeitschrift erhältlich.

<sup>2</sup> Die Abgrenzung folgt dem Europäischen System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (ESVG 95), welches seit 2004 auch der offiziellen Statistik der Schweiz zugrunde liegt (vgl. Bundesamt für Statistik 2003). Reale Vorjahreswachstumsraten werden dabei als Kettenindex zu Preisen des Vorjahres ausgewiesen.

tatsachätzungen für 2006q1 und 2006q2 beruhen auf Indikatormodellen des Staatssekretariats für Wirtschaft (Seco).

Für die Berechnung und Evaluation des neuen Sammelindikators legen wir angesichts dessen stets die annahmegemäß präziseste Quantifizierung zugrunde, d. h. die zuletzt veröffentlichten Werte der Referenzreihe, also bis 2003q4 die finalisierten Werte und dann die zunehmend provisorischen Werte des BfS und schliesslich die letzten zwei vom Seco publizierten Schätzungen, was durch folgende Überlegung begründet ist:<sup>3</sup>

Es bezeichne  $R(t)$  die tatsächliche Realisation einer nicht direkt beobachtbaren ökonomischen Quartalsreihe im Quartal  $t$ . Weiter sei angenommen, dass die bestmögliche Schätzung von  $R(t)$  durch die finalisierten Werte der offiziellen Statistik  $F(t)$  nach der letzten Revision gegeben ist, welche im Quartal  $t + u$  veröffentlicht werden, d. h. durch  $F(t)_{t+u}$ , wobei  $u$  für Anzahl an Quartalen steht, die zwischen  $t$  und der Veröffentlichung von  $F(t)$  verstreicht. Ferner bezeichne  $V(t)$  die provisorischen Werte für die Referenzreihe im Quartal  $t$ , und deren Publikations-Lag nach  $t$  sei  $v$ , mit  $v < u$ . Die Werte und Fehler in den publizierten Daten sind dann durch folgende Beziehung gekennzeichnet

$$R(t) = F(t)_{t+u} + \varepsilon_{F(t)_{t+u}} = V(t)_{t+v} + \varepsilon_{V(t)_{t+v}},$$

wobei  $\varepsilon_{F(t)_{t+u}}$  den in den finalisierten Daten verbleibenden Fehler bezeichnet und  $\varepsilon_{V(t)_{t+v}}$  denjenigen im Quartal der Publikation der provisorischen Daten. Aus der Annahme, dass der Gesamtfehler aufgrund von Revisionen  $Z$  im Zeitablauf mit zunehmender Informationsbasis kleiner wird, folgt

$$\varepsilon_{F(t)_{t+u}} = \varepsilon_{V(t)_{t+v}} - |Z(t)_{t+u}| \leq \varepsilon_{V(t)_{t+v}}.$$

Die Abweichung des publizierten vom wahren Wert ist also unter diesen Annahmen bei den provisorischen Daten niemals kleiner als bei den endgültigen. Sofern nun die provisorischen Werte  $V(t)$  informationseffizient sind in dem Sinne, dass der Erwartungswert der Revision  $Z(t)$  null ist, kann für  $Z(t)$  vor dem Zeitpunkt

3 Vergleichbare Untersuchungen greifen dagegen gelegentlich für den gesamten Analysebereich auf die erstveröffentlichten, provisorischen Werte der Referenzreihe zurück; vgl. u. a. ARTIS (1996). Dies ist aber nur als Notbehelf angezeigt, und zwar, wenn ein zu überprüfendes Prognoseinstrument auf eine im Zeitablauf unterschiedlich abgegrenzte Referenzreihe zielt und die zuletzt veröffentlichten Werte nicht ermittelbar sind, so dass die erstveröffentlichten Werte die Kongruenz von Prognose- und Zielgrösse am besten sicherstellen.

der Revision auch nur der Wert null prognostiziert werden. Ein Vorlaufindikator, der auf provisorische Werte bezögen wäre, zielte auf die Prognose von

$$V(t) = F(t) - Z(t)$$

und versuchte somit statt des Erwartungswertes der ökonomischen Reihe  $R(t)$  die bestmögliche Schätzung von  $F(t)$  zuzüglich der später revidierten Fehler vorherzusagen, und für Datenpunkte, die noch nicht revidiert wurden, nimmt  $|Z(t)|$  den Erwartungswert null an, so dass die avisierte Reihe in diesen Fällen stets  $F(t)$  ist.

Unter der Voraussetzung, dass der Erwartungswert von  $Z$  null ist, folgt aus diesen Überlegungen auch, dass die provisorischen Werte die besten verfügbaren Schätzer der definitiven Werte sind und somit für Out-of-sample-Vergleiche von Punktschätzern eine geeignete Referenzreihe darstellen, auch wenn dies impliziert, dass Out-of-sample-Analysen im Bereich der vorläufigen Werte einem Revisionsverdacht unterliegen.

Bevor wir in Abschnitt 2 die Konstruktion des neuen multisektoralen Sammelindikators erläutern, wird im folgenden kurz das traditionelle, aggregierte KOF-Konjunkturbarometer beschrieben und die Schwächen aufgezeigt, die den Anstoss zur Entwicklung eines alternativen Frühindikators für die Schweizer Konjunktur gegeben haben.

### *1.1 Das traditionelle KOF-Konjunkturbarometer*

Das traditionelle, aggregierte KOF-Konjunkturbarometer wurde 1976 entwickelt. Es wurde im Jahr 1998 geringfügig revidiert und letztmals im April 2006 veröffentlicht.<sup>4</sup> Den Pressemitteilungen zufolge war es zu interpretieren als qualitativer Indikator für die Entwicklung der gesamtwirtschaftlichen Wertschöpfung im Vorjahresvergleich mit einem Vorlauf von sechs bis neun Monaten.

Die Konstruktion dieses Barometers beruhte im ersten Schritt auf der Identifikation inhaltlich begründeter Indikatorreihen mit einem per Kreuzkorrelationen identifizierten Vorlauf vor der Referenzreihe.<sup>5</sup> Im zweiten Schritt wurden sechs

4 Die darauf folgende Pressemitteilung zum neuen KOF-Konjunkturbarometer von Mai 2006 führt zum letzten Mal die drei Werte an, die das traditionelle Barometer am aktuellen Rand angezeigt hätte.

5 Vgl. MARTY (1997), der anlässlich der Entwicklung des traditionellen KOF-Konjunkturbarometers potentielle Vorlaufindikatoren für die Schweizer Industriekonjunktur identifizierte. Für einen vergleichbaren bivariaten Selektionsprozess vgl. auch ETTER/GRAFF (2004) und GRAFF/ETTER (2005).

ausgewählten Indikatoren<sup>6</sup> tiefpassgefiltert und aus den gefilterten Reihen die erste Hauptkomponente berechnet. Die resultierende Hauptkomponente, eine standardisierte Variable, wurde monatlich aufdatiert und ohne weitere Transformation veröffentlicht.

Dass die ohne Umstände mögliche Regression der Referenzreihe, der BIP-Wachstumsrate, auf die (um den avisierten Vorlauf verschobene) Hauptkomponente, wodurch die dimensionslose Hauptkomponente auf die BIP-Wachstumsrate skaliert worden wäre, nicht vorgenommen wurde, ist vermutlich als Vorsichtsmassnahme zu verstehen, denn die Pressemitteilungen hoben stets hervor, dass das (traditionelle) KOF-Konjunkturbarometer die Entwicklungsrichtung, und nicht das Niveau der BIP-Wachstumsraten prognostizieren sollte.

Indikatormodelle, deren Prognosen über zukünftige wirtschaftliche Entwicklungen auf der Fortschreibung von in der Vergangenheit beobachteten Zusammenhängen basieren, haben nur eine begrenzte Halbwertszeit. Das traditionelle KOF-Konjunkturbarometer machte hiervon keine Ausnahme und liess sieben Jahre nach der letzten Revision erneut Revisionsbedarf erkennen. So war ein Vorlauf des traditionellen KOF-Konjunkturbarometers in der Ex-post-Betrachtung von 1991 bis 2002 auf Quartalsbasis<sup>7</sup> im Kreuzkorrelogramm nicht mehr festzustellen; die höchste Korrelation resultierte bei Gleichlauf. Der Vorlauf betrug also nach diesem Kriterium weniger als ein Quartal,<sup>8</sup> womit das selbstgesteckte Ziel von sechs bis neun Monaten Vorlauf klar verfehlt wurde. Ein Grund hierfür liegt wohl in den allmählichen Veränderungen der dem Messmodell zugrunde liegenden wirtschaftlichen Zusammenhänge, die ein solchermassen konstruiertes Instrument mehr oder weniger schnell veralten lassen.

Hinzu kam, dass angesichts der jüngsten Erweiterung des Datenbestandes zur Abbildung der Schweizer Konjunktur das traditionelle KOF-Konjunkturbarometer

6 Dies waren drei Monatszeitreihen der KOF-Industrienumfrage (die Vorjahresveränderung des Bestellungseingangs, die Vormonatsveränderung des Auftragsbestands und der erwartete Vorprodukteinkauf) sowie drei Quartalsreihen (die Beurteilung der Lagerbestände im Grosshandel, die Vorjahresveränderung des realen Auftragsbestands in der Bauwirtschaft und die Beurteilung der finanziellen Lage der Haushalte in den kommenden 12 Monaten). Die in qualitativer Form vorliegenden Reihen aus den KOF-Konjunkturumfragen wurden dabei mit dem Saldo-Verfahren quantifiziert.

7 Die Monatsreihen des traditionellen KOF-Konjunkturbarometers werden für die hier präsentierten Analysen per Mittelwertbildung über die jeweils drei Monate eines Quartals aggregiert.

8 Wenn anstatt der Quartalsmittelwerte alternativ der erste, zweite oder dritte Monat eines jeden Quartals für die Quartalisierung herangezogen wird, zeigt sich die höchste Kreuzkorrelation mit der Referenzreihe beim letzten Monat des Vorquartals. Der tatsächliche Vorlauf beträgt damit rund zwei Monate.

nicht mehr informationseffizient war. So zeigt die Regression der Referenzreihe  $R$  auf die um zwei Quartale nach vorn verschobene Reihe des traditionellen KOF-Konjunkturbarometers  $B_{t-2}$  und die mittlerweile vom BfS publizierte Wachstumsrate der realen Wertschöpfung im Kreditgewerbe  $K$

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 B_{t+2} + \beta_2 K_t$$

für das traditionelle KOF-Konjunkturbarometer mit  $\beta_1 = 1.15$  ( $t = 7.32$ ) einen signifikant positiven Koeffizienten. Der Koeffizient für  $K$  ist aber ebenfalls signifikant positiv ( $\beta_2 = 0.28$ ,  $t = 4.56$ ).<sup>9</sup> Die Tatsache, dass Information über das Kreditgewerbe, welches im traditionellen KOF-Konjunkturbarometer durch keinen der sechs Indikatoren vertreten war, einen zusätzlichen signifikanten Beitrag zur Ex-post-Prognose der Referenzreihe leisten kann, zeigt somit eine nicht ausgeschöpfte Informationsmenge an.<sup>10</sup>

Ferner wurde angesichts des neuen Problembewusstseins im Hinblick auf die Randwertstabilität das Tiefpassfiltern der Inputreihen als Problem erkannt.

Schliesslich waren trotz der Publikation der standardisierten Werte der ersten Hauptkomponente auch beim traditionellen KOF-Konjunkturbarometer Rückschlüsse auf die Höhe der zu erwartenden Wachstumsrate möglich,<sup>11</sup> so dass die Beschränkung der Interpretation auf den Verlauf des BIP-Wachstums nicht zwingend war und die Treffgenauigkeit bei der Prognose der Höhe der Wachstumsrate als Gütekriterium nicht weiter ausgeschlossen werden sollte.

- 9 Für diese Regression nimmt  $K$  – da auf Jahresdaten beruhend – für alle vier Quartale eines Jahres den gleichen Wert an und weist somit konstruktionsbedingt weniger Varianz auf als die (unbekannte) Quartalsreihe. Informationsineffizienz ist somit schwerer nachweisbar als mit einer adäquaten Quartalsreihe. Mit der für diese Untersuchung quartalisierten Reihe NOGA (Nomenclature Générale des Activités économiques) 45 ohne unterstellte Finanzdienstleistungen nimmt  $\beta_2$  einen Wert von 0.30 an, und der t-Wert steigt auf 5.71. Mit der inzwischen verfügbaren Quartalsreihe des Seco erhält man ein  $\beta_2$  von 0.32 ( $t = 7.26$ ), so dass die Informationseffizienz mit Quartalsreihen für  $K$  in der Tat noch deutlicher gezeigt wird.
- 10 Mit diesem Verfahren lässt sich keine statistische Ineffizienz des traditionellen KOF-Konjunkturbarometers bezüglich des Bausektors (NOGA 45) nachweisen; der entsprechende Koeffizient  $\beta_2$  ist insignifikant, der Punktschätzer negativ. Dies ist erwartungskonform, da der Bausektor im traditionellen KOF-Konjunkturbarometer bereits vertreten ist; und der negative Punktschätzer dürfte darauf zurückzuführen sein, dass der Bausektor mit einer von sechs Indikatorreihen eher überrepräsentiert ist (der Anteil des Bausektors am BIP betrug im Stützzeitraum nur fünf bis sechs Prozent, und nicht ein Sechstel, d. h. knapp 17 Prozent).
- 11 Die entsprechende Regression ergibt  $R_t = 1.47 + 0.81 B_{t-2}$ , womit die Transformation des quartalisierten traditionellen KOF-Konjunkturbarometers in die zu erwartende BIP-Wachstumsrate gegeben ist.

## 2. Ein multisektoraler Sammelindikator

Zielsetzung bei der Entwicklung des neuen Frühindikators für die Schweizer Konjunktur war, einen quantitativen Sammelindikator mit einem Vorlauf von rund zwei Quartalen zu bestimmen. Auch hier beruht die Methodik auf der Identifikation und Zusammenfassung theoretisch begründeter Indikatorreihen mit empirisch nachweisbarem Vorlauf zur Konjunkturentwicklung.<sup>12</sup>

Die wesentliche Neuerung besteht darin, dass der Konjunkturverlauf nicht mehr als *eindimensionaler* Vorgang modelliert wird, der dann folgerichtig mit einer Hauptkomponente darstellbar bzw. prognostizierbar sein sollte, sondern als mehrdimensionales Phänomen gleichzeitig ablaufender sektoraler Konjunkturen. Wir übernehmen also die Grundidee des traditionellen KOF-Konjunkturbarometers, die Quantifizierung eines nicht direkt messbaren Prozesses anhand verschiedener Indikatoren, die den zugrunde liegenden Vorgang an der Oberfläche in verschiedenen Erscheinungsformen und mit verschiedenen Messinstrumenten erfassen, sowie die Identifikation der gemeinsamen Varianz des Indikatorenbündels in Form der ersten Hauptkomponente. Neu ist, dass wir nicht mehr von einem, sondern von mehreren Prozessen – Teil- bzw. sektoralen Konjunkturen – ausgehen, die jeweils separat in Form der ersten Hauptkomponente eines dafür zusammengestellten Indikatorenbündels modelliert und anschliessend zur Gesamtkonjunktur aggregiert werden.<sup>13</sup>

Die Wahl der drei Module beruht auf inhaltlichen Erwägungen. Diese bestehen darin, dass die separate Erfassung des Konjunkturverlaufes derjenigen Sektoren, die sich von der Gesamtkonjunktur besonders deutlich unterscheiden, für einen vorlaufenden Indikator besonders nützlich sein sollte, denn die konjunkturelle Entwicklung wird genau dann von einem eindimensionalen Indikatormodell schlechter erfasst, wenn die Entwicklung der Teilbereiche sich besonders deutlich vom Gesamtbild unterscheidet.

12 Angesichts des Befunds, dass das traditionelle KOF-Konjunkturbarometer den beabsichtigten Vorlauf von sechs bis neun Monaten so deutlich verfehlte, wird der für das neue Instrument avisierte Vorlauf der Einsicht gerecht, dass aussagefähige Indikatoren für die Wachstumsrate des BIP der Schweiz oder seiner Komponenten mit einem über den Stützbereich hinaus stabilen Vorlauf von mehr als sechs Monaten kaum zu finden sein dürften.

13 Von den uns bekannten Frühindikatoren wird dieser „Bottom-up“-Ansatz sonst nur beim konjunkturellen Frühindikator des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) in Berlin verfolgt. Bei der Modellierung der Einzelmodule verfährt das DIW jedoch anders (vgl. die Dokumentation zum DIW-Konjunkturbarometer unter <http://www.diw.de/deutsch/produkte/konjunkturbarometer/erlaeuterungen.html>). Der deutlichste Unterschied besteht darin, dass beim DIW für Randschätzungen einzelner Module auf univariate Zeitreihenverfahren zurückgegriffen wird, während wir uns ausschliesslich auf Indikatorenschätzungen stützen.

Mit Blick auf die Schweiz kommt hier natürlich als Kandidat der Kreditsektor in Frage, bezüglich dessen das traditionelle KOF-Konjunkturbarometer bereits oben als statistisch informationsineffizient charakterisiert werden konnte; aber auch der Bausektor ist erfahrungsgemäss durch ausgeprägte Sonderkonjunkturen gekennzeichnet.<sup>14</sup>

Hinweise über die mögliche Relevanz von Sonderkonjunkturen in den letzten Jahren gibt das Produktionskonto nach Branchen, welches vom BfS veröffentlicht wird und mittlerweile die Jahre 1990–2003 umfasst. Tabelle 2 zeigt für den Stützzeitraum bis 2002, absteigend geordnet nach den durchschnittlichen Branchenanteilen, die Korrelationen der jährlichen Wachstumsraten der Branchenwertschöpfung mit der des BIP. Dabei ist ersichtlich, dass die Wachstumsraten der beiden grössten Branchen „Industrie, verarbeitendes Gewerbe“ und „Handel und Reparatur“ deutlich positiv mit der des BIP korrelieren. Die drittgrösste Branche „Öffentliche Verwaltung und Sozialversicherung“ ist weitgehend konjunkturunabhängig und folgt somit erwartungsgemäss auch nicht dem allgemeinen Konjunkturverlauf. Bei den weiteren Branchen, die mit einem Gewicht von mindestens 5 Prozent ins BIP eingehen, korrelieren „Immobilien, Vermietung, Informatik, F&E“, das „Kreditgewerbe“ und die Branche „Verkehr und Nachrichtenübermittlung“ deutlich positiv mit dem BIP. Mit dem BIP-Verlauf unkorreliert sind die Konjunkturen der Branchen „Vermietung (private Haushalte)“ und „Gesundheits- und Sozialwesen“, die sich wie die bereits oben genannte Branche „Öffentliche Verwaltung und Sozialversicherung“ stetig und damit von der übrigen Konjunktur weitgehend abgekoppelt entwickeln. Da von diesen Branchen keine Varianz ausgeht, sie auf den Gesamtkonjunkturverlauf also eher dämpfend wirken, werden wir in diesen Fällen trotz fehlender Korrelation mit dem BIP von einer eigenständigen Modellierung<sup>15</sup> absehen.

14 Aus diesem Grund wurde bei der Konstruktion des traditionellen KOF-Konjunkturbarometers als einer von sechs Indikatoren auch eine Reihe aus dem Bausektor einbezogen. Da eine explizite sektorale Modellierung mit den seinerzeit zur Verfügung stehenden Daten nicht versucht wurde, wird die damit erfasste Baukonjunktur mit einem endogen aus der Korrelationsmatrix der Indikatoren berechneten Gewicht als integraler Bestandteil der Gesamtkonjunktur modelliert, wobei aber der Erwartungswert für das Gewicht des Bauindikators mit knapp 17 Prozent sehr viel höher ist als der aktuelle Anteil des Bausektors am BIP, der weniger als 6 Prozent beträgt. Im Unterschied hierzu wird nach dem neuen Verfahren die Baukonjunktur eigenständig modelliert und dann mit den bekannten Jahresgewichten in den Gesamtindikator eingefügt.

15 Eine solche liefe im wesentlichen auf einen log-linearen Entwicklungspfad hinaus und wäre somit trivial.

Tabelle 2: Korrelationen: Wachstumsraten Branchen mit BIP und Anteile am BIP

| Branche                                                       | <i>r</i> | Anteil |
|---------------------------------------------------------------|----------|--------|
| Industrie, verarbeitendes Gewerbe                             | 0.47     | 20.0%  |
| Handel und Reparatur                                          | 0.42     | 13.1%  |
| Öffentliche Verwaltung; öffentliche Sozialversicherung        | −0.02    | 10.3%  |
| Immobilien, Vermietung, Informatik, F&E                       | 0.49     | 10.0%  |
| Kreditgewerbe                                                 | 0.53     | 8.0%   |
| – Kreditgewerbe ohne FISIM                                    | 0.16     | 2.0%   |
| Vermietung (private Haushalte)                                | 0.02     | 6.9%   |
| Verkehr und Nachrichtenübermittlung                           | 0.62     | 6.5%   |
| Baugewerbe                                                    | 0.23     | 6.3%   |
| Gesundheits- und Sozialwesen                                  | 0.06     | 5.3%   |
| Versicherungsgewerbe                                          | 0.22     | 4.0%   |
| Gastgewerbe                                                   | 0.52     | 2.9%   |
| Energie- und Wasserversorgung                                 | −0.56    | 2.7%   |
| Sonst. öffentliche u. pers. Dienstleistungen, priv. Haushalte | 0.42     | 2.6%   |
| Land- u. Forstwirtschaft, Jagd, Fischerei, Fischzucht         | 0.62     | 1.9%   |
| Unterrichtswesen                                              | 0.12     | 0.7%   |
| Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden                   | 0.24     | 0.2%   |

Durchschnittliche Anteile 1990–2002, Wachstumsraten 1991–2002, Quelle: BfS

Von den beiden Branchen, die wir a priori für eigene Modellierung in Betracht ziehen, ist die Baukonjunktur (NOGA 45) mit  $r = 0.23$  nicht signifikant mit der Gesamtkonjunktur korreliert, so dass es auch nach diesem Kriterium sinnvoll erscheint, diese eigenständig zu erfassen.

Für das Kreditgewerbe (NOGA 65) scheint eine separate Erfassung dagegen auf den ersten Blick weniger sinnvoll; die Korrelation ist hier mit 0.53 signifikant positiv und vergleichsweise hoch. Zu beachten ist dabei allerdings, dass in der Wertschöpfungsstatistik des BfS dem Kreditgewerbe – internationalen Gepflogenheiten entsprechend – eine sogenannte „unterstellte Produktion von Bankdienstleistungen“ (FISIM) zugerechnet wird, die konstruktionsbedingt sehr eng mit der gesamtwirtschaftlichen Wertschöpfung korreliert ist. Rechnet man die FISIM heraus, so zeigt sich in der Tat, dass die Wachstumsrate der

Wertschöpfung im Kreditgewerbe ohne FISIM, d.h. die eigenständige Kreditgewerbekonjunktur, nicht signifikant mit der BIP-Wachstumsrate korreliert ist ( $r = 0.16$ ). Der Anteil des Kreditgewerbes ohne FISIM beträgt im Stützzeitraum zwar nur rund 2 Prozent, gegenüber rund 8 Prozent vor dem Herausrechnen der unterstellten Bankdienstleistungen, die Varianz der Reihe ohne FISIM ist aber wesentlich höher,<sup>16</sup> so dass der Verlauf dieser Reihe trotz des vergleichsweise geringen Gewichts für den BIP-Verlauf nicht unwesentlich ist. Eine wichtige Folgerung aus der Betrachtung des Produktionskontos ist also, dass wir bei der Modellierung der sektoralen Konjunktur im Kreditgewerbe die *Wertschöpfung ohne FISIM* zugrunde legen werden.

Die aus diesen Überlegungen resultierende multisektorale Struktur des Sammelindikators ist in Abbildung 1 dargestellt. Die mit einem Vorlauf von rund zwei Quartalen zu bestimmende Gesamtkonjunktur, gemessen anhand der Vorjahreswachstumsrate des BIP, ergibt sich demnach aus den drei Modulen „Kreditgewerbe“, „Baugewerbe“ und „übrige Wirtschaftszweige“ (im folgenden „Kern-BIP“), wobei das letzte Modul aus der Gesamtwirtschaft ohne Kredit- und Baugewerbe besteht, so dass sich die drei Module definitionsgemäss zur Gesamtwirtschaft aufaggeregieren. Das dritte Modul, das „Kern-BIP“, welches mit über 90 Prozent den Grossteil der gesamten Wirtschaftsaktivität umfasst, wird dabei als ein eindimensionaler Vorgang modelliert, aber anhand dreier verschiedener Oberflächenphänomene erfasst, nämlich durch die Schweizer Industriekonjunktur, durch die Schweizer Konsumnachfrage und durch die Impulse, die von der Konjunkturentwicklung in den wichtigsten Schweizer Exportdestinationen ausgehen.

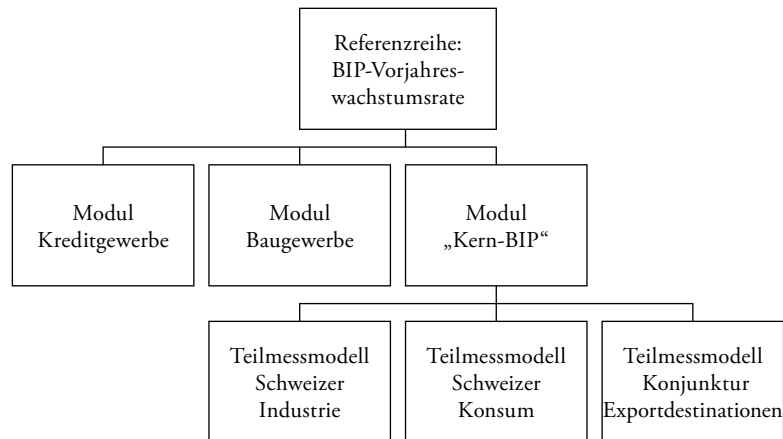
### 2.1 Module

Die Vorgehensweise ist für alle Module die gleiche. Zuerst wird die jeweilige Referenzreihe, ausgedrückt in Vorjahreswachstumsraten, bestimmt.

Dann wird eine möglichst breit angelegte inhaltliche Vorauswahl potentieller Vorlaufindikatoren zusammengestellt. Bevor aus diesen Indikatoren eine end-

16 Die Standardabweichung der prozentualen Vorjahreswachstumsraten der mittlerweile vom Seco publizierten Quartalsreihe NOGA 45 beträgt über unseren Stützzeitraum 10.9 Prozent (Mittelwert 3.2 Prozent); nach Abzug der unterstellten Finanzdienstleistungen erhöhen sich die Standardabweichung auf 29.7 Prozent und der Mittelwert auf 9.0 Prozent. Die Standardabweichung für den Bausektor beträgt dagegen nur 3.2 Prozent (Mittelwert -1.5 Prozent), so dass der Beitrag des Bausektors zur Gesamtvarianz des BIP trotz seines höheren Anteils geringer ist als der des Kreditgewerbes ohne FISIM.

Abbildung 1: Struktur des multisektoralen Konjunkturbarometers



gültige Auswahl getroffen wird, nehmen wir zunächst eine Reihe von Transformationen vor.

Die erste Frage betrifft die Saisonalität und das Rauschen. Um die Revisionen am aktuellen Rand gering zu halten, verzichten wir grundsätzlich auf das Filtern der Indikatorreihen mit symmetrischen Tiefpassfiltern. Das Rauschen wird bei der Hauptkomponentenextraktion herausgefiltert werden, so dass hiervon keine gravierende Beeinträchtigung des Sammelindikators zu erwarten ist. Anders verhält es sich jedoch mit der Saisonalität, denn korrelierte Saisonmuster würden bei der Hauptkomponentenanalyse als gemeinsame Varianz mitextrahiert. Bei signifikanter Saisonalität kommt daher der Census X11 Saisonfilter zur Anwendung.<sup>17</sup> Die Randwertstabilität wird durch Saisonfilter zwar auch beeinträchtigt, bei ausreichend langen Reihen jedoch weit weniger als durch Tiefpassfilter.

Die nächste Transformation betrifft die Frequenz. Die Referenzreihe liegt in Quartalsform vor. Es kommen Indikatoren mit gleicher oder höherer Frequenz in Frage. Die potentiellen Indikatoren umfassen dabei praktisch Quartals- und Monatsdaten, so dass letztere auf geeignete Weise zu quartalisieren sind. Hierbei kommen gleitende Durchschnitte sowie einzelne Monatswerte in Betracht. Durchschnitte weisen dabei als einfache Tiefpassfilter den Vorteil auf,

<sup>17</sup> Dies betrifft 12 der 22 ausgewählten Indikatoren.

stochastische Einflüsse zu glätten, sind aber in unserem Kontext nur anwendbar, wenn der Vorlauf der Indikatorreihe lang genug ist, um Asymmetrie der verwendeten Werte am aktuellen Rand zu vermeiden. Den geringsten Vorlauf auf Monatsbasis erfordern dagegen vor der Quartalisierung die jeweiligen Monatsendwerte. Fallweise lassen sich bei einer inhaltlichen Analyse einzelner Indikatoren begründete Vermutungen darüber anstellen, welches Quartalisierungsverfahren angemessen ist. In vielen Fällen ist dies jedoch weniger offensichtlich oder a priori gar nicht zu bestimmen, so dass hier für alle Monatsreihen vier alternative Quartalisierungen versucht werden, die Durchschnittsbildung über die drei Monate eines Quartals, sowie durch Rückgriff auf den ersten, zweiten und dritten Monat eines Quartals.

Ökonomische Indikatoren sind zumeist quantitative Daten. Die hier zudem berücksichtigten Reihen aus den KOF-Konjunkturumfragen liegen aber vielfach in qualitativer Form vor (Plus-, Minus- und Gleichmeldungen in Prozent). Für das traditionelle KOF-Konjunkturbarometer wurden diese mit dem Saldoverfahren (Plus- abzüglich Minusmeldungen) quantifiziert. Für den multisektoralen Sammelindikator ziehen wir dagegen zusätzlich auch die ursprünglichen Prozentanteile in Betracht, so dass das Antwortverhalten zu allen qualitativen Fragen anhand von vier Reihen (Plus, Gleich, Minus und Saldo) quantifiziert wird.<sup>18</sup>

Schliesslich werden die potentiellen Indikatoren  $X_t$  noch in Vorquartalsdifferenzen ( $X_t - X_{t-1}$ ) sowie Vorjahresquartalsdifferenzen ( $X_t - X_{t-4}$ ) transformiert, da Differenzen erfahrungsgemäss in vielen Fällen bessere Vorlaufeigenschaften haben als Niveaus.<sup>19</sup>

Nach diesen Transformationen der Indikatoren werden geeignete Vorlaufindikatoren identifiziert, indem alle der in der inhaltlichen Vorauswahl in Betracht gezogenen potentiellen Indikatoren in allen Transformationen bivariaten Kreuzkorrelationsanalysen mit der sektoralen Referenzreihe von 1991q1 bis 2002q4 unterzogen werden. Anhand der Kreuzkorrelogramme wird dann für jede potentielle Indikatorreihe die zeitliche Verschiebung  $\lambda$  zur Referenzreihe identifiziert (Vor-, Gleich- oder Nachlauf), welche die Korrelation (absolut) maximiert. Sodann wird die Menge der potentiellen Indikatoren auf jene beschränkt, deren absolut höchste Korrelationen bei einem Vorlauf der Indikatorreihe vor der Referenzreihe von zwei oder mehr Quartalen ( $\lambda \geq 2$ ) beobachtbar sind und dabei dem Kriterium  $|r| \geq 0.7$  genügen.<sup>20</sup> Dann wird für jede Originalreihe diejenige Trans-

18 Vgl. ein entsprechendes Vorgehen bei ENTORF (1993).

19 Vgl. hierzu u. a. ETTER/GRAFF (2003), GRAFF/ETTER (2004) und GAYER (2005).

20 In denjenigen Fällen, in denen die Ergebnismenge mit der Vorgabe von mindestens zwei Quartalen keine Indikatorreihen mit einer Korrelation mit der Referenzreihe von  $|r| \geq 0.7$  aufwies,

formation ausgewählt, die bei  $\lambda \geq 2$  die höchste Korrelation mit der Referenzreihe aufweist, so dass auf die Information einer Originalreihe nur einmal zurückgegriffen wird. Die verbleibenden Reihen werden nach der Höhe der (absoluten) Kreuzkorrelationen geordnet und sodann einer inhaltlichen Analyse unterzogen. Dabei werden schrittweise diejenigen Indikatoren ausgeschieden, die inhaltlich eine sehr enge Affinität mit höher korrelierenden Reihen haben, so dass sichergestellt ist, dass das Messmodell die unbeobachtbare Sektorkonjunktur anhand verschiedener Oberflächenphänomene erfasst.

Die verbleibenden Einzelindikatoren werden schliesslich nach dem Kriterium ihres jeweiligen aus dem Kreuzkorrelogramm ablesbaren Vorlaufs vor der Referenzreihe synchronisiert, wobei die Indikatoren  $I$  mit einem Vorlauf  $\lambda$  von zwei Quartalen unverändert bleiben. Die übrigen Indikatoren werden um die Anzahl der Quartale ihres Vorlaufs abzüglich zwei auf der Zeitachse verschoben. Es kommt demnach folgender Lag-Operator zur Anwendung

$$L(I) = \lambda - 2.$$

Danach wird die Varianz der synchronisierten Vorlaufindikatoren in Form der ersten Hauptkomponente zu einem sektoralen Sammelindikator  $H^S$  zusammengefasst, wobei die Anzahl der in die Hauptkomponentenextraktion eingehenden Vorlaufindikatoren so bestimmt wird, dass von der Liste der potentiellen Indikatoren von oben beginnend solange neue Indikatoren hinzugefügt werden, bis die Analyse mehr als eine Hauptkomponente mit einem Eigenwert von grösser als eins identifiziert, was dem methodischen a priori einer jeweils eindimensionalen Konjunktur innerhalb der drei Sektoren widerspräche.<sup>21</sup>

Aus den Hauptkomponenten der Module werden dann sektorale Wachstumsraten geschätzt, indem die sektoralen Hauptkomponenten  $H^i$  ( $i = 1, 2, 3$ )

---

wurde die Suche auf Monatsindikatoren mit einem Vorlauf von mindestens vier Monaten ausgedehnt, die quartalisiert wurden, indem auf den ersten Monatswert eines Quartals zurückgegriffen wird. Dies betrifft einen der 22 Indikatoren, welche diesem multisektoralen Sammelindikator zugrunde liegen. Wenn auch dieser Suchlauf keine dem Korrelationskriterium genügenden Indikatoren identifizierte, wurde der vorgegebene Mindestvorlauf auf die Vorquartalsmitte bzw. ein Quartal verkürzt. Dies betrifft fünf der schliesslich ausgewählten Indikatoren. Die hierdurch bewirkte Phasenverschiebung am aktuellen Rand analysieren wir in Abschnitt 4.

21 Die für die jeweiligen Hauptkomponentenextraktionen ausgewählten Variablen und die entsprechenden Transformationen sind zur Übersicht im Anhang zusammengestellt.

entsprechend ihres Vorlaufs von zwei Quartalen mit der sektoralen Referenzreihe  $R^i$  synchronisiert werden gemäss

$$L(H) = 2.$$

Schliesslich werden die Referenzreihen auf ihre Hauptkomponenten  $H_{t-2}^i$  regressiert, so dass die Schätzwerte  $P_t^i$  dieser Regressionen den aus der Hauptkomponente folgenden prognostizierten sektoralen Wachstumsraten entsprechen, also

$$R_t^i = \beta_0 + \beta_1 H_{t-2}^i + \varepsilon \text{ und } P_t^i = \beta_0 + \beta_1 H_{t-2}^i.$$

Im letzten Schritt (vgl. Abschnitt 3) werden die Wachstumsraten der drei Sektoren mit den für das jeweilige Basisjahr der Wachstumsrate vom BfS ausgewiesenen Sektoranteilen gewichtet und zum multisektoralen Sammelindikator aufaddiert, der folglich – wie die Prognosen für die Sektoren – in der Dimension „Vorjahreswachstumsrate“ ausgedrückt wird.

Zunächst präsentieren wir die Ergebnisse der Berechnungen im Stützbereich von 1991q1 bis 2002q4.

### 2.2.1 Modul Kreditgewerbe

Der erste Schritt besteht – wie für alle Module – in der Bestimmung einer geeigneten Referenzreihe. Aus dem Produktionskonto des BfS ermitteln wir dazu zunächst die Wachstumsraten der realen Wertschöpfung im Bereich NOGA 45 abzüglich FISIM von 1991 bis 2002 auf Jahresbasis.

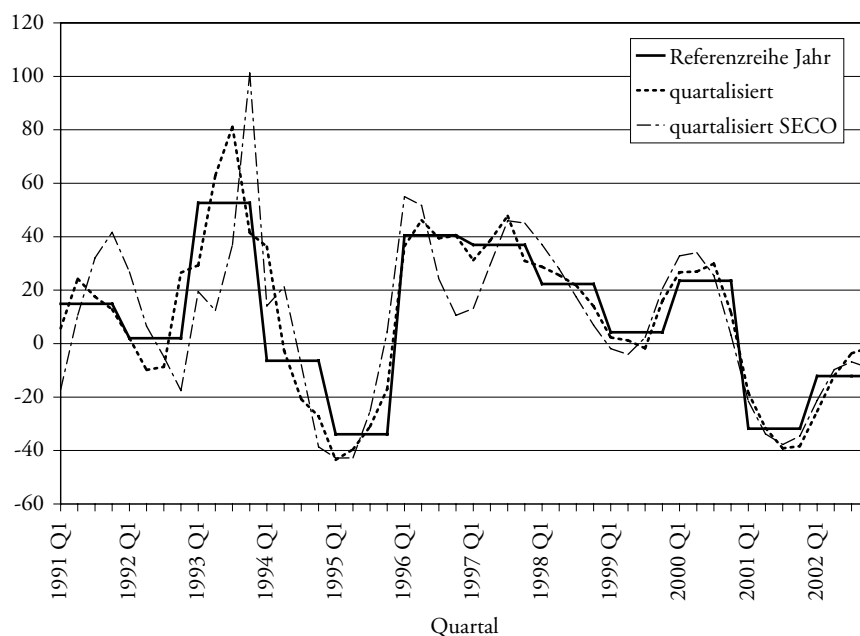
Da unsere Referenzreihe für den Gesamtkonjunktur-Frühindikator eine Quartalsreihe ist, was die Frequenz der Analyse vorgibt, sollten auch die Referenzreihen für die Module Quartalszeitreihen sein. Die BfS-Jahresdaten des Produktionskontos sind folglich zu quartalisieren.<sup>22</sup> Der nächste Schritt bestand daher darin, aussagefähige Quartalszeitreihen für diesen Analyseschritt<sup>23</sup> zu identifizieren,

22 Die mittlerweile vom Seco publizierten quartalisierten Zeitreihen des Schweizer Produktionskontos lagen bei Fertigstellung der Berechnungen im Stützbereich noch nicht vor.

23 Dabei wurde darauf geachtet, nur gleich- oder nachlaufende Indikatoren zu verwenden, da die für die Quartalisierung herangezogenen Indikatoren nicht in die Auswahl als Frühindikatoren für die quartalisierte Referenzreihe kommen sollten. Dies könnte nämlich zur Folge haben, dass nach dem Kriterium der vorlaufenden Kreuzkorrelation Indikatoren ausgewählt werden, welche die Referenzreihe zwar im Saisonspektrum gut replizieren (da der Referenzreihe genau diese Saisonalität unterlegt wurde), nicht jedoch im Bereich niedrigerer Frequenzen.

die eine inhaltlich möglichst enge Beziehung zur Referenzreihe auf Jahresbasis aufweisen, und dann unter Beachtung des Erhalts der Jahressummen der Jahreszeitreihe das Quartalsmuster der ergänzenden Reihen zu unterlegen.<sup>24</sup> Für die Quartalisierung der sektoralen Referenzreihe Kreditgewerbe (NOGA 65) ohne FISIM greifen wir auf Indikatoren aus der Bankenstatistik für die Wertschöpfung aus dem Zinsdifferenz-, dem Dienstleistungs- und dem Kommissionsgeschäft zurück. Die Jahreswachstumsraten der auf den BFS-Daten beruhenden Reihe sowie die mit dem geschilderten Verfahren für unsere Zwecke quartalisierte Referenzreihe sind in Abbildung 2 wiedergegeben.

Abbildung 2: Quartalisierung der Referenzreihe des Moduls Kreditgewerbe



24 Die Berechnungen der Quartalszeitreihen aus den Jahreszeitreihen und den ausgewählten Indikatorenbündeln erfolgte mit der hierfür von Eurostat entwickelten Software „EcoTrim“.

Zu Vergleichszwecken ist als dritte Zeitreihe die zur Zeit dieser Berechnungen im Stützbereich noch nicht veröffentlichte Quartalisierung der Reihe NOGA 65 abzüglich FISIM durch das Seco wiedergegeben. Die beiden resultierenden Quartalsmuster sind zwar nicht identisch, geben aber im wesentlichen die gleiche unterjährige Dynamik wieder, so dass zumindest festgestellt werden kann, dass unsere Indikatorenauswahl nicht völlig andere Ergebnisse bewirkt die anderer Ökonomen.

Als Frühindikatoren im Modul „Kreditgewerbe ohne FISIM“ verwenden wir vier Fragen aus der vierteljährlichen KOF-Umfrage im Kreditgewerbe. Der Vorlauf dieser Indikatoren vor der Referenzreihe „Wachstumsrate der Wertschöpfung des Kreditgewerbes ohne FISIM“ beträgt zwischen einem und zwei Quartalen.<sup>25</sup> Allerdings ist die Datenbasis für das Modul zum jetzigen Zeitpunkt noch recht kurz, denn die entsprechende Umfrage wurde erst zu Beginn des Jahres 2000 lanciert. Dies ist sehr knapp für die Identifizierung von verlässlichen Vorlaufindikatoren. Angesichts dessen verfahren wir wie folgt: Wir berechnen aus den ausgewählten Indikatoren der Umfrage im Kreditgewerbe eine erste Hauptkomponente. Zusätzlich stellen wir dann eine „zweitbeste“ Indikatormenge aus vorlaufenden Reihen zusammen mit der Vorgabe, dass diese Reihen bis 1991 zurückreichen müssen. Mit je einem Indikator zur inländischen Geldmenge, zum inländischen Kreditvolumen sowie zum inländischen Sekundärmarkt für Aktien berechnen wir sodann eine zweite, bis zum Anfang des Stützzeitraums zurückreichende Hauptkomponente.<sup>26</sup> Für den jüngeren Zeitraum, für den wir somit über zwei Messmodelle verfügen, berechnen wir den sektoralen Vorlaufindikator, indem wir beide Hauptkomponenten gemäss ihrem Vorlauf mit der Referenzreihe synchronisieren und mit einem Gewicht von  $\frac{1}{2}$  berücksichtigen.<sup>27</sup> Für

25 Die vier Reihen sind der Bruttogewinn gegenüber dem Vorquartal ( $\lambda = 2$ ), die Nachfrage seitens ausländischer Kunden gegenüber dem Vorquartal ( $\lambda = 1$ ), der Erfolg im Kommissionsgeschäft gegenüber dem Vorquartal ( $\lambda = 1$ ) und das Volumen des verwalteten Vermögens gegenüber dem Vorquartal ( $\lambda = 1$ ). Vergleiche hierzu sowie für die folgenden Indikatorbündel auch die Übersicht im Anhang.

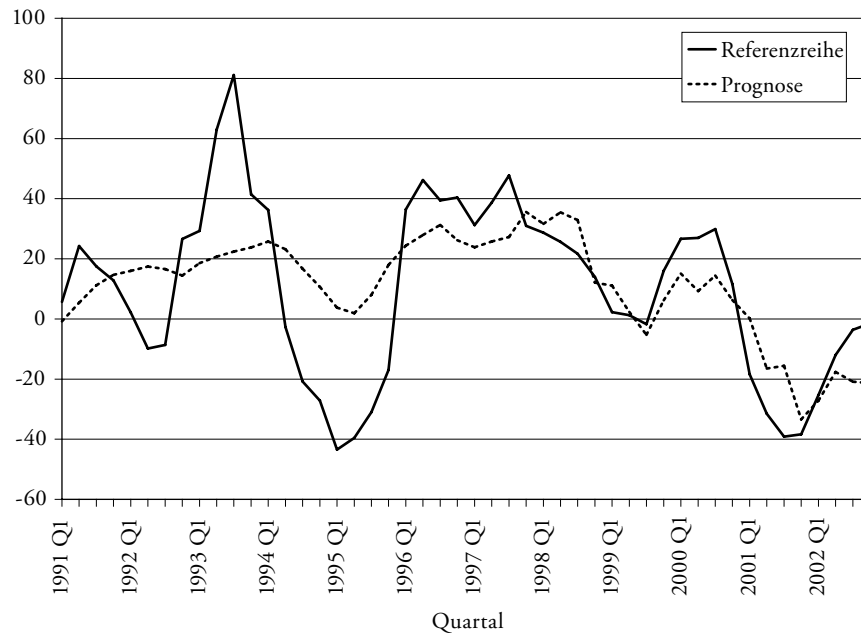
26 Die Reihen sind die Wachstumsrate der Geldmenge M2 gegenüber dem Vorjahresquartal ( $\lambda = 2$ ), die offenen Kredite ( $\lambda = 7$ ) und die Wachstumsrate des SPI Gesamtindex gegenüber dem Vorjahresquartal ( $\lambda = 1$ ).

27 Die Gleichgewichtung beider Komponenten beruht auf Unkenntnis. Der Zeitraum mit Werten für alle Indikatoren innerhalb des Stützbereichs ist zu kurz, als dass es sinnvoll erscheint, die Gewichte anhand der besten Anpassung zu bestimmen, und eine einzige Hauptkomponentenanalyse mit allen Indikatoren ergibt mehr als eine Komponente mit einem Eigenwert grösser eins (er beträgt für die zweite Komponente 1.33) und repräsentiert daher kein eindimensionales Messmodell.

den davorliegenden Zeitraum greifen wir allein auf die länger zurückreichende Hauptkomponente zurück. Die Referenzreihe des Moduls regressieren wir dann auf die so zusammengesetzte Reihe.

Das Resultat dieser Schritte ist in Abbildung 3 wiedergegeben. Man erkennt dabei, dass – entsprechend der breiteren Datenbasis – die Anpassung an die Referenzreihe in der rechten Hälfte des Stützbereichs besser wird, was wichtig ist, wenn wir dieses Instrument zur Prognose einsetzen wollen.

Abbildung 3: Kreditgewerbe ohne FISIM,  
Referenzreihe  $R_t^i$  und Ex-post-Prognose  $P_t^i(H_{t-2}^i)$

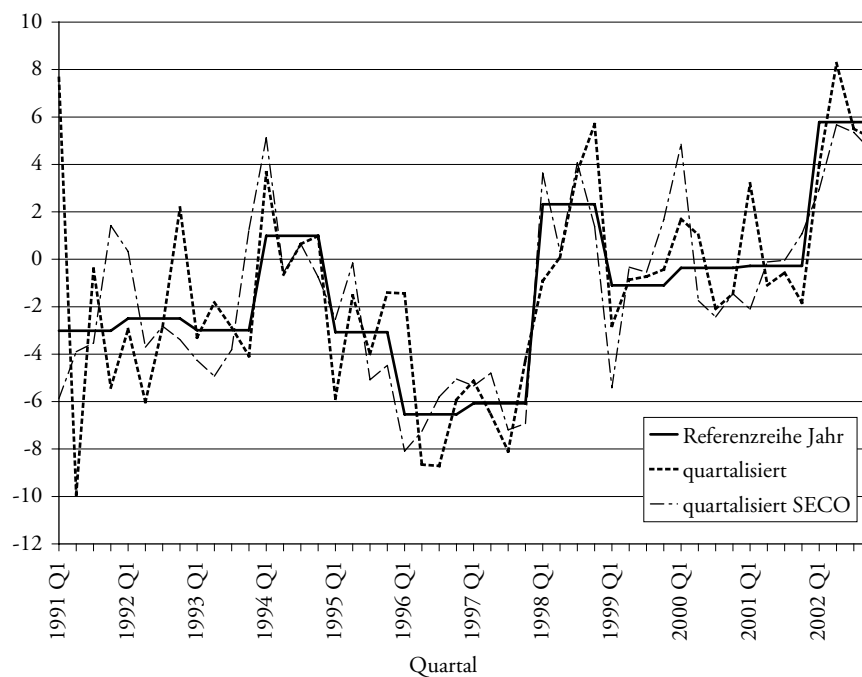


### 2.2.2 Modul Baugewerbe

Der erste Schritt besteht auch hier in der Bestimmung der Referenzreihe. Dazu quartalisieren wir die dem Produktionskonto des BfS entnommenen Jahresdaten zur Wertschöpfung im Baugewerbe von 1990 bis 2002 mit dem Umsatzindex aus der PAUL-Statistik<sup>28</sup> des BfS. Da in der PAUL-Statistik eine Bau-Umsatzreihe für die erste Hälfte der 90er Jahre nicht vorliegt, greifen wir für die Quartalisierung des ersten Zeitabschnitts auf Angaben des Schweizerischen Baumeisterverbands zur Bautätigkeit zurück.

Die Wachstumsraten der Jahreszeitreihe sowie die mit dem geschilderten Verfahren für unsere Zwecke quartalisierte Referenzreihe sind in Abbildung 4 wiedergegeben. Zu Vergleichszwecken wird auch hier als dritte Zeitreihe die zur Zeit dieser Berechnungen im Stützbereich noch nicht veröffentlichte Quartalisierung der Reihe NOGA 45 durch das Seco aufgenommen.

Abbildung 4: Quartalisierung der Referenzreihe des Moduls Baugewerbe



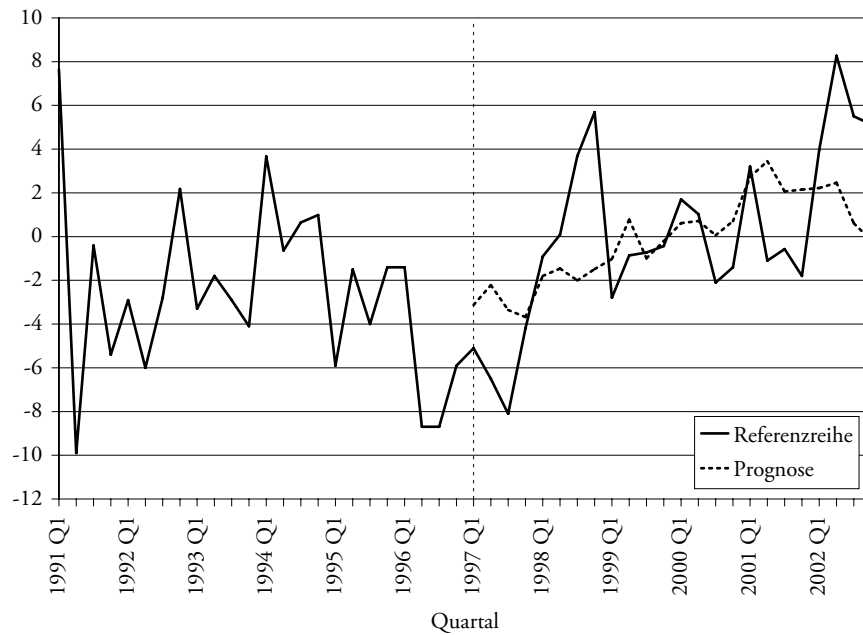
28 Das Akronym steht für „Produktion, Aufträge, Umsätze und Lager“.

Die unterjährige Dynamik dieser Quartalisierung und die der späteren Quartalisierung durch das Seco entsprechen sich für die letzten Jahre recht gut. Auffällig ist aber, dass während der ersten Jahre die quartalisierten Reihen relativ stark um einen sich von Jahr zu Jahr kaum verändernden Jahreswert schwanken, so dass beide Quartalisierungen in diesen Jahren vielleicht tendenziell zuviel Varianz erzeugen. Während dieser Jahre ist zudem der Gleichlauf der alternativen Quartalisierungsversuche nicht sehr ausgeprägt, so dass hier weniger eine gegenseitige Plausibilisierung feststellbar ist als eine für beide Versuche charakteristische Schwierigkeit, den Jahresdaten am Anfang des Stützzeitraums eine intuitiv plausible Quartalisierung zu unterlegen. Die Beobachtung, dass beide Ansätze am rechten Rand des Stützbereichs konvergieren, ist jedoch günstig für die Beurteilung der Aussichten, rechts vom Stützbereich befriedigende Resultate erzielen zu können.

Als Frühindikatoren für das Modul „Bausektor“ greifen wir auf zwei Fragen aus der monatlichen KOF-Umfrage in der Bauwirtschaft sowie auf eine Frage aus der monatlichen KOF-Umfrage im Projektierungssektor zurück.<sup>29</sup> Der Vorlauf dieser Indikatoren vor der Referenzreihe „Wachstumsrate der Wertschöpfung des Baugewerbes“ beträgt vier Quartale. Die daraus berechnete Hauptkomponente synchronisieren wir wieder gemäss ihres Vorlaufs mit der Referenzreihe, regressieren diese auf jene und erhalten so die Ex-post-Prognosewerte des Moduls. Das Resultat dieser Schritte ist in Abbildung 5 wiedergegeben.

Ein Problem ist, dass die zugrunde liegenden KOF-Umfragen erst in der Mitte der 90er Jahre lanciert wurden. Für die Zeit davor war die Suche nach Vorlaufindikatoren für die Bautätigkeit im Rahmen der hier dokumentierten Untersuchung nicht erfolgreich, so dass der sektorale Vorlaufindikator hier nur für den Zeitraum ab Mitte der 90er Jahre vorliegt. Für die Jahre vor 1997 werden wir daher bei der Aggregation der Module (vgl. Abschnitt 3) notgedrungenerweise direkt auf die Referenzreihe zurückgreifen. Aufgrund der dubiosen Quartalisierung benutzen wir hierfür die Jahresdaten des BfS ohne Quartalsmuster.

29 Es handelt sich um die Bautätigkeit im Vergleich zum Vorjahresquartal ( $\lambda = 4$ ) und die erwartete Beschäftigung ( $\lambda = 4$ ) im Baugewerbe sowie um die Reichweite des Auftragsbestands im Projektierungssektor in Monaten ( $\lambda = 4$ ).

Abbildung 5: Baugewerbe, Referenzreihe  $R_t^i$  und Ex-post-Prognose  $P_t^i(H_{t-2}^i)$ 

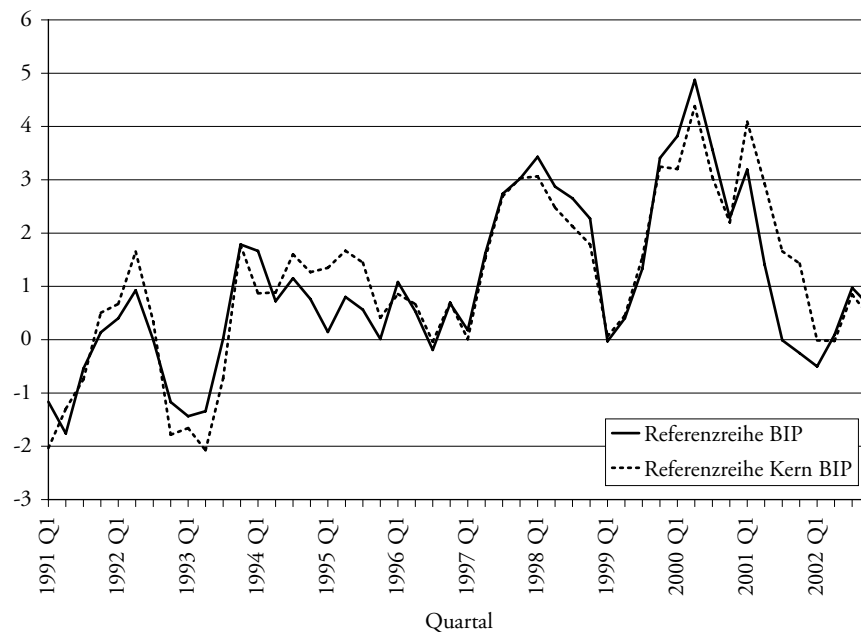
### 2.2.3 Modul BIP ohne Kredit- und Baugewerbe

Die Referenzreihe des Moduls „BIP ohne Kredit- und Baugewerbe“ ergibt sich ohne gesonderte Quartalisierung aus den vorangegangenen Schritten. Die als Quartalsreihe vorliegende Wachstumsrate des realen BIP von 1991 bis 2002 wird dazu um die Wachstumsbeiträge der Branchen Kreditgewerbe ohne FISIM und Baugewerbe bereinigt, indem aus der BIP-Wachstumsrate die mit den Anteilen des Vorjahres gewichteten sektoralen Wachstumsbeiträge herausgerechnet werden. Abbildung 6 zeigt die Wachstumsrate des BIP sowie die Wachstumsrate des Moduls BIP ohne Kredit- und Baugewerbe.

Aus der Abbildung ist ersichtlich, dass das Herausrechnen der Wachstumsbeiträge der Branchen Baugewerbe und Kreditgewerbe ohne FISIM zwar keine gravierende Veränderung der Gesamtreihe bewirkt, im Detail aber dennoch erkennbare Modifikationen resultieren.

So hat z. B. der in der Modulreihe deutlich verzögerte Rückgang der Wachstumsrate nach dem letzten Gipfel um das Jahr 2000 seine Ursache darin, dass der Rückgang im Kreditgewerbe (nach dem Platzen der letzten Aktienblase) früher

Abbildung 6: BIP-Wachstumsrate und Referenzreihe des Moduls „Kern-BIP“



einsetzte als in den übrigen Branchen. Rechnet man diesen Rückgang heraus, verzögert sich entsprechend der Einbruch im Rest der Wirtschaft. Für die Suche nach Frühindikatoren hat diese Modifikation der BIP-Wachstumsrate im Modul „Kern-BIP“ die Konsequenz, dass wir eher Indikatoren auswählen werden, welche gegenüber Vorgängen im Finanzsektor unsensibel sind, dafür aber ein besseres Bild der übrigen Konjunktur vermitteln, was erwünscht ist, da wir die ja Kreditgewerbekonjunktur separat erfassen und dann mit dem Gewicht des Kreditgewerbes ohne FISIM in den Gesamtindikator einfließen lassen werden.

Eine Besonderheit bei der Modellierung dieses Moduls ist, dass wir hier drei unabhängige Messmodelle für die gleiche Referenzreihe entwickeln, die verschiedene Oberflächenphänomene des datengenerierenden Prozesses erfassen sollen, so dass auch Entwicklungen, die nicht an jeder Stelle gleichermassen frühzeitig sichtbar werden, nicht übersehen werden. Das „Kern-BIP“ wird also als ein eindimensionaler Vorgang modelliert, aber anhand dreier verschiedener Teilmessmodelle erfasst, nämlich durch die Schweizer Industriekonjunktur, durch die Schweizer Konsumnachfrage und durch die Impulse, die von der Konjunktur-entwicklung in den wichtigsten Schweizer Exportdestinationen ausgehen.

Für das Teilmessmodell „Industrie Schweiz“ greifen wir auf drei Fragen aus der monatlichen KOF-Umfrage in der Industrie zurück, welche die Zukunftserwartungen der Umfrageteilnehmer reflektieren.<sup>30</sup> Der Vorlauf dieser in einer Hauptkomponente zusammengefassten Indikatoren vor der Referenzreihe „Wachstumsrate des BIP ohne Bau- und Kreditgewerbe“ beträgt zwei Quartale.

Für das Teilmessmodell „Konsumnachfrage“ greifen wir auf Vorlaufindikatoren aus vier verschiedenen Quellen zurück und fassen zwei Indikatoren aus der vierteljährlichen KOF-Umfrage im Gastgewerbe, einen Indikator aus der monatlichen KOF-Umfrage im Detailhandel, zwei Fragen aus der vierteljährlichen Konsumentenstimmungsumfrage des Seco und eine Monatsreihe aus der Importstatistik der Eidgenössischen Zollverwaltung zu einer Hauptkomponente zusammen.<sup>31</sup>

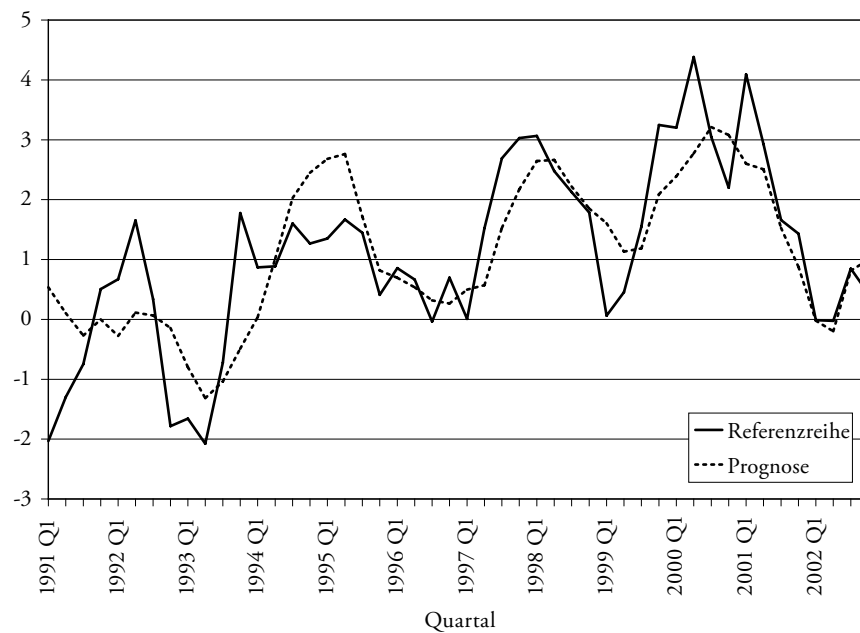
Im Teilmessmodell „Konjunktur Schweizer Exportdestinationen“ greifen wir auf drei Reihen zurück, die wir aus Industrie-Konjunkturumfragen in den EU-Mitgliedsländern berechnen.<sup>32</sup> Auch aus diesen Reihen extrahieren wir die erste Hauptkomponente.

Die Aggregation der drei Teilmessmodelle für das Schweizerische „Kern-BIP“ – Industriekonjunktur, Konsumnachfrage und Auslandsnachfrage – geschieht mittels einer sekundären Hauptkomponentenanalyse, welche die gemeinsame Varianz der ersten drei Hauptkomponenten extrahiert. Das Resultat dieser zweifachen Aggregation ist in Abbildung 7 wiedergegeben, welche eine recht deutliche Übereinstimmung der Referenzreihe mit der sektoralen Prognosereihe zeigt.

30 Diese sind die Erwartungen über den Bestellungseingang ( $\lambda = 2$ ), die Produktion ( $\lambda = 2$ ) und den Vorprodukteinkauf ( $\lambda = 2$ ) in den folgenden drei Monaten.

31 Es handelt sich dabei um den Absatz im Gastgewerbe gegenüber dem Vorjahresquartal ( $\lambda = 3$ ), die Veränderung der Beurteilung der Beschäftigung im Gastgewerbe gegenüber dem Vorjahr ( $\lambda = 2$ ), die Veränderung der Umsatzerwartungen im Non-food-Bereich des Detailhandels gegenüber dem Vorjahr ( $\lambda = 2$ ), die Beurteilung der zukünftigen Wirtschaftslage ( $\lambda = 1$ ), die Beurteilung der Gegenwart als günstig für grössere Anschaffungen ( $\lambda = 3$ ) sowie die Vorjahreswachstumsrate des Personenwagen-Importwerts ( $\lambda = 1$ ).

32 Um hieraus die für die Schweizer Exporte wichtigste Information zu identifizieren, wählen wir die fünf wichtigsten Schweizer Exportdestinationen aus (die vier Nachbarländer Deutschland, Frankreich, Italien und Österreich sowie das Vereinigte Königreich) und bestimmen aus der Exportstatistik auf Jahresbasis die Anteile dieser Destinationen an den Schweizer Gesamtexporten. Mit diesem Anteilsvektor gewichten wir die Umfrageergebnisse aus diesen Ländern. Stabile Vorläufe vor der Wachstumsrate des Schweizer „Kern-BIP“ zeigen sich bei den gewichteten europäischen Produktionserwartungen ( $\lambda = 2$ ) und beim gewichteten europäischen Bestellungseingang während der letzten Monate ( $\lambda = 1$ ). Eine dritte Reihe mit stabilem Vorlauf ist die Veränderung des Auftragsbestands gegenüber dem Vorjahr in Deutschland ( $\lambda = 2$ ).

Abbildung 7: „Kern-BIP“, Referenzreihe  $R_t^i$  und Ex-post-Prognose  $P_t^i(H_{t-2}^i)$ 

### 3. Aggregation der Module

Ausgehend von den Ergebnissen der drei Module, d. h. den Prognosewerten für die sektoralen Referenzreihen, ausgedrückt in realen Vorjahreswachstumsraten auf Quartalsbasis

$$P_t^i = \beta_0 + \beta_1 H_{t-2}^i,$$

berechnen wir nun die Prognosewerte des multisektoralen Sammelindikators für die reale Vorjahreswachstumsrate des BIP  $P_t^{BIP}$  anhand der Formel

$$P_t^{BIP} = a_1^1 P_t^1 + a_1^2 P_t^2 + a_1^3 P_t^3,$$

wobei die hochgestellten Indizes 1, 2 und 3 für die durch die drei Module wiedergegebenen Sektoren stehen und  $a^1$ ,  $a^2$  und  $a^3$  deren Anteile am Schweizer BIP zu Preisen des jeweiligen Jahres bezeichnen.<sup>33</sup>

Abbildung 8 zeigt die BIP-Wachstumsrate sowie die aus dem vorlaufenden multisektoralen Sammelindikator für die Schweizer Gesamtkonjunktur folgenden Prognosewerte von  $P_{t-2}^{BIP}$  von 1991q1 bis 2002q4. Der multisektorale Sammelindikator ist also derart auf der Zeitachse angeordnet, dass der Vorlauf vor der BIP-Wachstumsrate sichtbar wird.

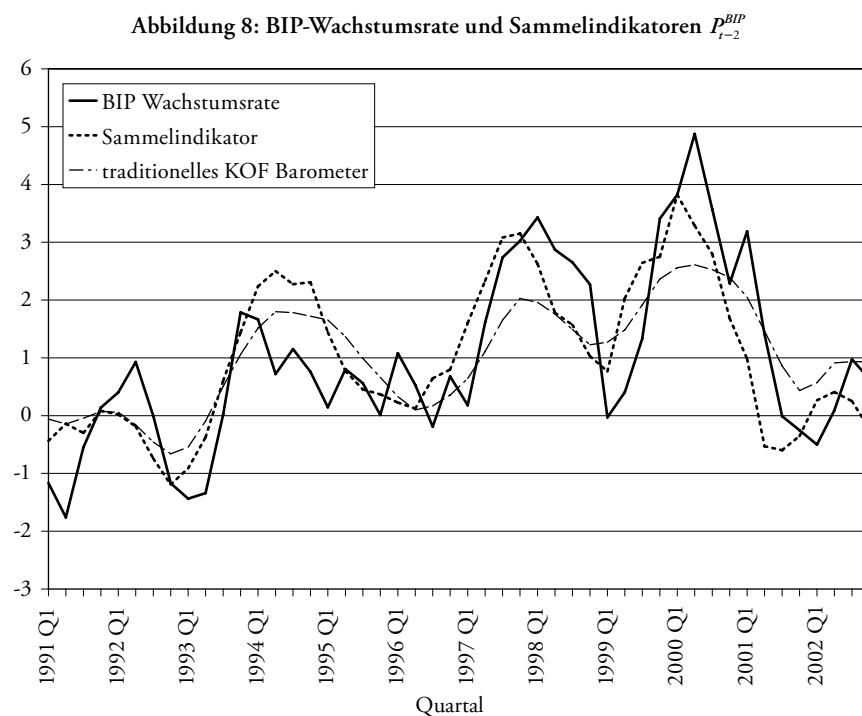


Abbildung 8 lässt erkennen, dass der multisektorale Sammelindikator in der Ex-post-Betrachtung in der Tat einen erkennbaren Vorlauf aufweist und auch die Niveaus der Wachstumsrate des BIP mit einiger Sicherheit trifft. Im ersten Zeitabschnitt (bis ca. 1996) ist die Ex-post-Prognosegüte etwas weniger überzeugend, was wohl nicht zuletzt darauf zurückzuführen ist, dass für den Anfangszeitraum

33 Dass hierbei auf die Vorjahresanteile der Sektoren zurückgegriffen wird, hat seinen Grund darin, dass reale Wachstumsraten nach ESGV 95 als Kettenindizes zu Preisen des Vorjahres berechnet werden.

weniger sektorale Indikatoren zur Verfügung stehen, so dass wir für diesen Zeitraum auf „zweitbeste“ Schätzungen zurückgreifen müssen.

Zu Vergleichszwecken abgebildet ist auch das traditionelle KOF-Konjunkturbarometer auf Quartalsbasis, skaliert auf die Wachstumsrate des BIP. Es ist deutlich erkennbar, dass mit dem neuen Sammelindikator eine bessere Ex-post-Prognosegüte erzielt wird als mit dem traditionellen KOF-Konjunkturbarometer, und zwar sowohl beim Vorlauf als auch bei den prognostizierten Niveaus.

Unklar bleibt dabei allerdings, inwieweit die bessere Ex-post-Prognose auf die aktualisierte Variablenauswahl, die breitere Datenbasis oder die mehrsektorale Methode zurückzuführen ist. Eine bessere Ex-post-Anpassung mit einer grösseren Anzahl von Indikatoren heisst nicht, dass diese auf stabilen Zusammenhängen beruht und die zugrundeliegenden Korrelationen somit für verlässliche Prognosen ausserhalb des Stützbereichs nutzbar gemacht werden können. Der entscheidende Test für die inhaltliche Substanz der Korrelation liegt also nicht in der Anpassung von Vergangenheitswerten im Stützbereich, sondern in der Prognosegüte ausserhalb des Stützbereichs, d. h. hier für die Datenpunkte nach 2002q4. Diesem Schritt werden wir uns im Abschnitt 4 zuwenden. Zuvor werden wir aber untersuchen, inwieweit die durch den multisektoralen Ansatz auferlegte Struktur die Ex-post-Prognose beeinflusst.

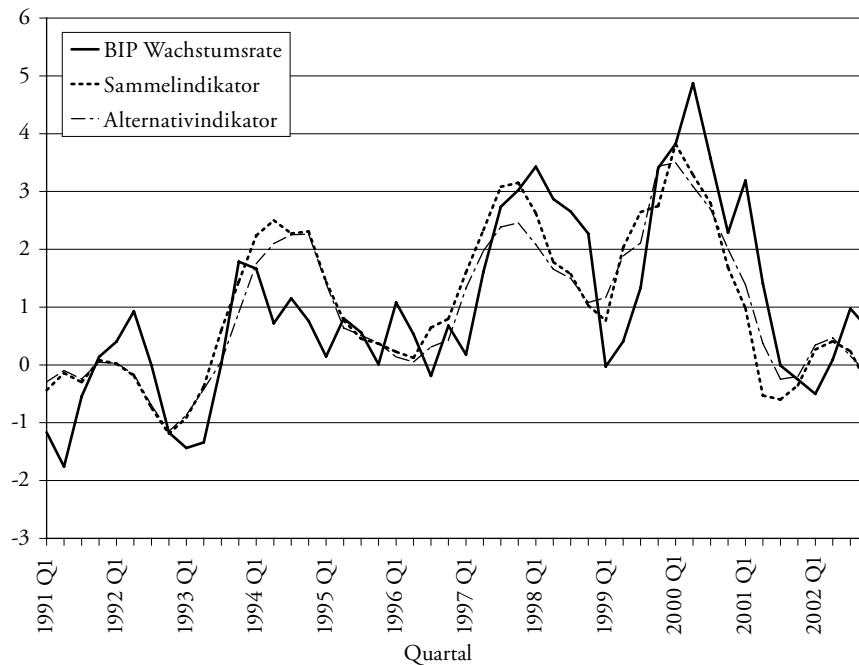
Die multisektorale Struktur separiert die 22 Indikatorreihen in Sektoren, die mit ihren Anteilen am BIP gewichtet werden. Innerhalb dieser Sektoren werden die Indikatoren anhand von Lag-Operatoren synchronisiert, die aus den Vektoren der anhand bivariater Kreuzkorrelationen identifizierten Vorläufe der Einzelindikatoren vor den sektoralen Referenzreihen bestehen. Nur die Gewichtung der synchronisierten Indikatoren innerhalb der Sektormodule erfolgt mit einem allein auf die Indikatoren gestützten Verfahren, der Hauptkomponentenanalyse, und für unseren umfassendsten Sektor, das „Kern-BIP“, zerlegen wir das Messmodell noch in drei Teilmessmodelle, nämlich in drei Hauptkomponenten aus inhaltlich verschieden abgegrenzten Teilmengen der 12 Indikatoren für die „Kern-Konjunktur“.

Im Unterschied hierzu legt das traditionelle KOF-Konjunkturbarometer seinen Indikatoren Struktur nur in Form eines mit dem hier verwendeten methodisch identischen Lag-Operators auf. Die sektorale Vielfalt der Schweizer Wirtschaft ist zwar informell durch die Auswahl von Indikatoren für die Aktivitäten in verschiedenen Wirtschaftsbereichen wiedergegeben, die Gewichte werden aber allein aus den Indikatoren bestimmt. So hat das Baugewerbe – wie bereits erwähnt – entsprechend der Zusammensetzung des Indikatorenbündels implizit ein zu erwartendes Gewicht von einem Sechstel und die Industrie mit drei Indikatoren ein zu erwartendes Gewicht von  $\frac{1}{2}$ .

Die Gewichte der Hauptkomponentenanalyse sind aber in der Regel nicht für alle Variablen gleich (sondern für hoch interkorrelierende Variablen höher), so dass bei diesem Verfahren eine explizite Gewichtung nach Sektoranteilen, selbst wenn sie implizit beabsichtigt sein sollte, nicht möglich ist. Die Extraktion von Hauptkomponenten aus einem Indikatorbündel ist also nicht informationseffizient, wenn sie vorhandene Information über die tatsächlichen Gewichte ignoriert. Was als heuristisches Verfahren zur Identifizierung von unbekannter Struktur geeignet ist, taugt konzeptionell nicht gleichermassen zur Aggregation von Daten mit bekannter Struktur. Aus diesem Grund ist der hier verfolgte Ansatz hybrider Natur. Einerseits wir geben Struktur vor, wo wir auf externe Information zurückgreifen können, d. h. bei den sektoralen Gewichten und bei den sektoralen Lag-Operatoren. Andererseits lassen wir innerhalb dieser Vorgaben die Gewichte für die Messmodelle in heuristischer Weise aus den Daten bestimmen, was der Quantifizierung der nicht direkt beobachtbaren Sektorkonjunkturen anhand verschiedener beobachtbarer Indikatoren entspricht.

Ob die Vorgabe von Struktur das Ergebnis verbessert, kann prinzipiell überprüft werden, indem ein Alternativmodell ohne Strukturvorgabe geschätzt wird, welches auf die gleichen Daten rekurriert. In diesem Falle wäre dies eine dynamische Hauptkomponenten- oder Faktorenanalyse<sup>34</sup> mit allen 22 Indikatoren des multisektoralen Sammelindikators, welche sowohl den Lag-Operator als auch die Gewichte allein aus den Indikatoren bestimmt. Eine dynamische Faktorenanalyse ist mit den für den multisektoralen Sammelindikator ausgewählten Indikatoren aber aufgrund der hohen Anforderungen an die Daten nicht möglich, da die meisten Reihen für das Kredit- und Baugewerbe nur bis zum Jahr 2000 bzw. 1997 zurückgehen, was eine dynamische Analyse ausschliesst. Wir können aber zumindest die sektorale Strukturvorgabe aufheben und eine statische Hauptkomponentenanalyse durchführen, bei der wir aus den 22 Indikatoren des multisektoralen Sammelindikators mit dem gleichen Lag-Operator die erste Hauptkomponente extrahieren, d. h. die grösstmögliche gemeinsame Varianz des Datensatzes. Dies entspricht methodisch genau dem aggregierten, eindimensionalen Ansatz des traditionellen KOF-Konjunkturbarometers, so dass diese alternative Hauptkomponente zeigt, welchen Effekt die sektorale Strukturvorgabe hat. Das Ergebnis dieses Vergleichs im Stützbereich illustriert die Abbildung 9.

34 Die dynamische Faktorenanalyse geht auf SARGENT/SIMS (1977) und GEWEKE (1977) zurück. Anwendungen im Bereich ökonomischer Frühindikatoren finden sich u. a. bei STOCK/WATSON (1999), FORNI ET AL. (2001), BANDHOLZ/FUNKE (2003) sowie NIEUWENHUYZE (2005).

Abbildung 9: BIP-Wachstumsrate und Sammelindikatoren  $P_{t-2}(H_{t-2})$ 

Es ist erkennbar, dass die beiden Indikatoren zwar in ganzen recht ähnlich verlaufen, aber dennoch systematische Unterschiede aufweisen, wobei der multi-sektorale Sammelindikator meist einen ausgeprägteren Vorlauf vor der Referenzreihe zeigt als der aggregierte Alternativindikator und auch das Niveau der Referenzreihe fast durchweg besser trifft. Zu beachten ist bei der Interpretation des Befunds, dass die Ex-post-Prognosen beider Indikatoren erst ab dem Jahr 2000 auf dem vollständigen Indikatorbündel beruhen. Für die davor liegenden Jahre haben wir für den multi-sektoralen Sammelindikator im sektoralen Modul für das Kreditgewerbe auf eine Teilmenge an Indikatoren zurückgegriffen und im Bausektor-Modul direkt auf die Referenzreihe. Für den aggregierten Alternativindikator ergänzen wir die fehlenden Werte durch die Mittelwerte der jeweiligen Reihen. Interessanterweise zeigt sich, dass der aggregierte Alternativindikator in Zeitverlauf tendenziell stärker vom multi-sektoralen Sammelindikator abweicht und sich dabei sowohl die seine Amplituden- als auch seine Phaseneigenschaften verschlechtern. Besonders deutlich ist die Verschlechterung der Amplitude beim konjunkturellen Gipfel um 1998, und die Phasenverschiebung

nach dem Jahr 2000 beeinträchtigt erkennbar den Vorlauf. Die dem multisektoralen Sammelindikator auferlegte Struktur führt somit ex post zu erkennbar verbesserten Prognoseeigenschaften.

Bevor wir die Prognoseeigenschaften des multisektoralen Sammelindikators, seiner Module sowie der alternativen Frühindikatoren ausserhalb des Stützbereichs analysieren, sei deren Ex-post-Prognosegüte ergänzend zur bislang vorwiegend graphischen Illustration noch anhand statistischer Kennzahlen betrachtet. Tabelle 3 zeigt hierzu eine Reihe gebräuchlicher Grössen.

Tabelle 3 zeigt zunächst, dass die Anpassung der Ex-post-Prognosen an die Referenzreihen bei den drei Sektoren deutliche Unterschiede aufweist. Beim Modul „Kern-BIP“ beträgt der Korrelationskoeffizient  $r$  des Vorlaufindikators mit der Referenzreihe 0.79, beim Model Kreditgewerbe ohne FISIM 0.67, beim Modul Bausektor nur 0.50. Die Einfachkorrelation bezieht sich allerdings auf den Grad der Gemeinsamkeit der Bewegungsrichtung zweier Reihen, und nicht auf die Niveaus der Reihen. Da wir mit unserem neuen Prognoseinstrument – anders als beim traditionellen KOF-Konjunkturbarometer – auch der Treffsicherheit bei den Niveaus der Prognose Aufmerksamkeit widmen wollen, sind in der Tabelle 3 der durchschnittliche absolute Prognosefehler MAE

$$(\sum |R - P|) / n$$

und die Quadratwurzel der Summe der quadrierten Prognosefehler RMSE

$$\sqrt{\sum (R - P)^2 / n},$$

angegeben, wobei  $R$  für die realisierten Werte der Referenzreihe steht,  $P$  für die Prognosewerte und  $n$  für die Anzahl der betrachteten Zeitpunkte.<sup>35</sup>

Die Interpretation des MAE ist ohne weiteres ersichtlich, der RMSE bewertet im Unterschied zum MAE grössere Prognosefehler stärker. Keines der beiden Masse berücksichtigt aber die Varianz der zu prognostizierenden Reihen, weshalb der MAE und der RMSE beim Kreditgewerbe ohne FISIM auf den ersten Blick unverhältnismässig hoch erscheinen. Wir normieren deshalb für den Vergleich der Module den MAE sowie den RMSE mit der Standardabweichung SD

35 Die hier verwendeten Akronyme MAE und RMSE folgen den üblichen englischsprachigen Bezeichnungen.

Tabelle 3: Ex-post-Prognosegüte, 1991q1–2002q4

|                                                                   | $r$  | MAE  | MAE/SD | RMSE | RMSE/SD | Theils U |
|-------------------------------------------------------------------|------|------|--------|------|---------|----------|
| Module NOGA 65 (Kreditgewerbe) ohne FISIM und NOGA 45 (Bausektor) |      |      |        |      |         |          |
| Kreditgewerbe ohne FISIM                                          | 0.67 | 16.6 | 0.57   | 21.6 | 0.74    | 0.71     |
| Bausektor                                                         | 0.50 | 2.75 | 0.68   | 3.43 | 0.85    | 0.87     |
| Modul „Kern-BIP“                                                  |      |      |        |      |         |          |
| zweistufige Hauptkomponente                                       | 0.79 | 0.73 | 0.48   | 0.94 | 0.61    | 0.50     |
| Teilmessmodell Industrie                                          | 0.77 | 0.77 | 0.50   | 0.97 | 0.63    | 0.52     |
| Teilmessmodell Konsumnachfrage                                    | 0.79 | 0.77 | 0.50   | 0.94 | 0.61    | 0.50     |
| Teilmessmodell Exportnachfrage                                    | 0.64 | 0.89 | 0.58   | 1.17 | 0.76    | 0.63     |
| Bruttoinlandprodukt                                               |      |      |        |      |         |          |
| Multisektoraler Sammelindikator                                   | 0.77 | 0.79 | 0.51   | 0.96 | 0.63    | 0.53     |
| Alternativer Indikator (Hauptkomponente aus 22 Indikatoren)       | 0.75 | 0.86 | 0.56   | 1.02 | 0.67    | 0.55     |
| Traditionelles KOF-Konjunkturbarometer                            | 0.62 | 1.40 | 0.95   | 1.67 | 1.14    | 0.92     |

der jeweiligen Referenzreihe. Die letzte in der Tabelle angegebene Prüfstatistik ist Theils U, definiert als

$$\sqrt{\Sigma((R-P)^2/n)/(\Sigma R^2/n)}.$$

Mit Hilfe dieses Ungleichheitskoeffizienten wird ein Prognosemodell mit einer Random-Walk-Prognose verglichen, wobei Werte unter eins anzeigen, dass die Modellprognose einer naiven Prognose überlegen ist und ein Wert von null einer perfekten Übereinstimmung von Prognose und Realisation entspricht.

Auch diese Prüfstatistiken zeigen, dass die Anpassung an die Referenzreihe im Modul „Kern-BIP“ am besten ist, gefolgt von der des Kreditgewerbes ohne FISIM und schliesslich von der des Baugewerbes. Dies reflektiert deutlich die Schwierigkeiten, für die beiden letzteren Module im Stützbereich ausreichend lange Indikatorreihen zu finden, und im Falle des Bausektor-Moduls wohl auch die fragwürdige Qualität der quartalisierten Referenzreihe. Ob dies die Prognosequalität jenseits des Stützbereichs im gleichen Masse beeinträchtigt, werden wir im Abschnitt 4 untersuchen. Zunächst betrachten wir jedoch das Modul „Kern-BIP“ noch etwas näher.

Bei den drei Teilmessmodellen zeigen alle Prüfstatistiken in konsistenter Weise, dass die Anpassung des Teilmessmodells Konsum an die Referenzreihe am besten ist, dicht gefolgt vom Indikatorbündel aus der Schweizer Industrie und schliesslich vom Teilmessmodell der Exportnachfrage aus dem europäischen Ausland.<sup>36</sup> Ferner zeigt sich, dass die zweistufige Hauptkomponente, welche die drei Teilmessmodelle zusammenfasst, die höchste Prognosegüte aufweist.<sup>37</sup> Die Korrelation mit der Referenzreihe ist zwar gleich (und nicht höher) als im besten der drei Teilmessmodelle, der MAE zeigt aber die Überlegenheit des umfassenderen Messansatzes.

Im unteren Teil der Tabelle vergleichen wir die Ex-post-Prognosen der BIP-Wachstumsrate mit zwei Quartalen Vorlauf durch den multisektoralen Sammelindikator, durch den alternativen einsektoralen Sammelindikator aus denselben 22 Reihen und durch das traditionelle KOF-Konjunkturbarometer. Dieser Vergleich fällt eindeutig aus. Der multisektorale Sammelindikator ist dem einsektoralen Alternativindikator in bezug auf alle angeführten Prüfmasse überlegen, und dieser dem traditionellen KOF-Konjunkturbarometer.

Schliesslich sei noch betrachtet, ob die Ex-post-Prognose des multisektoralen Sammelindikators im Stützbereich den beiden zum Vergleich herangezogenen Sammelindikatoren auch *statistisch signifikant* überlegen ist. Dazu greifen wir auf

36 Der Korrelationskoeffizient von 0.64 zeigt jedoch auch, dass sich ex post gut 40% der Varianz ( $0.64^2 = 0.41$ ) der Schweizer „Kern-BIP“-Konjunktur von 1991 bis 2002 allein anhand der hier verwendeten ausländischen Konjunkturindikatoren reproduzieren lassen, was die Einschätzung bestätigt, dass wichtige Konjunkturimpulse für die Schweiz aus dem Ausland kommen.

37 Praktisch erweist es sich für die Berechnungen im Stützbereich allerdings ohne Belang, ob wir auf das zweistufige Verfahren zurückgreifen oder direkt auf die erste (unrotierte) Hauptkomponente aller 12 Teilmodell-Indikatoren; die Korrelation zwischen den beiden resultierenden Reihen ist grösser als 0.99, was auf hohe Korrelationen zwischen *allen* Indikatoren der drei Teilmessmodelle im Stützbereich zurückzuführen ist.

einen zum Vergleich unverschränkter Modelle geeigneten Test zurück. Gegeben seien zwei rivalisierende Modelle

$$\begin{aligned} H_1: Y &= gX_1 \\ H_2: Y &= hX_2. \end{aligned}$$

Der J-Test<sup>38</sup> besteht darin, die beiden Modelle jeweils dahingehend zu überprüfen, ob der Vorhersagewert des Alternativmodells ( $\hat{h}X_2$  bzw.  $\hat{g}X_1$ ) die Anpassung des betrachteten Modells signifikant verbessert. Die Teststatistiken sind also die t-Werte für  $\phi$  und  $\tau$  in

$$\begin{aligned} Y &= gX_1 + \phi(\hat{h}X_2) + u, \\ Y &= hX_2 + \tau(\hat{g}X_1) + v. \end{aligned}$$

Signifikanz von  $\phi$  bei Insignifikanz von  $\tau$  impliziert Zurückweisung von  $H_1$  durch  $H_2$ , und Signifikanz von  $\tau$  allein bedeutet, daß  $H_2$  durch  $H_1$  zurückgewiesen wird. Wenn weder  $\phi$  noch  $\tau$  signifikant sind, können beide Hypothesen beibehalten werden, der Test bietet dann also keine Hilfe bei der Modellwahl. Sind sowohl  $\phi$  als auch  $\tau$  signifikant von Null verschieden, müssen beide Modelle als verbesserungsbedürftig angesehen werden. Da unsere zu vergleichenden Prognoseinstrumente eine Reihe von Indikatoren zu jeweils einer einzigen Reihe zusammenfassen, ist der J-Test mit einem Encompassing-Test, dem E-Test,<sup>39</sup> identisch, der hier darin besteht, in

$$Y = gX_1 + hX_2 + v$$

die Parameter  $g$  und  $h$  mit t-Tests zu überprüfen. Die Entscheidungsregel entspricht der des J-Tests.

Nach diesem Kriterium ist der multisektorale Sammelindikator als Prognoseinstrument der realen Vorjahreswachstumsrate des BIP dem traditionellen KOF-Konjunkturbarometer in der Tat statistisch signifikant überlegen ( $t = 4.95$  versus  $t = -0.98$ ), und das gleiche gilt im Vergleich zum alternativen Sammelindikator aus nur einer Hauptkomponente mit den gleichen 22 Indikatoren ( $t = 2.03$  versus  $t = -0.05$ ).

38 Vgl. DAVIDSON/MACKINNON (1981).

39 Die hier gewählte Spezifikation des E-Tests beruht auf der Gleichung (3.6) in MIZON/RICHARD (1986).

Die entscheidende Bewährung liegt aber in der Prognosegüte ausserhalb des Stützbereichs, d. h. für die Datenpunkte nach 2002q4. Dem wenden wir uns im folgenden zu.

#### 4. Out-of-Sample-Analyse

Die Out-of-sample-Analyse zeigt, ob die vergleichsweise gute Anpassung an die Referenzreihen im Stützbereich nicht das Resultat eines „overfitting“ an Eigentümlichkeiten im Stützbereich ist, so dass die zugrunde liegenden Korrelationen zwischen Referenz- und Indikatorreihen nicht auf stabilen inhaltlichen Zusammenhängen beruhen und daher „out of sample“ zusammenbrechen.<sup>40</sup>

Für die Out-of-sample-Analyse verlängern wir unsere Quartalsdatenbasis vom Ende des Stützbereichs um die Quartale 2003q1–2006q2. Die Referenzreihe für den Sammelindikator, die Vorjahreswachstumsrate des BIP besteht dabei, wie in der Einleitung erläutert, aus vier endgültigen Werten für 2003 sowie aus acht provisorischen Werten des BFS für 2004 und 2005 sowie aus zwei Datenpunkten – 2006q1 und 2006q2 – die auf provisorischen Berechnungen des Seco beruhen.

Auch für die drei Sektoren „Bausektor“, „Kreditgewerbe ohne FISIM“ und „Kern-BIP“ können wir aus den mittlerweile erhältlichen Quartalisierung des Schweizer Produktionskontos durch das Seco sektorale Referenzreihen berechnen. Der multisektorale Sammelindikator zielt zwar letztlich auf die Prognose der BIP-Wachstumsrate, da ein Zwischenschritt aber in der Prognose der sektoralen Wachstumsraten besteht, kann der Vergleich der sektoralen Out-of-sample-Prognosen mit den sektoralen Referenzreihen Aufschlüsse über die Stärken und Schwächen der Module liefern.

Die Fortschreibung der Referenzreihen über 2002q4 hinaus dient nur zu Vergleichszwecken. Für die Out-of-sample-Regressionen der sektoralen Wachstumsraten auf die sektoralen Hauptkomponenten werden jene nicht über das Ende des Stützbereichs fortgeschrieben, so dass wir hierbei der „Echtzeit versus ex post“-Problematik keine Aufmerksamkeit widmen müssen. Anders verhält es sich aber mit einzelnen Indikatorreihen sowie mit der Berechnung der Hauptkomponenten, so dass im Endeffekt der Prognosewert  $P(t)$  für ein gegebenes Quartal  $t$  nicht zeitinvariant ist. Mit dem hier avisierten Vorlauf von zwei Quartalen fällt die Erstberechnung der Prognose in das Quartal  $t - 2$ , so dass die Echtzeitreihe zum Zeitpunkt  $t$  als letzten Datenpunkt der Prognose  $P(t + 2)_t$  ausweist und für

40 Vgl. CLARK (2004).

zuvor liegende Datenpunkte aus der Reihe  $P(t+2-z)_{t-z}$  besteht, wobei  $z$  für die Anzahl von Schritten in zu vergangenen Quartalen steht ( $z \geq 1$ ). Die Ex-post-Prognosereihe ist im letzten Datenpunkt  $P(t+2)_t$  mit der Echtzeitreihe identisch, die Ex-post-Reihe der zuvor liegenden Datenpunkte  $P(t+2-z)_t$ , jedoch nicht, so dass für jedem Zeitpunkt  $t$  eine Reihe ermittelbar ist, welche die Revisionen der zuvor liegenden Datenpunkte wiedergibt und für jeden vergangenen Prognosepunkt  $P(t+2-z)$  eine Reihe von nachfolgenden Revisionen.

Unter der Annahme, dass Revisionen von Daten die Folge der Berücksichtigung neuerer und verlässlicherer Information sind, sollten Echtzeitdaten weniger verlässlich sein als ex post erhältliche. Dabei ist hier vorteilhaft, dass die Umfragedaten, auf die wir grossteils zurückgreifen, in Echtzeit die gleichen Signale geben wie ex post und daher im Unterschied zu vielen anderen Wirtschaftsdaten nicht revidiert werden. Darüber hinaus ist aber auch die Filterproblematik zu beachten, welche in letzter Zeit verstärkt diskutiert wird.<sup>41</sup> Es zeigt sich dabei, dass bei Prognosen, die auf mit symmetrischen Filtern geglätteten Frühindikatoren beruhen, am aktuellen Rand, der im Mittelpunkt des Interesses steht, der Filter häufig zunächst Signale produziert, die in dem Sinne irreführend sind, dass sie sich gelegentlich sehr deutlich von den Werten unterscheiden, die sich bei einer späteren und daher unproblematischeren Filterung mit einer Reihe neu hinzugekommener Datenpunkte ergeben. Mit anderen Worten, die Beurteilung eines mit Hilfe von symmetrischen Filtern berechneten Frühindikators anhand von Vergangenheitswerten übersieht, dass der Indikator in Echtzeit, d. h. zu dem Zeitpunkt, zu dem eine tatsächliche Prognose erfolgen würde, teilweise deutlich andere Werte angenommen hat oder hätte, als in der Vergangenheitsbetrachtung in Kenntnis späterer Daten für die Filterung. Für den multisektoralen Sammelindikator verwenden wir daher keinen Tiefpassfilter.

Eine weitere Quelle von Revisionen ist, dass bei der periodischen Berechnung von Sammelindikatorwerten in Echtzeit in der Regel nicht alle Indikatoren zur gleichen Zeit aktualisiert werden können, sei es durch Unterschiede im tatsächlichen Vorlauf vor der Referenzreihe oder durch Unterschiede im Publikationsrhythmus.

Beim traditionellen KOF-Konjunkturbarometer wurde dabei so verfahren, dass fehlende Werte einzelner Indikatoren am aktuellen Rand durch Extrapolationen aus den betreffenden Reihen ergänzt wurden. Dies hat konstruktionsbedingt zur Folge, dass eine Phasenverschiebung in Form eines kürzeren Vorlaufs vermieden wird, wenn ein Trend sich fortsetzt, so dass die Extrapolationen im

41 Vgl. z. B. ORPHANIDES/VAN NORDEN (2002) und GRAFF (2004).

Nachhinein richtig liegen. An Wendepunkten ist jedoch das Gegenteil der Fall, die Fortschreibung des Trends bewirkt hier eine grössere Phasenverschiebung, als wenn der letzte erhältliche Wert fortgeschrieben worden wäre.

Eine Option für den Umgang mit in Echtzeit fehlenden Datenpunkten, die beim traditionellen KOF-Konjunkturbarometer nicht zur Anwendung gekommen ist, die wir aber hier aufgrund der verbreiterten Datenbasis versuchen wollen, besteht darin, fehlende Werte einzelner Indikatoren am aktuellen Rand aus denen bereits aufdatierter Indikatoren zu schätzen. Dies führt zwar dazu, dass die Signale für den Sammelindikator am aktuellen Rand aus einer verminderten Informationsmenge extrahiert werden, so dass die Schätzung potentiell weniger verlässlich wird. Zum anderen wird aber eine Phasenverschiebung durch das Problem verspäteter Aufdatierungen vermieden.

Eine weitere Quelle von Revisionen von Echtzeitdaten liegt in der Aggregation von Einzelindikatoren mit der Hauptkomponentenanalyse. Die Hauptkomponenten für unseren Sammelindikator berechnen wir im Stützbereich 1991q1–2002q4 über alle 48 Datenpunkte. Jenseits des Stützbereichs kommen aber 14 Datenpunkte hinzu, so dass die Echtzeitreihe auf 49 bis 62 Datenpunkten beruht, während die Ex-post-Berechnung auf alle 62 Datenpunkte rekurriert. Bei der Hauptkomponentenanalyse, einem linearen Verfahren, verändern sich aber mit den Veränderungen der Korrelationsmatrix der Indikatoren bei hinzukommenden Beobachtungen auch die Gewichte (Ladungen) der einzelnen Indikatoren, so dass sich die Werte der Hauptkomponenten über den gesamten Berechnungszeitraum verändern. Bei einer grossen Fallzahl ist die durch einen einzigen hinzukommenden Datenpunkt bewirkte Veränderung des Gewichtungsschemas zwar kaum feststellbar, sie kann sich mit fortschreitender Zeit aber doch bemerkbar machen. Diese Quelle von Revisionen betrifft sowohl das traditionelle KOF-Konjunkturbarometer als auch den hier vorgestellten multisektoralen Sammelindikator, wobei bei diesem die Module Kreditgewerbe ohne FISIM und das Bausgewerbe stärker betroffen sein dürften als das Modul „Kern-BIP“, für das wir weiter zurückreichende Hauptkomponenten berechnen können.<sup>42</sup>

42 Eine offene Frage ist, ob Revisionen der Hauptkomponenten die Prognoseeigenschaften verbessern oder verschlechtern. Anpassungen des Messmodells an veränderte Daten können im Prinzip auch erwünscht sein. In diesem Falle würde man in einem „lernenden Modell“ für die Hauptkomponenten einen beweglichen und relativ kurzen Berechnungszeitraum mit konstanter Fallzahl bis zum aktuellen Rand vorgeben. Auch Konstanz des Messmodells ist erzielbar, dazu brauchen nur die einmal ermittelten Gewichte festgeschrieben werden. Eine diesbezügliche Simulation ist allerdings einer zukünftigen Untersuchung vorbehalten.

Für unseren Out-of-sample-Vergleich gehen wir angesichts dessen so vor, dass wir folgende vier Prognosereihen berechnen:

- Eine Ex-post-Reihe mit der zum Zeitpunkt der Fertigstellung der Berechnungen für diesen Beitrag im Oktober 2006 erhältlichen Aufdatierung aller Einzelindikatoren und mit Hauptkomponentenextraktionen für alle  $H_{t-2}^*$  von 1991q1 bis 2006q2.
- Eine Quasi-Echtzeitreihe, die den Effekt der sich verändernden Gewichte bei den Hauptkomponentenextraktionen isoliert, indem die Ex-post-Daten verwendet werden, die Hauptkomponentenextraktionen aber schrittweise um ein Quartal verlängert und zum entsprechenden Quasi-Echtzeit-Sammelindikatorwert aggregiert werden.
- Eine Reihe aus Echtzeitdaten, die für Indikatoren mit einem Vorlauf von weniger als zwei Quartalen den Indikatorwert aus  $t-1$  fort schreibt und auf dieser modifizierten Datenbasis schrittweise die entsprechenden Echtzeitwerte des Sammelindikators berechnet. Bei diesem Verfahren ist konstruktionsbedingt einer Phasenverschiebung am aktuellen Rand zu erwarten, welche den Vorlauf vermindert.
- Eine Reihe aus Echtzeitdaten, die für Indikatoren mit einem Vorlauf von weniger als zwei Quartalen den Indikatorwert am aktuellen Rand per Regression auf diejenigen Indikatoren schätzt, die in die Extraktion derselben Hauptkomponente eingehen und bereits aufdatiert sind, sofern mindestens zwei aufdatierte Indikatoren vorliegen. Andernfalls wird wie oben verfahren und der Wert von  $t-1$  fortgeschrieben.<sup>43</sup> Die Echtzeitwerte des Sammelindikators werden dann schrittweise aus dieser Datenbasis berechnet. Dies Verfahren könnte zu einer Amplitudenverschlechterung am aktuellen Rand führen, vermeidet aber eine konstruktionsbedingte Phasenverschiebung.

Betrachten wir zunächst der Verläufe dieser Reihen. Abbildung 10 zeigt die Referenzreihe von 1991q1 bis 2006q2 sowie die Ex-post-Werte des um zwei Quartale vorlaufenden multisektoralen Sammelindikators von 1991q1 bis 2005q4. Die vertikale Linie markiert dabei das Ende des Stützbereichs. Dem Augenschein nach unterscheiden sich die Prognoseeigenschaften „out of sample“ nicht von denen im Stützbereich, die Niveaus werden relativ gut getroffen, und auch „out of sample“ ist ein ausgeprägter Vorlauf zu erkennen, wobei allerdings die Interpretation am aktuellen Rand schwierig ist.

43 Dies betrifft die kürzere der beiden Hauptkomponenten im Modul Kreditgewerbe ohne FISIM.

Abbildung 10: Referenzreihe und multisektoraler Sammelindikator,  
ex post, 1991q1–2006q2

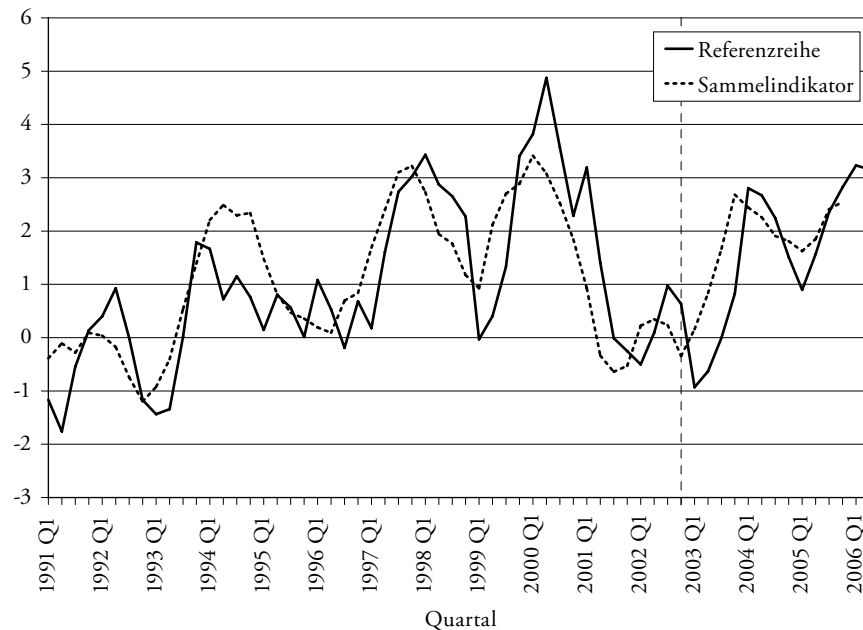
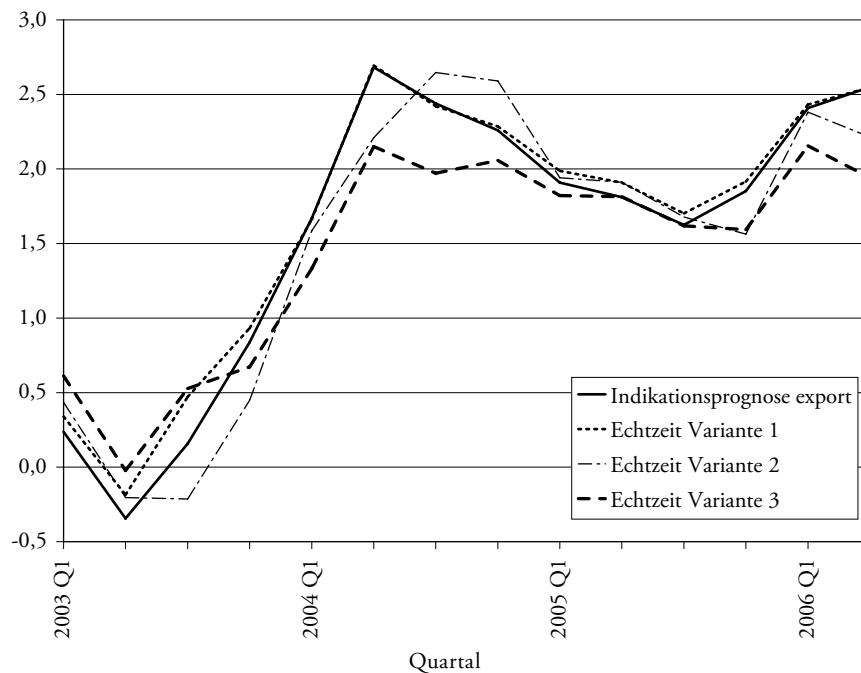


Abbildung 11 zeigt die 14 Datenpunkte der Prognosen für die Wachstumsrate des BIP, die rechts vom Stützbereich aus der Ex-post-Reihe sowie aus den drei Echtzeit-Varianten des multisektoralen Sammelindikators resultieren.

Man erkennt, dass die Quasi-Echtzeitreihe (Echtzeit-Variante 1) die geringste Abweichung von der Ex-post-Reihe aufweist. Auch ist dies die einzige Reihe, bei der der letzte Datenpunkt konstruktionsbedingt identisch mit jenem der Ex-post-Reihe ist. Mit zunehmender Entfernung vom letzten Datenpunkt nehmen die hier allein durch die veränderten Gewichte der Hauptkomponenten verursachten Abweichungen von der Ex-post-Reihe zwar zu, bleiben aber verglichen mit denen der anderen Echtzeit-Reihen gering. Die Echtzeitreihe mit fortgeschriebenen Indikatorwerten bei Vorläufen von weniger als zwei Quartalen (Echtzeit-Variante 2) lässt diese konstruktionsbedingte Phasenverschiebung klar erkennen, repliziert aber die Amplitude der Ex-post-Reihe dem Augenschein zufolge vielleicht etwas besser als die dritte Echtzeit-Variante, bei der die in Echtzeit

Abbildung 11: Prognosewerte für die Wachstumsrate des BIP, 2003q1–2006q2, ex post versus Echtzeit



nicht aufdatierten Werte aus bereits vorliegenden Indikatoren geschätzt werden, wodurch eine systematische Phasenverschiebung vermieden wird.

Eine Kreuzkorrelationsanalyse der Referenzreihe mit den vier alternativen Prognosen jenseits des Stützbereichs ergänzt die Befunde aus Abbildung 11. Wie Tabelle 4 zeigt, liefert die Ex-post-Reihe nach dem Kriterium der Korrelation die beste Prognose. Zudem bestätigt der Gleichlauf des um zwei Quartale nach rechts verschobenen multisektoralen Sammelindikators mit der Referenzreihe einem Vorlauf von zwei Quartalen. Die Quasi-Echtzeit-Prognose (Echtzeit-Variante 1) unterscheidet sich kaum von der Ex-post-Prognose. Die Echtzeit-Variante 2 zeigt die Phasenverschlechterung auch im Kreuzkorrelogramm, welches diesem Sammelindikator in Echtzeit auf Quartalsbasis einen Vorlauf von nur einem Quartal bescheinigt. Für die Echtzeit-Variante 3 ist aus dem Kreuzkorrelogramm nicht ersichtlich, ob der Vorlauf des Sammelindikators in Echtzeit ein oder zwei Quartale beträgt, die Phasenverschlechterung ist aber auch hier erkennbar geringer als

bei der Variante 2. Demnach sollte also von den beiden in Echtzeit praktikablen Methoden die in der letzten Spalte angeführte bevorzugt werden.

Tabelle 4: Kreuzkorrelationen, Referenzreihe und Prognosen, 2003q1–2006q2

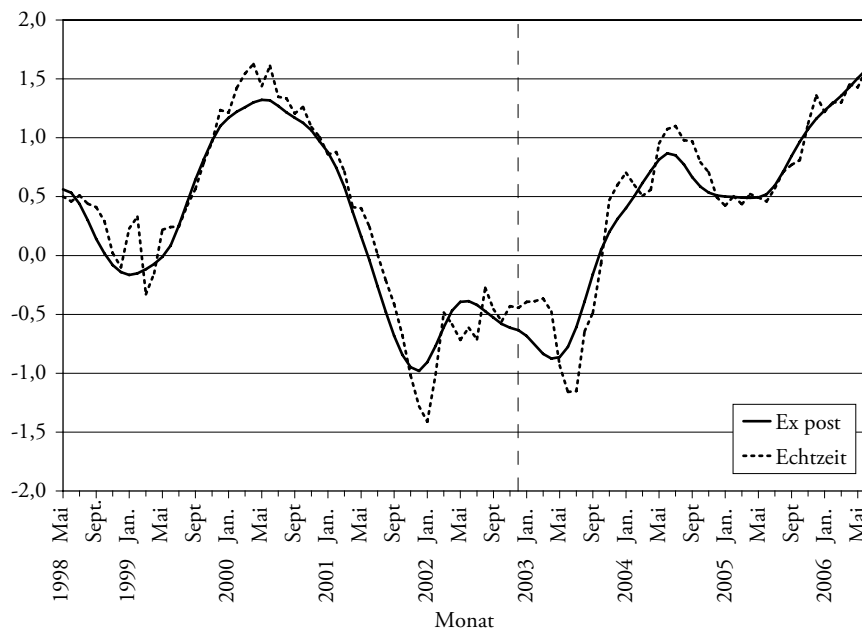
| $\lambda$ | Ex post | Echtzeit<br>Variante 1 | Echtzeit<br>Variante 2 | Echtzeit<br>Variante 3 |
|-----------|---------|------------------------|------------------------|------------------------|
| –3        | –0.15   | –0.14                  | –0.11                  | –0.10                  |
| –2        | 0.00    | 0.11                   | 0.01                   | 0.01                   |
| –1        | 0.48    | 0.49                   | 0.38                   | 0.44                   |
| 0         | 0.87    | 0.86                   | 0.78                   | 0.81                   |
| 1         | 0.82    | 0.81                   | 0.81                   | 0.81                   |
| 2         | 0.45    | 0.44                   | 0.57                   | 0.48                   |
| 3         | 0.06    | 0.08                   | 0.17                   | 0.18                   |

Bevor wir die statistische Bestandsaufnahme der Prognosegüte des multisektoralen Sammelindikators jenseits des Stützbereichs abschliessen, sei noch ein Blick auf die Echtzeit- versus Ex-post-Reihen des traditionellen KOF-Konjunkturbarometers geworfen. Die Echtzeitreihe konstruieren wir dabei aus den publizierten Monatswerten. Der betrachtete Bereich umfasst die gesamte Zeitspanne nach der letzten Revision bis zum letzten veröffentlichten Wert des inzwischen durch ein neues ersetzten Instruments. Abbildung 12 zeigt die entsprechenden Ex-post- und Echtzeitreihen.

Die Abbildung zeigt deutlich, dass die Echtzeitsignale sich zum Teil markant von den Ex-post-Werten unterscheiden.<sup>44</sup> Besonders sichtbar wird dies an den Wendepunkten. Dies dürfte vor allem auf zwei Charakteristika des traditionellen KOF-Konjunkturbarometers zurückzuführen sein, die an Wendepunkten konstruktionsbedingt zu Phasenverschiebungen führen: die Filterung der Einzelindikatoren mit einem symmetrischen Tiefpassfilter sowie die Extrapolation des Trends für Werte, die in Echtzeit noch nicht aufdatiert werden können. Für einen Frühindikator mit dem erklärten Ziel, die Richtung der BIP-Wachstumsrate vorherzusagen, erweisen sich diese Verfahren somit als Konstruktionsfehler.

44 Auf diesen Befund hat jüngst auch STULZ (2005) hingewiesen.

Abbildung 12: Traditionelles KOF-Konjunkturbarometer, Ex post und Echtzeit, 1998m5–2006m5



Für die Zeitspanne jenseits des Endes des Stützbereichs für den multisektoralen Sammelindikator, welches in Abbildung 12 durch eine vertikale Linie markiert ist, quartalisieren wir die beiden Reihen anhand der Quartalsmittelwerte, so dass wir sie zu Vergleichszwecken in die statistische Evaluation der Prognosegüte der verschiedenen Instrumente für die letzten 14 Quartale einbeziehen können. Diese ist in den Tabellen 5 und 6 zusammengefasst, wobei Tabelle 5 sich auf Ex-post-Prognosen bezieht und Tabelle 6 die verschiedenen Echtzeitreihen betrachtet.

Tabelle 5 zeigt zunächst, dass die Anpassung der Ex-post-Prognosen an die Referenzreihen bei den drei Sektoren auch jenseits des Stützbereichs deutliche Unterschiede aufweist. Beim Modul „Kern-BIP“ beträgt der Korrelationskoeffizient  $r$  des Vorlaufindikators mit der Referenzreihe 0.88, beim Modul Kreditgewerbe ohne FISIM 0.79, beim Modul Bausektor bricht die Korrelation jedoch völlig zusammen. Der MAE und der RMSE (unter Beachtung der Varianz der Modulreihen) sowie Theils U bestätigen diesen Befund. Für das Kreditgewerbe ohne FISIM und das „Kern-BIP“ zeigt sich, dass die Prognose der jeweiligen Referenzreihe auch „out of sample“ gelingt, beim Bausektor jedoch nicht.

Tabelle 5: Out-of-sample-Prognosegüte, 2003q1–2006q2, Ex-post-Werte

|                                                                               | $r$  | MAE  | MAE/SD | RMSE | RMSE/SD | Theils U |
|-------------------------------------------------------------------------------|------|------|--------|------|---------|----------|
| Module NOGA 65 (Kreditgewerbe) ohne FISIM, NOGA 45 (Bausektor) und „Kern-BIP“ |      |      |        |      |         |          |
| Kreditgewerbe ohne FISIM                                                      | 0.79 | 12.5 | 0.60   | 15.6 | 0.74    | 0.60     |
| Bausektor                                                                     | 0.01 | 2.05 | 0.96   | 2.43 | 1.13    | 0.93     |
| „Kern-BIP“                                                                    | 0.88 | 0.47 | 0.43   | 0.59 | 0.53    | 0.36     |
| Bruttoinlandprodukt                                                           |      |      |        |      |         |          |
| Multisektoraler Sammelindikator                                               | 0.87 | 0.56 | 0.40   | 0.68 | 0.49    | 0.32     |
| Alternativer Indikator (Hauptkomponente aus 22 Indikatoren)                   | 0.82 | 0.69 | 0.49   | 0.81 | 0.58    | 0.39     |
| Traditionelles KOF-Konjunkturbarometer                                        | 0.65 | 0.85 | 0.61   | 0.96 | 0.61    | 0.46     |

Für das Kreditsektor-Modul ist es uns also offensichtlich gelungen, trotz des sehr kurzen Stützbereichs inhaltlich fundierte Korrelation zu finden, während im Baugewerbe-Modul eine Kombination aus fragwürdiger Qualität der quartalisierten Referenzreihe und geringer Aussagekraft der Frühindikatoren zur Identifikation von Korrelationen geführt hat, die weitgehend zufällig waren. Die Modellierung der Bau-Konjunktur muss im Rahmen der hier vorgestellten Studie somit ex post als gescheitert angesehen werden.

Im unteren Teil der Tabelle vergleichen wir – wie zuvor innerhalb des Stützereichs – die Prognosen der BIP-Wachstumsrate mit zwei Quartalen Vorlauf durch den multisektoralen Sammelindikator, durch den alternativen einsektoralen Sammelindikator aus denselben 22 Reihen und durch das traditionelle KOF-Konjunkturbarometer. Dieser Vergleich fällt – wie schon in Stützbereich – eindeutig aus. Der multisektorale Sammelindikator ist dem einsektoralen Alternativindikator in bezug auf alle angeführten Prüfmasse überlegen, und dieser dem traditionellen KOF-Konjunkturbarometer.

Tabelle 6 zeigt, dass der multisektorale Sammelindikator den zum Vergleich angeführten Alternativen jenseits des Stützbereichs auch bei Betrachtung der drei Echtzeitreihen überlegen ist. In Quasi-Echtzeit (Variante 1), in Echtzeit mit

Fortschreiben der letzten Datenpunkte für die noch nicht erhältlichen Werte (Variante 2) und in Echtzeit mit Schätzungen von noch nicht erhältlichen Werten (Variante 3) zeigen die hier angeführten Prüfstatistiken konsistent bessere Werte für den multisektoralen Sammelindikator als für den alternativen Sammelindikator, der aus den gleichen Indikatoren als erste Hauptkomponente berechnet wird. Bei Variante 3 ist auch die Prognosegüte des quartalisierten traditionellen KOF-Konjunkturbarometers in Echtzeit (mit extrapolierten Werten) für einen Vorlauf von zwei Quartalen angegeben, welche erkennbar schlechter ist als bei den neueren Sammelindikatoren.

Tabelle 6: Out-of-sample-Prognosegüte, 2003q1–2006q2, Echtzeitwerte

|                                                                                                       | $r$  | MAE  | MAE/SD | RMSE | RMSE/SD | Theils U |
|-------------------------------------------------------------------------------------------------------|------|------|--------|------|---------|----------|
| Echtzeit Variante 1<br>Berechnungen bis zum jeweils aktuellen Rand mit Ex-post-Daten                  |      |      |        |      |         |          |
| Multisektoraler Sammelindikator                                                                       | 0.86 | 0.61 | 0.43   | 0.70 | 0.50    | 0.33     |
| Alternativer 2<br>(Hauptkomponente aus 22 Indikatoren)                                                | 0.82 | 0.69 | 0.50   | 0.80 | 0.58    | 0.38     |
| Echtzeit Variante 2<br>Berechnungen bis zum jeweils aktuellen Rand mit in Echtzeit erhältlichen Daten |      |      |        |      |         |          |
| Multisektoraler Sammelindikator                                                                       | 0.78 | 0.73 | 0.52   | 0.81 | 0.58    | 0.39     |
| Alternativer Indikator<br>(Hauptkomponente aus 22 Indikatoren)                                        | 0.74 | 0.80 | 0.58   | 0.90 | 0.65    | 0.43     |
| Echtzeit Variante 3<br>Berechnungen bis zum jeweils aktuellen Rand mit in Echtzeit schätzbaren Daten  |      |      |        |      |         |          |
| Multisektoraler Sammelindikator                                                                       | 0.81 | 0.75 | 0.54   | 0.84 | 0.61    | 0.40     |
| Alternativer Indikator<br>(Hauptkomponente aus 22 Indikatoren)                                        | 0.77 | 0.77 | 0.55   | 0.90 | 0.65    | 0.43     |
| Traditionelles KOF-Konjunkturbarometer                                                                | 0.51 | 0.94 | 0.67   | 1.07 | 0.77    | 0.51     |

Schliesslich sei noch betrachtet, ob die Prognosen des multisektoralen Sammelindikators auch jenseits des Stützbereichs den beiden alternativen Sammelindikatoren statistisch signifikant überlegen sind. Die Resultate der entsprechenden Encompassing-Tests für die 14 Prognosepunkte „out of sample“ zeigt Tabelle 7.

Tabelle 7: Prognosevergleich 2003q1–2006q2, E-Test (t-Werte)

|                     | Multisektoraler<br>Sammelindikator | Alternativer<br>Sammelindikator<br>(22 Reihen) | traditionelles KOF-<br>Konjunkturbarometer |
|---------------------|------------------------------------|------------------------------------------------|--------------------------------------------|
| Ex post             | 2.58<br>4.04                       | –1.51                                          | –0.82                                      |
| Echtzeit Variante 1 | 2.43                               | –1.35                                          |                                            |
| Echtzeit Variante 2 | 2.10                               | –1.51                                          |                                            |
| Echtzeit Variante 3 | 1.62<br>4.10                       | –1.50                                          | –1.50                                      |

Tabelle 7 zeigt, dass der multisektorale Sammelindikator auch jenseits seines Stützbereichs als Prognoseinstrument der realen Vorjahreswachstumsrate des BIP dem traditionellen KOF-Konjunkturbarometer nach dem Kriterium des E-Tests statistisch signifikant überlegen ist, und zwar unabhängig davon, ob die Ex-post- oder die Echtzeitreihen betrachtet werden.

Im Vergleich mit dem alternativen Sammelindikator aus nur einer Hauptkomponente mit den gleichen 22 Indikatoren ist die in den Tabellen 5 und 6 dokumentierte überlegene Prognosegüte des multisektoralen Sammelindikators bei Betrachtung der Ex-post-Reihen sowie der Echtzeit-Varianten 1 und 2 auch statistisch signifikant. Bei der Variante 3 wird das konventionelle 5-Prozent-Signifikanzniveau jedoch verfehlt, so dass einzig hier nach dem Kriterium des E-Tests keinem der beiden Instrumente nach dem Signifikanzkriterium der Vorzug gegeben werden kann.

Es sollte aber nicht übersehen werden, dass 14 Beobachtungen eine geringe Stichprobengrösse sind, so dass signifikante t-Tests relativ ausgeprägte Unterschiede erfordern. In Verbindung mit der zuvor betrachteten deskriptiven Statistik sollte die multisektorale Struktur als erfolgversprechend angesehen werden,

auch wenn es nicht für alle Sektoren gleichermassen gelungen ist, ausserhalb des Stützbereichs brauchbare Prognosen zu erstellen. Der hier vorgestellte multisektorale Ansatz kann also im ganzen als gelungen betrachtet werden kann, im Detail besteht aber noch deutlicher Verbesserungsbedarf.

## 5. Schlussbemerkungen

Der hier vorgestellte vorlaufende multisektorale Sammelindikator für die Schweizer Gesamtkonjunktur weist gegenüber dem traditionellen KOF-Konjunkturbarometer eine Reihe von methodischen Innovationen auf und berücksichtigt mit 22 im Vergleich zu sechs Indikatorreihen eine vielfach grössere Informationsmenge. Für den Stützbereich von 1991q1 bis 2002q4 erhalten wir auf Quartalsbasis einen Vorlauf des Sammelindikators von zwei Quartalen vor der Referenzreihe, der Vorjahreswachstumsrate des BIP, und auch die Niveaus der Wachstumsrate werden gut getroffen. Dabei erweist sich das neue Instrument dem alten *ex post* überlegen.

Wichtiger ist aber, dass der multisektorale Sammelindikator auch rechts vom Ende des Stützbereichs gute Prognoseeigenschaften zeigt, und zwar sowohl bezüglich des Vorlaufs als auch hinsichtlich der Niveaus der Referenzreihe. Der multisektorale Sammelindikator zeigt sich dabei gemessen an den derzeit verfügbaren 14 Datenpunkten aus endgültigen sowie ergänzenden provisorischen BIP-Quartalsdaten dem traditionellen KOF-Konjunkturbarometer auch „out of sample“ signifikant überlegen. Auch im Vergleich mit einem Sammelindikator, der als eindimensionale Hauptkomponente aus der Indikatormenge des multisektoralen Sammelindikators extrahiert wird, zeigt sich dieser jenem überlegen.

Die vergleichsweise guten Prognoseeigenschaften des multisektoralen Sammelindikators beruhen also sowohl auf der Auswahl der 22 Vorlaufindikatoren als auch auf der multisektoralen Struktur. Der Gewinn an Prognosegüte ist aber hier vor allem auf die eigenständige Modellierung der Kreditgewerbekonjunktur zurückzuführen. Der Versuch, die Baukonjunktur separat zu erfassen, muss hier anhand des Befunds jenseits des Stützbereichs als Fehlschlag angesehen werden. Die multisektorale Struktur bewährt sich somit als Ansatz im ganzen, auch wenn im Detail erhebliches Verbesserungspotential sichtbar wird. Dies sollte nicht zuletzt durch eine Verlängerung des Stützbereichs realisiert werden, denn das Kreditsektormodul, das brauchbare Prognoseeigenschaften zeigt, aber hier noch zu einer gewissen Echtzeit-Phasenverschiebung am aktuellen Rand beiträgt, und das Bausektormodul, das in der hier dokumentierten Form nicht zur Prognose taugt, beruhen massgeblich auf kürzlich lancierten Konjunkturumfragen,

so dass ein längerer Stützbereich die Möglichkeit, verlässliche Vorlaufindikatoren zu identifizieren, merklich verbessern dürfte.

Im Mai 2006 wurde das traditionelle KOF-Konjunkturbarometer auf Basis dieser Voruntersuchung durch ein neues Konjunkturbarometer ersetzt (vgl. KOF 2006), welches seitdem monatlich publiziert wird. Es baut methodisch auf dem hier vorgestellten Sammelindikator auf, ist mit diesem jedoch nicht identisch, da für das neue KOF-Konjunkturbarometer, den obigen Überlegungen folgend, ein bis an den aktuellen Rand reichender Stützbereich herangezogen wurde, was sich entsprechend auf die Indikatorenauswahl ausgewirkt hat.<sup>45</sup>

Hinzu kommt, dass das neue (ebenso wie das traditionelle) KOF-Konjunkturbarometer aus Aktualitätsgründen monatlich aufdatiert und veröffentlicht wird, während für die hier präsentierte Vorstudie die Quartalsfrequenz gewählt wurde, da die Referenzreihe nur auf Quartalsbasis zur Verfügung steht und somit von einem Prognoseinstrument mit höherer Frequenz keine zusätzlichen Aufschlüsse über die zu erwartende Prognosegüte zu erwarten waren. Der hier vorgestellte multisektorale Sammelindikator ermöglicht aber durch die Beschränkung des Stützbereichs auf die Zeit vor 2003 – im Gegensatz zum neuen KOF-Konjunkturbarometer – bereits jetzt eine erste Evaluation der Out-of-sample-Prognosegüte, womit die zugrunde liegende Methodik einem Test unterzogen werden kann, während das neue KOF-Konjunkturbarometer sich erst noch bewähren muss.

45 Von den 22 in dieser Untersuchung auf der Basis von Daten bis 2002 für die Berechnung des multisektoralen Sammelindikator ausgewählten Einzelindikatoren gehen 13 in das neue KOF-Konjunkturbarometer ein; die übrigen 12 von insgesamt 25 Indikatoren des neuen KOF-Konjunkturbarometers sind gegenüber dieser Studie neu ausgewählt worden, wobei sich der verlängerte Stützbereich insbesondere bei der Identifizierung von Vorlaufindikatoren in den Modulen Kreditgewerbe ohne FISIM und im Baugewerbe ausgewirkt hat, da die potentiellen Indikatorreihen dort z. T. nur wenige Jahre umfassen, so dass hinzukommende Datenpunkte ein relativ starkes Gewicht haben. Darüber sind für das neue KOF-Konjunkturbarometer für einzelne Indikatoren randwertstabile Tiefpassfilter entwickelt worden, während bei der Vorstudie ganz auf eine Tiefpassfilterung verzichtet wurde.

## 6. Anhang: Indikatoren

| Modul                               | Messmodell<br>(Datenquellen)  | Originalreihe                                                   | Quartalisierung | Transfor-<br>mation | Saison-<br>filter | Vorlauf<br>Quartale |
|-------------------------------------|-------------------------------|-----------------------------------------------------------------|-----------------|---------------------|-------------------|---------------------|
| Kredit-<br>gewerbe<br>ohne<br>FISIM | kurze Reihen<br>(KOF-Umfrage) | Bruttogewinn gegenüber dem Vorquartal                           | keine           | keine               | ja                | 2                   |
|                                     |                               | Nachfrage seitens ausländischer Kunden gegenüber dem Vorquartal | keine           | keine               | ja                | 1                   |
|                                     |                               | Kommissionsgeschäft gegenüber dem Vorquartal                    | keine           | keine               | ja                | 1                   |
|                                     |                               | Volumen des verwalteten Vermögens gegenüber dem Vorquartal      | keine           | keine               | ja                | 1                   |
|                                     | lange Reihen                  | Geldmenge M2                                                    | Quartalsmitte   | $X_t - X_{t-4}$     | ja                | 2                   |
|                                     |                               | Offene Kredite                                                  | Quartalsmitte   | keine               | ja                | 7                   |
|                                     |                               | SPI Gesamtindex                                                 | Quartalsmitte   | $X_t - X_{t-4}$     | nein              | 1                   |
| Baugewerbe<br>(KOF-Umfragen)        |                               | Erwartete Beschäftigung                                         | keine           |                     | nein              | 4                   |
|                                     |                               | Bautätigkeit im Vergleich zum Vorjahresquartal                  | keine           |                     | nein              | 4                   |
|                                     |                               | Auftragsbestand im Projektierungssektor in Monaten              | keine           |                     | nein              | 4                   |

| Modul    | Messmodell<br>(Datenquellen)                                                              | Originalreihe                                                                                    | Quartalisierung | Transformation  | Saison-<br>filter | Vorlauf<br>Quartale |
|----------|-------------------------------------------------------------------------------------------|--------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------------|-----------------|-------------------|---------------------|
| Kern-BIP | Teilmessmodell<br>Industrie<br>(KOF-Umfrage)                                              | Erwarteter Bestellungseingang                                                                    | Quartalsanfang  | keine           | ja                | 2                   |
|          |                                                                                           | Erwartete Produktion                                                                             | Quartalsende    | keine           | ja                | 2                   |
|          |                                                                                           | Erwarteter Vorprodukteinkauf                                                                     | Quartalsende    | keine           | ja                | 2                   |
|          | Teil-Messmodell<br>Konsum<br>(KOF-Umfragen,<br>Seco,<br>Eidgenössische<br>Zollverwaltung) | Gastgewerbe-Absatz gegenüber dem Vorjahresquartal                                                | keine           | $X_t - X_{t-4}$ | nein              | 3                   |
|          |                                                                                           | Beurteilung der Beschäftigung im Gastgewerbe gegenüber<br>Vorjahr                                | keine           | $X_t - X_{t-4}$ | nein              | 2                   |
|          |                                                                                           | Beurteilung der zukünftigen Wirtschaftslage                                                      | keine           | keine           | nein              | 1                   |
|          |                                                                                           | Beurteilung der Gegenwart als günstig für grössere<br>Anschaffungen                              | keine           | keine           | nein              | 2                   |
|          |                                                                                           | Veränderung der Umsatzerwartungen im Non-food-Bereich des<br>Detailhandels gegenüber dem Vorjahr | Quartalsmitte   | $X_t - X_{t-4}$ | nein              | 2                   |
|          |                                                                                           | Personenwagen-Importwert                                                                         | Quartalsanfang  | $X_t - X_{t-4}$ | nein              | 1                   |
|          | Teilmessmodell<br>Exporte<br>(gewichtete<br>europäische<br>Umfragedaten)                  | Produktionserwartungen                                                                           | Quartalsende    | keine           | ja                | 2                   |
|          |                                                                                           | Bestellungseingang während der letzten Monate                                                    | keine           | keine           | ja                | 2                   |
|          |                                                                                           | Auftragsbestand gegenüber dem Vorjahr in Deutschland                                             | Quartalsende    | $X_t - X_{t-4}$ | ja                | 2                   |

## 7. Literaturverzeichnis

- ARTIS, M. J. (1996), "How Accurate are the IMF's Short-Term Forecasts? Another Examination of the World Economic Outlook", *IMF Working Paper* WPS 96/89.
- BANDHOLZ, H. and M. FUNKE (2003), "In Search of Leading Indicators of Economic Activity in Germany", *Journal of Forecasting*, pp. 277–297.
- Bundesamt für Statistik (2003), *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung: Eine Einführung in Theorie und Praxis. Methoden und Konzepte des ESVG*, Neuchâtel.
- CLARK, T. E. (2004), "Can Out-of-sample Forecast Comparisons Help Prevent Overfitting?", *Journal of Forecasting* 23, pp. 115–139.
- DAVIDSON, R. and J. G. MACKINNON (1981), "Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypotheses", *Econometrica* 49, pp. 781–893.
- ENTORF, H. (1993), "Constructing Leading Indicators from Non-balanced Sectoral Business Survey Series", *International Journal of Forecasting* 9, pp. 211–225.
- ETTER, R. and M. GRAFF (2003), "Estimating and Forecasting Production and Orders in Manufacturing Industry from Business Survey Data: Evidence from Switzerland, 1990–2000", *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaftslehre und Statistik* 139, pp. 507–553.
- FORNI, M., M. HALLIN, M. LIPPI, and L. REICHLIN (2001), "Coincident and Leading Indicators for the EURO Area", *Economic Journal* 111, pp. 62–85.
- GAYER, C. (2005), "Forecasting Evaluation of the European Commission Survey Indicators", *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 2, pp. 213–243.
- GEWEKE, J. (1977), "The Dynamic Factor Analysis of Economic Time Series", in: D. J. Aigner and A. S. Goldberger (eds), *Latent Variables in Socio-Economic Models*, Amsterdam.
- GRAFF, M. (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.
- GRAFF, M. and R. ETTER (2004), "Coincident and Leading Indicators of Manufacturing Industry: Sales, Production, Orders and Inventories in Switzerland", *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 1, pp. 109–131.
- KOF (2006), „Neues KOF-Konjunkturbarometer“, Pressemitteilung vom 28. April, <http://www.kof.ethz.ch/deutsch/news/doc.php?did=962&tid=2>
- MARTY, R. (1997), „Die Vorlaufeigenschaften der Indikatoren des KOF/ETH-Industrietests“, *Konjunktur* 9, pp. 11–23.

- MIZON, G. and J.-F. RICHARD (1986), "The Encompassing Principle and Its Application to Testing Non-nested Hypotheses", *Econometrica* 54, pp. 657–578.
- NIEUWENHUYZE, C. van (2005), "A Generalised Dynamic Factor Model for the Belgian Economy", *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 2, pp. 213–243.
- ORPHANIDES, A and S. van NORDEN (2002), "The Unreliability of Output-gap Estimates in Real Time", *Review of Economics and Statistics* 84, pp. 569–583.
- SARGENT, T. J. and C. A. SIMS (1977), "Business Cycle Modelling Without Pretending to Have Too Much a priori Economic Theory", in C. A. Sims (ed.), *New Methods in Business Research*, Federal Bank of Minneapolis.
- STOCK, J. H. and M. W. WATSON (1999), "Forecasting Inflation", *Journal of Monetary Economics* 44, pp. 293–334.
- STULZ, J. (2005), "The KOF Economic Barometer – What Does it Tell us and When?" Mimeo, Swiss National Bank, July.

#### SUMMARY

The multi-sectoral composite indicator for the Swiss business cycle presented in this paper introduces a number of methodological innovations and considers a comparably large number of indicator series. For the in sample period from 1991 to 2002 we aim at a lead of the composite indicator of two quarters before the reference series, the annual growth rate of the quarterly real GDP series. Out of sample, the indicator shows a very promising forecasting performance with respect to the presently available – partly still provisional – 14 data points, both in terms of lead and levels. Comparisons with other composite indicators for the same reference series – the well-known traditional KOF barometer as published until March 2006 and a uni-sectoral composite indicator computed from the same indicators as the multi-sectoral instrument – show that the new approach is superior to the considered alternatives, which is due to both its broader information basis as well as to the structure that is imposed by the multi-sectoral design.

#### ZUSAMMENFASSUNG

Der hier vorgestellte multisektorale Sammelindikator für die Schweizer Gesamtkonjunktur weist gegenüber vergleichbaren Frühindikatoren für die Entwicklung des Bruttoinlandprodukts eine Reihe von methodischen Innovationen auf und

berücksichtigt eine vergleichsweise grosse Anzahl von Indikatorreihen. Für den Stützbereich von 1991 bis 2002 erhalten wir einen Vorlauf des Sammelindikators von zwei Quartalen vor der Referenzreihe, der Vorjahreswachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts, und auch die Niveaus der Wachstumsrate werden vergleichsweise gut getroffen. Der Sammelindikator zeigt auch rechts vom Ende des Stützbereichs für die aktuell verfügbaren – teils noch provisorischen – 14 Datenpunkte gute Prognoseeigenschaften, und zwar sowohl bezüglich des Vorlaufs als auch hinsichtlich der Niveaus der Referenzreihe. Ein Vergleich mit einem bislang in der Schweiz vielbeachteten Sammelindikator, welcher auf die gleiche Referenzreihe zielt, dem KOF-Konjunkturbarometer in der bis März 2006 veröffentlichten Form, zeigt, dass der hier dokumentierte Ansatz mit seiner breiteren und strukturierten Informationsbasis dem traditionellen Instrument überlegen ist.

#### RÉSUMÉ

Cette étude présente un nouvel indicateur multisectoriel conjoncturel pour la Suisse. Cet indicateur utilise plusieurs innovations méthodologiques et est basé sur beaucoup de plus de séries temporelles que d'habitude. Dans la période d'échantillon 1991-2002, le nouvel indicateur a une avance de deux trimestres sur la série de référence, le taux de croissance du PIB, et reproduit aussi le niveau du taux de croissance. En plus, le nouvel indicateur a aussi de bonnes propriétés en dehors de la période d'estimation en ce qui concerne la prévision. Le nouvel indicateur multisectoriel représente une grande amélioration en comparaison avec le baromètre conjoncturel du KOF.