Konjunkturzyklen und -indikatoren für den Dienstleistungssektor in Deutschland

DISSERTATION

zur Erlangung des Doktorgrades an der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät Ingolstadt der Katholischen Universität Eichstätt-Ingolstadt

vorgelegt von

Kai Nosbüsch

Erstgutachter	Prof. Dr. Ulrich Küsters
Zweitgutachter	Prof. Dr. Jörg Clostermann
Verfasser	Kai Nosbüsch
	80469 München
	E-Mail: nosbuschkai@t-online.de
Eingereicht am	29. März 2019
Datum der Disputation	17. Juli 2019

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis **IV**

Tabellenverzeichnis **VIII**

Abkürzungsverzeichnis **X**

Symbolverzeichnis **XIII**

1 Einleitung **1**

1.1 Die Relevanz von Dienstleistungen für den konjunkturellen Gesamtzyklus . . . 1

1.2 Problemstellung und Zielsetzung 5

1.3 Aufbau der Arbeit 8

I. Methodische Grundlagen **11**

2 Methoden für die sektorale Schätzung des Produktionspotentials **11**

2.1 Einleitende Bemerkungen 11

2.2 Vorteile eines disaggregierten Schätzansatzes 12

2.3 Univariate Schätzverfahren 14

2.3.1 Das univariate HP-Filterverfahren 14

2.3.2 Der Rotemberg-Filter 15

2.3.3 Das univariate Zustandsraummodell 16

2.4 Multivariate Schätzverfahren 17

2.4.1 Die kapitalstockorientierte SVR-Methode 18

2.4.2 Das multivariate HP-Filterverfahren 20

2.4.3 Das multivariate Zustandsraummodell 21

3 Konjunkturanalyse mit Markov-Regimewechselmodellen **24**

3.1 Einleitende Bemerkungen 24

3.2 Statistische Eigenschaften des Markov-Prozesses 26

3.3 Regime-Switching-Modelle mit autoregressiver Struktur 28

3.4 Ermittlung von Regimewahrscheinlichkeiten 29

3.4.1 Ermittlung von Filterwahrscheinlichkeiten über unbeobachtbare Regime 29

3.4.2 Ermittlung von geglätteten Regimewahrscheinlichkeiten 33

3.5 Prognosen mit Regime-Switching-Modellen 35

3.6 Modellvorauswahl anhand des ARMA-Repräsentationstheorems 36

4 Konjunkturindikatoren und Konstruktion von Gesamtindikatoren 38
4.1 Möglichkeiten zur Kategorisierung von Konjunkturindikatoren 38
4.2 Kriterien zur Beurteilung der Qualität von Konjunkturindikatoren 39
4.3 Beurteilung der Qualität von Dienstleistungsindikatoren 40
4.4 Konstruktion von synthetischen Konjunkturindizes 41
4.4.1 Ungewichtete Sammelindikatoren 42
4.4.2 Gewichtete Sammelindikatoren 43
4.4.3 Faktormodelle 44

II. Empirischer Teil 48

5 Konjunkturanalyse für den deutschen Dienstleistungssektor 48
5.1 Schätzungen des Produktionspotentials 48
5.1.1 Vierteljährliche Schätzung mit dem HP-Filter 48
5.1.1.1 Datengrundlage 48
5.1.1.2 Ergebnisse der sektoralen Schätzung 52
5.1.1.3 Ergebnisse der aggregierten Schätzung 58
5.1.2 Jährliche Schätzung mit der kapitalstockorientierten SVR-Methode . . 61
5.1.2.1 Datengrundlage 61
5.1.2.2 Ergebnisse der sektoralen Vorausschätzung 65
5.1.2.3 Ergebnisse der aggregierten Schätzung 69
5.2 Markov-Regimewechselmodelle 70
5.2.1 Datengrundlage 70
5.2.2 Spezifikationstests und Beurteilungskriterien für die Modellschätzung 71
5.2.3 Beurteilungskriterien für die Prognosegüte 73
5.2.4 Klassische Konjunkturzyklendatierung 76
5.2.5 Konjunkturzyklendatierung mit Hilfe einer Konjunkturuhr 79
5.2.6 Das 2-Zustands-Modell 85
5.2.6.1 Modellvorauswahl anhand des ARMA-Repräsentationstheorems 85
5.2.6.2 Modellschätzung und Prognose 86
5.2.6.3 Modellerweiterung um regimeabhängige Heteroskedastizität 92
5.2.6.4 Modellerweiterung um regimeabhängige AR-Koeffizienten . 103
5.2.7 Ein 3-Zustands-Modell 108
5.2.8 Konjunkturampel: Voll- versus Unterauslastungsregime 109
5.2.9 Konjunkturampel: Hochvolatilitäts- versus Niedrigvolatilitätsregime . . 111
5.2.10 Konjunkturampel für ein hochparametrisiertes Modell 113

5.3 Ermittlung von synthetischen Dienstleistungsindikatoren 115
5.3.1 Datengrundlage und Datenaufbereitung 115
5.3.2 Ermittlung geeigneter Einzelindikatoren 119
5.3.3 Vorstellung der synthetischen Gesamtindikatoren 125
5.3.3.1 Sektorale Betrachtung 125
5.3.3.2 Aggregierte Betrachtung 129
5.3.3.3 Verhalten an konjunkturellen Wendepunkten 133

6 Schlussbemerkung und Ausblick **136**

Anhang **139**
A Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen 139
A.1 Überblick über die Entstehungsrechnung in den VGR
A.2 Historische Ergebnisse für den Dienstleistungssektor
A.3 Historische Ergebnisse für die Dienstleistungsbereiche
B Konjunkturverläufe in den Dienstleistungsbereichen 146
B.1 HP-Filterverfahren
B.2 Modifizierte kapitalstockbasierte SVR-Methode
C Hinweise zu den verwendeten Inputzeitreihen 151
C.1 Amtliche Statistiken aus der Datenbank GENESIS-Online des StBA
C.2 Amtliche Statistiken der Deutschen Bundesbank
C.3 Amtliche Statistiken aus der Eurostat Online Datenbank
C.4 Nichtamtliche Statistiken des ifo Instituts
C.5 Nichtamtliche Statistiken des ZEW
C.6 Börseninformationen der ARIVA.DE AG
D Berechnung der Bruttowertschöpfung in den vierteljährlichen VGR 173
D.1 Bruttowertschöpfung des Unternehmenssektors
D.2 Bruttowertschöpfung des Staatssektors
E Ergebnisse der sequentiellen Unit-Root-Tests für die Inputzeitreihen 180
F Ermittelte Konjunkturindikatoren für den Dienstleistungsbereich 188
G Hinweise zu verwendeter Software 194

Verzeichnis der Quellen der amtlichen Statistik **196**

Literaturverzeichnis **202**

Sachwortverzeichnis **215**

Abbildungsverzeichnis

5.1 Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor und für den Bereich HVG 53

5.2 Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor und für den Bereich IuK 54

5.3 Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor und für den Bereich FuV 55

5.4 Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor und für den Bereich GuW 56

5.5 Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor und für den Bereich UDL 57

5.6 Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor und für den Bereich SDL 58

5.7 Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 59

5.8 Potentielle Kapitalproduktivitäten und sektorale Auslastungsgrade nach der kapitalstockorientierten SVR-Methode für die Bereiche HVG und IuK . . . 66

5.9 Potentielle Kapitalproduktivitäten und sektorale Auslastungsgrade nach der kapitalstockorientierten SVR-Methode für die Bereiche FuV und UDL . . 67

5.10 Potentielle Kapitalproduktivität und sektoraler Auslastungsgrad nach der kapitalstockorientierten SVR-Methode für den Bereich SDL 68

5.11 Produktionspotential des Dienstleistungssektors nach der kapitalstockorientierten SVR-Methode und nach der modifizierten kapitalstockorientierten SVR-Methode 70

5.12 Einteilung in Kalibrationsstichprobe und Teststichprobe: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 74

5.13 Datierung der Abschwungphasen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 77
5.14 Datierung der Unterauslastungsphasen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 78
5.15 Datierung der Abschwungphasen: Vierteljährliche Wachstumsraten der Bruttowertschöpfung für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 79
5.16 Schematische Konjunkturzyklendatierung: Konjunkturkomponente einer konjunkturrelevanten Zeitreihe 81
5.17 Konjunkturuhr: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 82
5.18 Konjunkturuhr: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft (kompletter Betrachtungszeitraum) 84
5.19 Konjunkturuhr: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft und für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich (eingeschränkter Betrachtungszeitraum) 85
5.20 Geglättete Zustandswahrscheinlichkeiten für das zweite Regime des MSI(2)-AR(4)-Modells: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 90
5.21 Geglättete Zustandswahrscheinlichkeiten für das erste Regime des MSH(2)-AR(3)-Modells: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 95
5.22 Geglättete Zustandswahrscheinlichkeiten für das erste Regime des MSH(2)-AR(3)-Modells: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft 97
5.23 Konjunkturampel für das zweite Regime des MSI(2)-AR(4)-Modells: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 111
5.24 Konjunkturampel für das zweite Regime des MSH(2)-AR(3)-Modells: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 112
5.25 Konjunkturampel für das zweite Regime des MSH(2)-AR(3)-Modells: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft 113
5.26 Konjunkturampel für das zweite Regime des MSIAH(2)-AR(4)-Modells: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 114
5.27 Diffusionsindizes aus vorlaufenden und gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den Bereich HVG 126

5.28 Diffusionsindizes aus vorlaufenden und gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den Bereich IuK 127
5.29 Diffusionsindizes aus vorlaufenden und gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den Bereich FuV 127
5.30 Diffusionsindizes aus vorlaufenden und gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den Bereich GuW 128
5.31 Diffusionsindizes aus vorlaufenden und gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den Bereich UDL 128
5.32 Diffusionsindizes aus vorlaufenden und gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den Bereich SDL 129
5.33 Diffusionsindizes aus vorlaufenden und gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 129
A.1 Überblick über die Entstehungsrechnung in den VGR 140
A.2 Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für die Gesamtwirtschaft und für den Bereich HVG 146
A.3 Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für die Gesamtwirtschaft und für den Bereich IuK 146
A.5 Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für die Gesamtwirtschaft und für den Bereich GuW 147
A.4 Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für die Gesamtwirtschaft und für den Bereich FuV 147
A.6 Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für die Gesamtwirtschaft und für den Bereich UDL 148
A.7 Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für den Bereich SDL 148
A.8 Potentielle Kapitalproduktivitäten und sektorale Auslastungsgrade nach der modifizierten kapitalstockorientierten SVR-Methode für die Bereiche HVG und IuK 149

A.9 Potentielle Kapitalproduktivitäten und sektorale Auslastungsgrade nach der modifizierten kapitalstockorientierten SVR-Methode für die Bereiche FuV und UDL 149

A.10 Potentielle Kapitalproduktivität und sektoraler Auslastungsgrad nach der modifizierten kapitalstockorientierten SVR-Methode für den Bereich SDL 150

A.11 Überblick über die Prüfergebnisse zur Stationarität der Inputzeitreihen . . 187

A.12 Überblick über die ermittelten vorlaufenden Konjunkturindikatoren für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 190

A.13 Überblick über die ermittelten gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 192

A.14 Überblick über die ermittelten nachlaufenden Konjunkturindikatoren für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 193

Tabellenverzeichnis

3.1 Repräsentationstheoreme für univariate autoregressive Regimewechselmodelle 37

5.1 Abgeschlossene Konjunkturzyklen für die Teilsektoren des unternehmensorientierten Dienstleistungsbereichs 64

5.2 Repräsentationstheoreme für univariate autoregressive Regimewechselmodelle: Konjunkturkomponenten für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich und für die Gesamtwirtschaft 87

5.3 Schätzung von MSI(2)-AR(p)-Modellen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 88

5.4 Schätzung von MSI(2)-AR(p)-Modellen: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft 91

5.5 Prognosegüte von MSI(2)-AR(p)-Modellen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 93

5.6 Prognosegüte von MSI(2)-AR(p)-Modellen: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft 93

5.7 Schätzung von MSH(2)-AR(p)-Modellen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 94

5.8 Schätzung von MSH(2)-AR(p)-Modellen: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft 96

5.9 Schätzung von MSIH(2)-AR(p)-Modellen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor 98

5.10 Schätzung von MSIH(2)-AR(p)-Modellen: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft 99

5.11 Prognosegüte von MSH(2)-AR(p)-Modellen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 101

5.12 Prognosegüte von MSH(2)-AR(p)-Modellen: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft 101

5.13 Prognosegüte von MSIH(2)-AR(p)-Modellen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 102

5.14 Prognosegüte von MSIH(2)-AR(p)-Modellen: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft 102

5.15 Schätzung von MSIAH(2)-AR(p)-Modellen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 104

5.16 Schätzung von MSIAH(2)-AR(p)-Modellen: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft 106
5.17 Prognosegüte von MSIAH(2)-AR(p)-Modellen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich 107
5.18 Prognosegüte von MSIAH(2)-AR(p)-Modellen: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft 107
5.19 Überblick über die ausgewählten Inputzeitreihen zur Beschreibung der Konjunkturentwicklung im unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich . . . 117
5.20 Übersicht über die identifizierten Konjunkturindikatoren für den Unternehmenssektor im Dienstleistungsbereich und für dessen Teilbereiche 123
5.21 Detaillierte Übersicht über die identifizierten Konjunkturindikatoren für den Unternehmenssektor im Dienstleistungsbereich und für dessen Teilbereiche . . 124
5.22 Diffusionsindex mit gleichlaufenden Indikatoren zur Beschreibung der konjunkturellen Entwicklung im Unternehmenssektor des Dienstleistungsbereichs 131
5.23 Diffusionsindex mit vorlaufenden Indikatoren zur Beschreibung der konjunkturellen Entwicklung im Unternehmenssektor des Dienstleistungsbereichs 132
5.24 Verdichtete Informationen aus gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für die Wirtschaftsbereiche des Unternehmenssektors im Dienstleistungsbereich . . . 134
5.25 Verdichtete Informationen aus vorlaufenden Konjunkturindikatoren für die Wirtschaftsbereiche des Unternehmenssektors im Dienstleistungsbereich . . . 135
A.1 Ausgewählte Ergebnisse aus den jährlichen VGR für den Dienstleistungsbereich 141
A.2 Ausgewählte Ergebnisse aus den jährlichen VGR für die Wirtschaftsbereiche im Dienstleistungsbereich 142
A.3 Übersicht über die im Rahmen der Arbeit verwendeten CRAN Pakete 195

Abkürzungsverzeichnis

Die Abkürzungen FuV, GESDL, GuW, HVG, PG, SDL und UDL sind nicht geläufig und wurden lediglich für die Zwecke dieser Arbeit gebildet.

AIC	Akaike-Informationskriterium ... 52
AICc	korrigiertes Akaike-Informationskriterium ... 86
AR-Modell	Autoregressives Modell ... 27
ARIMA-Modell	autoregressives integriertes Moving-Average-Modell ... 15
ARMA-Modell	autoregressives Moving-Average-Modell ... 37
BB-Methode	Bry-Boschan-Methode ... 63
BBQ-Methode	Bry-Boschan-Methode für Quartalsdaten ... 52
BIC	Bayesianisches Informationskriterium ... 72
BIP	Bruttoinlandsprodukt ... 11
CDAX	Composite DAX ... 164
CRAN	Comprehensive R Archive Network ... 195
DAX	Deutscher Aktienindex ... 164
EM-Algorithmus	Expectation-Maximization-Algorithmus ... 30
EONIA	Euro Overnight Index Average ... 163
EURIBOR	Euro Interbank Offered Rate ... 163
Eurostat	Statistisches Amt der Europäischen Gemeinschaften ... 115
EVAS	Einheitliches Verzeichnis aller Statistiken der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder ... 2
FISIM	Finanzserviceleistungen, indirekte Messung ... 175
FuV	Wirtschaftsbereich Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen ... 63
GD ECFIN	Generaldirektion Wirtschaft und Finanzen der Europäischen Kommission ... 168
GESDL	gesamter unternehmensorientierter Dienstleistungssektor ... 125
GP	Güterverzeichnis für Produktionsstatistiken ... 12
GuV	Gewinn- und Verlustrechnung ... 176

GuW	Wirtschaftsbereich Grundstücks- und Wohnungswesen ... 55
HP-Filter	Hodrick-Prescott-Filter ... 11
HPI	Häuserpreisindex ... 162
HVG	Wirtschaftsbereich Handel, Verkehr, Gastgewerbe ... 63
IAB	Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg ... 168
iBoxx	Indexfamilie, die den Markt für festverzinsliche Wertpapiere abbildet ... 164
ifo Institut	ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München ... 4
IuK	Wirtschaftsbereich Information und Kommunikation ... 1
KBA	Kraftfahrt-Bundesamt ... 155
KiD	Konjunkturerhebung in bestimmten Dienstleistungsbereichen ... 2
LR-Test	Likelihood-Ratio-Test ... 89
MA-Modell	Moving-Average-Modell ... 37
MAE	mittlerer absoluter Prognosefehler ... 74
ML-Schätzer	Maximum-Likelihood-Schätzer ... 71
MSH	Markov-Switching-Heteroscedasticity (Modellspezifikation eines Markov-Regimewechselmodells) ... 92
MSI	Markov-Switching-Intercept (Modellspezifikation eines Markov-Regimewechselmodells) ... 29
MSIAH	Markov-Switching-Intercept-Autoregressive-Parameters-Heteroscedasticity (Modellspezifikation eines Markov-Regimewechselmodells) ... 103
MSIH	Markov-Switching-Intercept-Heteroscedasticity (Modellspezifikation eines Markov-Regimewechselmodells) ... 92
MSM	Markov-Switching-Mean (Modellspezifikation eines Markov-Regimewechselmodells) ... 29
NAIRU	Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment (inflationsstabile Arbeitslosenquote) ... 22
NBER	National Bureau of Economic Research, Cambridge ... 42
PG	Wirtschaftsbereich Produzierendes Gewerbe ... 117
RCM-Statistik	Statistik über die Qualität der Regimeklassifikation ... 73
REX	Deutscher Rentenindex ... 164

RMSE	Wurzel der mittleren Fehlerquadratsumme	74
SDL	Wirtschaftsbereich Sonstige Dienstleister	63
SEATS	Signal Extraction in ARIMA Time Series	51
StBA	Statistisches Bundesamt	2
UDL	Wirtschaftsbereich Unternehmensdienstleister	63
VPI	Verbraucherpreisindex	159
VVE	Vierteljährliche Verdiensterhebung	161
ZEW	Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim	115

Symbolverzeichnis

A_t	Auslastungsgrad der Kapazitäten; es gilt $A_t = Y_t / Y_t^\star$
α	Signifikanzniveau
a_0	Hilfsvariable; es gilt $a_0 = \max\limits_{t=1,\ldots,T} \left(\ln k_t - \ln \hat{k}_t \right)$
$\alpha_1, \alpha_2, \ldots$ $\delta_0, \delta_1, \ldots$ $\phi_1, \phi_2, \ldots$	Regressionskoeffizienten in einem Regressionsmodell
$\alpha^\star$	Wahrscheinlichkeit, bei der Durchführung mehrerer unabhängiger Signifikanztests einen Fehler 1. Art zu begehen; es gilt $\alpha^\star = 1 - (1 - \alpha)^c$
b	Dauer des Zeitraums, in dem die Einflussvariable auf die Zielvariable wirkt
$B_{i,t}$	$i-$ter Einzelindikator mit $i = 1, \ldots, m$
c	Anzahl der unabhängig durchgeführten statistischen Signifikanztests
C_{TN}^2	Hilfsvariable; es gilt $C_{TN}^2 = \min(T, N)$
d	Differenzenordnung eines ARIMA(p, d, q)-Modells
$d_{j,t}$	Trenddummy-Variablen für die ausgeprägten Konjunkturtiefpunkte j mit $j = 1, \ldots, n$
D_t	Sammelindikator, der m Einzelindikatoren beinhaltet
δ	Vektor der Modellparameter
$E(S_t = i)$ $E(S_t = i \mid S_{t-1})$	unbedingter Erwartungswert für $S_t = i$; bedingter Erwartungswert für $S_t = i$ gegeben S_{t-1}
ϵ_t $\epsilon_{1,t}$ $\epsilon_{2,t}$ $\epsilon_{3,t}$ ν_t	Fehlerterme in einem Regressionsmodell

F_t	Vektor der r latenten Faktoren in einem Faktormodell
$f(y_t \mid S_t = i)$ $f(y_{t+1}, y_t)$	durch das Regime i bedingte Verteilung von y_t; unbedingte gemeinsame Verteilung von y_{t+1} und y_t
$g(T, N)$	Von T und N abhängiger Strafterm eines Informationskriteriums
γ λ	Modellkonstante in einem Regressionsmodell
H	Dauer eines Regimes
h	Prognosehorizont
I_r	r-dimensionale Einheitsmatrix
i_t	Bezeichnung des zum Zeitpunkt t vorliegenden Regimes; im Fall von zwei möglichen Regimen gilt $i_t = 2 - S_t$
K	Anzahl der Regime
k	gewählte Anzahl der zugrundeliegenden Faktoren in einem Faktormodell
K_t	Kapitalbestand (Kapitalstock)
$\tilde{K}_t$	Kapitalbestand an Ausrüstungen (Ausrüstungsvermögen)
k_t $\hat{k}_t$ $k_t^\star$	Kapitalproduktivität, trendmäßige Kapitalproduktivität und Kapitalproduktivität bei Vollauslastung; es gilt $k_t = Y_t / K_t$
$\tilde{k}_t$ $\hat{\tilde{k}}_t$ $\tilde{k}_t^\star$	Kapitalproduktivität des Anlagevermögens, trendmäßige Kapitalproduktivität des Anlagevermögens und Kapitalproduktivität bei Vollauslastung des Anlagevermögens; es gilt $\tilde{k}_t = Y_t / \tilde{K}_t$
Λ	Matrix der Faktorladungen
$\lambda(S_t = i)$ λ_i	Konstante im Regime i

λ_{HP} $\lambda_{1,HP}$ $\lambda_{2,HP}$	Modellparameter beim univariaten bzw. beim multivariaten Hodrick-Prescott-Filter
λ_R m ν	Modellparameter beim Rotemberg-Filter
m	Anzahl der in den Sammelindikator D einbezogenen Einzelindikatoren
$\mu(S_t = i)$ μ_i	Mittelwert im Regime i
N	Anzahl der Zeitreihen
n t_j	Anzahl der ausgeprägten Konjunkturtiefpunkte; Zeitpunkt des ausgeprägten Konjunkturtiefpunkts j mit $j = 1, \ldots, n$
p $p^\star$	Lag-Ordnung (Ordnung der autoregressiven Komponente eines Prozesses)
$\phi_j(S_t = i)$ ϕ_{ji}	Regressionskoeffizient im Regime i
ϕ θ	Hilfsvariablen; es gilt $\phi = \pi_{11} + \pi_{22} - 1$ sowie $\theta = 1 - \pi_{22}$
Π π_{ij}	Matrix der Regimeübergangswahrscheinlichkeiten; Übergangswahrscheinlichkeit von Regime i nach Regime j
π_t $\bar{\pi}_t$	Inflationsrate; durchschnittliche Inflationsrate während der letzten vier Perioden; es gilt $\bar{\pi}_t = 0,25\,(\pi_t + \pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3})$
$\Pr(S_t = i)$ $\Pr(S_t = i \mid S_{t-1})$ $\Pr(S_t, S_{t-1})$	unbedingte Wahrscheinlichkeit für $S_t = i$; bedingte Wahrscheinlichkeit für $S_t = i$ gegeben S_{t-1}; gemeinsame Wahrscheinlichkeit von S_t und S_{t-1}
q $q^\star$	Ordnung der Moving-Average-Komponente eines Prozesses

r $\bar{r}$	Anzahl der zugrundeliegenden tatsächlichen Faktoren in einem Faktormodell bzw. in einem dynamischen Faktormodell; es gilt $r = \bar{r}\,(1+p)$.
R_t	Veränderungsrate von Y_t; es gilt $R_t = (Y_t/Y_{t-1} - 1) \cdot 100$
r_t	Tagesgeldzins
ρ_k	Kreuzkorrelationskoeffizient zwischen zwei Zeitreihen, die um k Perioden gegeneinander verschoben sind
S_t	Regimeindikatorvariable
Σ	Varianz-Kovarianzmatrix
Σ_{XX}	Hilfsvariable; es gilt $\Sigma_{XX} = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} X_t X_t'$
$\sigma\,(S_t = i)$ σ_i	Standardabweichung der Störgröße im Regime i
σ^2	Varianz
T	Anzahl der Beobachtungen
t	Zeitindex
V_k	minimaler Wert der Zielfunktion eines Faktormodells mit k Faktoren
$X \sim N\,(\mu, \sigma^2)$	normalverteilte Zufallsvariable mit Erwartungswert μ und Varianz σ^2
$X \sim \chi^2_{(r)}$	Chi-Quadrat-verteilte Zufallsvariable mit r Freiheitsgraden
X_t	multivariate Zeitreihe
x_t	univariate Zeitreihe
Y_t	Zeitreihe; es gilt: $\ln\, Y_t = y_t$
$\tilde{y}_t$ $\tilde{y}_T$	verfügbare Zeitreihendaten; es gilt $\tilde{y}_t = \{y_t, \ldots, y_1\}$ und $\tilde{y}_T = \{y_T, \ldots, y_1\}$
Y_t^g	Output-Lücke; es gilt $\ln\, Y_t^g = y_t^g$
$Y_t^\star$	Produktionspotential; es gilt $\ln\, Y_t^\star = y_t^\star$

1 Einleitung

1.1 Die Relevanz von Dienstleistungen für den konjunkturellen Gesamtzyklus

Im Laufe der letzten Jahrzehnte erfuhr die Wirtschaft in Deutschland tiefgreifende angebots- und nachfragebedingte Strukturveränderungen, die zu deutlichen Anstiegen der Erwerbstätigkeits-, der Wertschöpfungs- und der Konsumanteile des tertiären Sektors führten. Der bis in die 1990er Jahre erfolgte Bedeutungsverlust des deutschen Industriesektors hat sich seit der Jahrtausendwende, gemessen am Anteil an der gesamtwirtschaftlichen Bruttowertschöpfung, allerdings deutlich abgeschwächt.[1] Seit Beginn des 21. Jahrhunderts lässt sich eine Dienstleistungsintensivierung (Tertiarisierung) innerhalb der deutschen Wirtschaft am stark wachsenden Angebot produktbegleitender Dienstleistungen für die industriellen Waren erkennen. Demgegenüber können die originären Dienstleistungen[2] beim Blick auf die Wertgrößen, von Ausnahmen wie dem Wirtschaftsbereich Information und Kommunikation (IuK) abgesehen, ihre gesamtwirtschaftliche Bedeutung seit der Jahrtausendwende nicht weiter vergrößern.[3]

Aufgrund des stetig wachsenden Angebots produktbegleitender Dienstleistungen in Kombination mit Industriewaren wird die einstmals klare statistische Güterabgrenzung zwischen Waren und Dienstleistungen heutzutage immer anspruchsvoller (Grömling 2006, Stille 2003). Die gestiegene Dienstleistungsintensität der unternehmerischen Produktionsprozesse bewirkt zudem, dass die wirtschaftsfachliche Zuordnung der Unternehmen in Dienstleistungs- und Industriebetriebe der aktuellen Unternehmensstruktur immer weniger gerecht wird.[4]

Informationen über die konjunkturelle Entwicklung im Dienstleistungssektor[5] und in dessen Teilbereichen werden zur wirtschafts- und strukturpolitischen Entscheidungshilfe von

---

1 Vgl. hierzu die in Tabelle A.1 im Anhang dieser Arbeit dargestellten Ergebnisse aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen.

2 Originäre Dienstleistungen umfassen im Gegensatz zu den produktbegleitenden Dienstleistungen ausschließlich immaterielle Leistungen; vgl. hierzu Schneider et al. (2008, S. 193).

3 Über die historische Entwicklung der Bruttowertschöpfung in den Teilbereichen des Dienstleistungssektors informiert die Tabelle A.2 im Anhang dieser Arbeit.

4 Die zunehmende Bedeutung von produktbegleitenden Dienstleistungen im Zusammenhang mit der industriellen Fertigung wird als Tertiarisierung des industriellen Sektors bezeichnet (siehe hierzu u.a. Opfermann (2004)). Die Erfassung von produktbegleitenden Dienstleistungen im Rahmen der amtlichen Unternehmensstatistik wird in Mödinger und Redling (2004) sowie in Opfermann (2004) thematisiert.

5 Die Begriffe „Dienstleistungssektor“ und „Dienstleistungsbereich“ werden im Folgenden synonym verwendet.

Wirtschaftsverbänden, Unternehmen, der Bundesbank, der Bundesregierung sowie den Landesregierungen dringend benötigt.[6] Bei der Datenbereitstellung für die nationale Konjunkturberichterstattung in den Dienstleistungsbereichen verfolgt die amtliche Statistik traditionell den Ausgleich zwischen den Bedürfnissen der Nutzer nach aktuellen Dienstleistungsinformationen mit hohem Detaillierungsgrad und dem Wunsch vieler auskunftspflichtiger Unternehmen nach bürokratischer Entlastung (Kaumanns 2005, S. 121, Kaumanns 2007, S. 276).

Die gemessen an der Größe ihrer Grundgesamtheit bedeutendste amtliche Konjunkturstatistik für den deutschen Dienstleistungsbereich ist die „Konjunkturerhebung in bestimmten Dienstleistungsbereichen“ (KiD).[7] Im Hinblick auf ihre Datenaktualität, auf die inhaltlichen Schwerpunkte der Statistik und auf ihre Erscheinungsweise lässt sich erahnen, weshalb amtliche Dienstleistungsindikatoren in der empirischen Konjunkturforschung in Deutschland keine zentrale Ausgangsdatenbasis darstellen.[8] Der Zeitpunkt der Veröffentlichung erster Ergebnisse ist mit zwei Monaten nach Ende des Berichtsquartals[9] für eine Konjunkturstatistik vergleichsweise spät. Zudem bietet die KiD mit den beiden Merkmalen[10] „Umsatz“ und „Beschäftigte“ im Vergleich zur Konjunkturberichterstattung in der Industrie nur wenige Konjunkturindikatoren an, deren Berichtszeitraum mit derzeit vierteljährlich zudem verhältnismäßig lang ist (Kaumanns 2005, S. 120).

In den nicht von der KiD erfassten Teilbereichen des Dienstleistungssektors stellt die amtliche Statistik in Deutschland im Rahmen ihrer Konjunkturberichterstattung einzelne Monatsstatistiken mit meist größerem Merkmalskatalog, aber sektoral deutlich enger abgegrenzten Grundgesamtheiten bereit.[11]

---

6 Siehe hierzu Statistisches Bundesamt (StBA) (2017i, S. 1 der Anlage) und Kaumanns (2005, S. 119).

7 Die KiD erfasst die wirtschaftlichen Tätigkeiten von rechtlich selbständigen Einrichtungen und Unternehmen der Wirtschaftsabschnitte H (Verkehr und Lagerei) und J (Information und Kommunikation) nach der Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (WZ 2008) mit Hauptsitz in Deutschland (StBA 2017i, S. 2). Die Einheiten der Wirtschaftsabschnitte M (Erbringung von freiberuflichen, wissenschaftlichen und technischen Dienstleistungen) und N (Erbringung von sonstigen wirtschaftlichen Dienstleistungen) werden teilweise erfasst. Eine Primärerhebung erfolgt lediglich bei Einheiten mit mindestens 15 Millionen Euro Jahresumsatz und/oder mindestens 250 Beschäftigten. Informationen über die von der Auskunftspflicht befreiten kleinen und mittleren Unternehmen werden durch die Nutzung von Verwaltungsdaten bereitgestellt.

8 Auf die mangelnde Verfügbarkeit geeigneter Dienstleistungsindikatoren der amtlichen Statistik für die Konjunkturanalyse und -prognose wird in Wohlrabe (2011) eingegangen.

9 Siehe StBA (2017i, S. 2).

10 Siehe StBA (2017i, S. 5).

11 Monatlich erscheinende Konjunkturstatistiken für Teilbereiche des Dienstleistungssektors sind beispielsweise die Konjunkturerhebungen im Bereich Handel und Gastgewerbe sowie im Tourismus. Einen vollständigen Überblick über alle Konjunktur- und Strukturstatistiken bietet das Einheitliche Verzeichnis aller Statistiken der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder (EVAS).

Aufgrund der mangelnden Verfügbarkeit geeigneter Konjunkturindikatoren für den deutschen Dienstleistungssektor ist es üblich, dass dieser Sektor bei gesamtwirtschaftlichen Konjunkturanalysen nicht vollumfassend durch Daten repräsentiert wird.[12] In der Regel wird diese Außerachtlassung potentiell konjunkturrelevanter Bereiche von Konjunkturanalysten dadurch gerechtfertigt, dass nach der altbewährten Denkweise weite Teile des Dienstleistungssektors eng an die Industrie gekoppelt sind und Konjunkturauschläge in der Industrie tendenziell stärker ausfallen (Döhrn 2014, S. 42, Luchtmeier und Thams 2006, S. 2). Eine traditionell enge Beziehung zwischen dem Industrie- und dem Dienstleistungssektor besteht beispielsweise bei den Logistik-, Ingenieur-, Software- und den technischen Wartungsdienstleistungen (Wohlrabe und Wojciechowski 2014, S. 49).

Die gestiegene Konjunkturanfälligkeit des Dienstleistungssektors, die sich in den Jahren um die Jahrtausendwende feststellen ließ, wurde unter anderem mit der damals zunehmend populären Vorgehensweise des Outsourcings von Industriedienstleistungen an reine Dienstleistungsunternehmen in konjunkturellen Boomphasen begründet (Nerb 2011, S. 62). In konjunkturellen Schwächephasen wurden die zuvor ausgelagerten Dienstleistungen von den Industrieunternehmen wieder selbst hergestellt. Ein weiterer Grund für die ausgeprägtere Konjunkturempfindlichkeit des Dienstleistungssektors bestand vermutlich darin, dass die konjunkturellen Verläufe in einigen der im Zuge der New-Ecomomy-Boomphase neu entstanden Dienstleistungsbranchen eine verhältnismäßig hohe Volatilität aufwiesen (Luchtmeier und Thams 2006).

Die im Zuge der New-Economy-Krise (auch „Dotcom-Blase“ genannt) in den Jahren 2001 und 2002 deutlich sichtbare Konjunkturanfälligkeit des Dienstleistungssektors war unter anderem eines der diskutierten Themen auf dem jährlich stattfindenden „ifo Branchen-Dialog“ des ifo Instituts für Wirtschaftsforschung in München im Jahr 2003 (ifo Institut 2003, S. 28; Nerb 2004, S. 33). Im Vergleich zur konjunkturellen Entwicklung in der Industrie war der einsetzende Konjunktureinbruch in zahlreichen Dienstleistungsbranchen tendenziell stärker ausgeprägt (Nerb 2004). Als besonders konjunkturempfindlich erwies sich die deutsche Finanzdienstleistungsbranche, die nicht zuletzt aufgrund der Turbulenzen an den Aktienmärkten stark

[12] Siehe hierzu z.B. Luchtmeier und Thams (2006, S. 2) sowie Schupp et al. (2003). An dieser Stelle ist anzumerken, dass das ifo Institut für Wirtschaftsforschung in München seit dem Jahr 2005 Dienstleistungsunternehmen in Deutschland monatlich nach ihrer Geschäftslage und ihren Erwartungen befragt. Die Ergebnisse werden sowohl in aggregierter Form als auch in disaggregierter Form nach den einzelnen Wirtschaftsbereichen veröffentlicht. In der vom ifo Institut gewählten Abgrenzung des Dienstleistungssektors sind allerdings Unternehmen der Bereiche Handel, Finanzdienstleistungen und Staat nicht enthalten.

einbrach.[13] In den nichtfinanziellen Dienstleistungssektoren wirkte sich die Entscheidung vieler Industrieunternehmen, zur besseren Auslastung der Personalkapazitäten ehemals ausgelagerte Dienstleistungsfunktionen wieder in die Unternehmen einzugliedern, als krisenverstärkend aus (Nerb 2004).

Die im Zuge der New-Economy-Krise neu zu beobachtende Konjunkturanfälligkeit einzelner Dienstleistungsbranchen wurde von Luchtmeier und Thams (2006) nicht als Einzelfall, sondern als neue konjunkturelle Gesetzmäßigkeit eingestuft. Die beiden Autoren argumentieren, dass mit dem in den 1990er Jahren stark gewachsen Anteil der Dienstleistungen an der gesamtwirtschaftlichen Bruttowertschöpfung auch die konjunkturelle Bedeutung des Sektors für die Gesamtwirtschaft zunahm. Besonders die Finanzdienstleistungsbranche, die im Regelfall durch besonders heftige konjunkturelle Ausschläge geprägt ist, konnte durch den Börsenboom der 1990er Jahre stark profitieren.

Als Reaktion auf die gewachsene Bedeutung des Dienstleistungssektors für die Konjunkturanalyse führte das ifo Institut für Wirtschaftsforschung (ifo Institut) im Jahr 2005 eine monatliche Konjunkturumfrage unter Dienstleistungsunternehmen ein.[14] Im Bereich der nichtamtlichen Statistik gilt diese bis heute als die bedeutendste monatliche Konjunkturerhebung für den deutschen Dienstleistungssektor.

In einem vom ifo Institut für Wirtschaftsforschung durchgeführten umfangreichen Forschungsprojekt wurden ausgewählte Dienstleistungsindikatoren der amtlichen und der nichtamtlichen Statistik erstmals in einem größeren Ausmaß auf ihre Tauglichkeit für die Konjunkturanalyse und -prognose hin untersucht.[15] Diese Untersuchung stellte zum Zeitpunkt der Durchführung die bisher einzige empirische Arbeit für Deutschland in diesem Bereich dar (Wohlrabe 2012, S. 32). Die Aussagekraft der ermittelten Ergebnisse war allerdings aufgrund der noch jungen Historie der meisten Indikatoren stark eingeschränkt (a.a.O., S. 37).

[13] Ebenfalls starke konjunkturelle Einbrüche ließen sich in den Teilbereichen Transport, Spedition, Logistik, dem Handel und den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereichen feststellen (Hild et al. (2002, S. 27 ff.) sowie ifo Institut (2003, S. 28)).

[14] Vgl. Blau (2004) sowie ifo Institut (2005). Die ifo Konjunkturumfrage im Dienstleistungssektor basiert auf etwa 2500 monatlichen Meldungen von Unternehmen aus den unternehmensnahen Bereichen des Dienstleistungssektors; vgl. ifo Institut (2017) für zusätzliche Informationen.

[15] Vgl. hierzu Wohlrabe (2011) sowie Wohlrabe (2012).

1.2 Problemstellung und Zielsetzung

Der Anteil des deutschen Dienstleistungssektors an der gesamtwirtschaftlichen Bruttowertschöpfung beträgt derzeit etwa 69 Prozent.[16] Trotz der immensen gesamtwirtschaftlichen Bedeutung dieses Bereichs wird von Konjunkturanalytikern bis heute vielfach auf die Industrieproduktion als gesamtwirtschaftliche konjunkturelle Referenzreihe zurückgegriffen (Döhrn 2014, S. 42).

Erste Zweifel an der traditionellen Vorstellung[17], dass Konjunkturschwankungen im Dienstleistungssektor im Vergleich zur Industrie gedämpft und mit einer gewissen zeitlichen Verzögerung eintreten, wurden aufgrund der sichtbaren Konjunkturanfälligkeit dieses Bereichs in der New-Economy-Boom- und -Krisenphase in den Jahren um die Jahrtausendwende geäußert.[18]

Seit dieser Zeit hat die fortschreitende technologische Entwicklung die Heterogenität des Dienstleistungssektors noch weiter verstärkt und das Entstehen neuartiger Dienstleistungsbranchen begünstigt (Wohlrabe und Wojciechowski 2014). Seit dem konjunkturellen Einbruch in den Jahren 2008 und 2009 hat der Dienstleistungsbereich aufgrund verstärktem Outsourcing von Industriedienstleistungen (Impulse für Unternehmensberatungen und IT-Dienstleister), in Folge von Arbeitsmarktreformen wie der „Agenda 2010“ (Impulse für die Zeitarbeit) und aufgrund von demographisch bedingten Trendentwicklungen (Bedeutungsgewinn der industriefernen Gesundheits- und Bildungsbranchen) tendenziell an Konjunkturanfälligkeit zugenommen (Nerb 2011, S. 62).

Aufgrund dieser neueren konjunkturellen Entwicklungen erscheint eine eingehende, sowohl aggregiert als auch disaggregiert durchgeführte Konjunkturanalyse für den Teilbereich des Dienstleistungssektors, der von privatwirtschaftlich organisierten Unternehmen dominiert wird, sinnvoll.[19]

Die Zielsetzungen im Rahmen dieser Arbeit lauten deshalb:

- **Ermittlung der Produktionsmöglichkeiten und der Produktionslücken für die**

[16] Vgl. hierzu die Ergebnisse der Tabelle A.1 im Anhang dieser Arbeit.

[17] Siehe hierzu Luchtmeier und Thams (2006).

[18] Vgl. die Ausführungen im vorangegangenen Abschnitt 1.1.

[19] Die temporären Schwankungen im Bereich der öffentlichen Dienstleister sind weniger marktgetrieben, sondern eher politisch initiiert und sollten deshalb bei Konjunkturanalysen separat betrachtet werden (Deutsche Bundesbank 2007, S. 41). Weitere Informationen hierzu finden sich in Abschnitt 5.1.1.1 dieser Arbeit. Für den von privatwirtschaftlich organisierten Unternehmen dominierten Teilbereich des Dienstleistungssektors werden im Folgenden die Bezeichnungen „unternehmensorientierter Dienstleistungssektor“ und „unternehmerisch geprägter Dienstleistungssektor“ als Synonyme verwendet.

unternehmerisch geprägten Teilbereiche des Dienstleistungssektors

Die Produktionslücken (auch Output-Lücken genannt) werden in der Konjunkturanalyse zur Abgrenzung konjunktureller Zyklen sowie zur Beurteilung der konjunkturellen Lage eingesetzt. Im empirischen Teil dieser Arbeit sollen die unbeobachtbaren Produktionsmöglichkeiten (auch Produktionspotentiale genannt) des unternehmensorientierten Dienstleistungsbereichs mit Hilfe eines univariaten sowie eines multivariaten Schätzansatzes für die jährliche und für die vierteljährliche Frequenz und für die Jahre ab der deutschen Wiedervereinigung in sektoral aggregierter sowie in disaggregierter Form geschätzt werden.

- **Konjunkturzyklendatierung für die unternehmerisch geprägten Teilbereiche des Dienstleistungssektors**

Zur späteren Ableitung von charakteristischen Merkmalen über die Konjunkturentwicklung im unternehmensorientierten Dienstleistungssektor sollen für die geschätzten Output-Lücken, die den wechselhaften Zustand der Wirtschaft (auch Konjunktur genannt) repräsentieren, historische Konjunkturzyklenchroniken erstellt werden. Neben gängigen nichtparametrischen Verfahren sollen für die Zyklendatierung auch Markov-Switching-Modelle[20] mit unterschiedlichen Modellspezifikationen genutzt werden, auf deren Basis die Konjunkturwendepunkte ermittelt werden können.

Ein Ziel der vorliegenden Untersuchung ist, dass im Fall zweier vorliegender Konjunkturphasen zusätzlich zu den klassischen Aufschwung- und Abschwungphasen auch Hochvolatilitäts- und Niedrigvolatilitätsphasen sowie Unterauslastungs- und Überauslastungsphasen lokalisiert werden. Zur Ableitung der charakteristischen Merkmale sollen die datierten Phasen mit den entsprechenden gesamtwirtschaftlichen Konjunkturzyklen verglichen werden.

- **Visualisierung der konjunkturellen Dynamik innerhalb der Konjunkturphasen für die unternehmerisch geprägten Teilbereiche des Dienstleistungssektors**

Eine der Stärken von modernen graphischen Monitorsystemen wie beispielsweise der Konjunkturuhr oder der Konjunkturampel liegt in der detaillierten Abbildung konjunktureller Dynamiken. Durch den Einsatz dieser Visualisierungstechniken sollen die Konjunkturverläufe in den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereichen während ausgeprägten Aufschwung- und Abschwungphasen skizziert und der gesamtwirtschaftlichen konjunkturellen Entwicklung

[20] Die Bezeichnungen „Markov-Switching-Modell“, „Regime-Switching-Modell“ und „Regimewechselmodell“ werden im weiteren Verlauf dieser Arbeit synonym verwendet. Diese Modellart ist jedoch nicht identisch mit dem „Switching-Regressions-Modell“ von Goldfeld und Quandt (1973), in denen die abhängige Variable nicht durch ihre eigene Vergangenheit, sondern durch die Modelleinbindung einer weiteren Zeitreihe erklärt wird.

dieser Zeit gegenübergestellt werden. Ein wesentliches Ziel bei der Verwendung von Konjunkturampeln besteht zusätzlich darin, die Unsicherheit über das Vorliegen einer bestimmten Konjunkturphase zu veranschaulichen.

- **Erstellung von Konjunkturprognosen für den unternehmensorientierten Teilbereich des Dienstleistungssektors**

In der vorliegenden Arbeit sollen die zukünftigen Konjunkturschwankungen im unternehmensorientierten Dienstleistungssektor mit Konjunkturprognosen abgeschätzt werden. Zum Einsatz gelangen stochastische Regimewechselmodelle, die Wahrscheinlichkeitsaussagen darüber liefern, welches Stadium des Konjunkturzyklus zukünftig durchlaufen wird. Zur Demonstration der Prognosegüte dieses Ansatzes wird eine Prognoseevaluation, in der die generierten Prognosen mit den Vorhersagen von modelltechnisch weniger komplexen Modellen verglichen werden, durchgeführt.

- **Bestimmung geeigneter Konjunkturindikatoren für die unternehmerisch geprägten Teilbereiche des Dienstleistungssektors**

Um einfache und schnelle Aussagen über die künftige und die gegenwärtige konjunkturelle Lage im unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich und in dessen Teilbereichen treffen zu können, muss die unübersichtliche Vielzahl von Kennzahlen (auch Konjunkturindikatoren genannt), anhand derer sich die konjunkturelle Entwicklung beschreiben lässt, zunächst zu einem Gesamtindikator (auch synthetischer Indikator genannt) verdichtet werden. Zu diesem Zweck werden potentiell geeignete Dienstleistungsindikatoren als erstes dahingehend überprüft, ob und in welchem zeitlichen Zusammenhang sie als Erklärung für die einzelnen Konjunkturverläufe dienen können. Für die anschließende Bündelung der konjunkturellen Einzelindikatoren zu Gesamtindizes werden in der vorliegenden Arbeit drei unterschiedliche Methoden eingesetzt.

- **Beurteilung der Qualität der erstellten Konjunkturindikatoren für den unternehmensorientierten Teilbereich des Dienstleistungssektors**

Eine Möglichkeit zur Bewertung der Zuverlässigkeit von synthetischen Indikatoren besteht darin, dass die Zeitpunkte ihrer signalisierten konjunkturellen Wendepunkte mit den Wendepunkten des historischen Konjunkturzyklus - repräsentiert durch eine konjunkturelle Referenzzeitreihe - verglichen werden. In der vorliegenden Arbeit sollen die konjunkturellen Wendepunkte der synthetischen Indikatoren und der konjunkturellen Referenzzeitreihe zunächst anhand eines nichtparametrischen Verfahrens lokalisiert und diese Wendepunktdatierungen anschließend zur Qualitätsbeurteilung der Gesamtindikatoren genutzt werden.

- **Bereitstellung der methodischen Grundlagen**

Das Ziel des methodischen Teils dieser Arbeit (Kapitel 2, 3 und 4) besteht primär darin, dass das Verständnis für die Ausführungen und für die verwendeten Modelle im empirischen Teil dieser Arbeit erleichtert wird. Darüberhinaus werden im methodischen Teil auch einige eng verwandte Modelle, die im empirischen Teil dieser Arbeit nicht zum Einsatz kommen, vorgestellt. Dem interessierten Leser dieser Arbeit soll hierbei durch die Zitation der Originalbeiträge der Zugang zum Thema bzw. ein tieferes Verständnis des Themas ermöglicht werden.

In der vorliegenden Arbeit soll die folgende relevante Forschungsfrage beantwortet werden: Trägt eine fundierte Kenntnis über die konjunkturellen Dynamiken in den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereichen dazu bei, dass die gesamtwirtschaftliche Konjunkturentwicklung besser beurteilt werden kann?

1.3 Aufbau der Arbeit

Die vorliegende Arbeit setzt sich aus einem methodischen Teil (Kapitel 2, 3 und 4) und einem empirischen Teil (Kapitel 5) zusammen.

In Kapitel 2 werden zunächst drei rein statistische, univariate Verfahren und drei stärker auf die ökonomische Theorie zurückgreifende, multivariate Verfahren für die Schätzung der sektoralen Produktionspotentiale und Produktionslücken vorgestellt. Theoretische Aspekte wie die ökonomische Relevanz sektoraler Produktionspotentialschätzungen werden in Abschnitt 2.2 thematisiert. Eine sehr kurz gehaltene Einführung in die Grundlagen und Begrifflichkeiten des Konjunkturphänomens findet sich in Abschnitt 2.1. Einige alternative Ansätze und Verfahren für die Produktionspotentialschätzung werden im Verlauf dieses Kapitels unter Angabe der Originalliteratur erwähnt.

In Kapitel 3 erfolgt ein einführender, nicht annähernd vollständiger Überblick über Markov-Regimewechselmodelle, die in der vorliegenden Arbeit zur Abschätzung und zur Prognose konjunktureller Dynamiken eingesetzt werden. Die Darstellung der methodischen Grundlagen erfolgt hierbei hauptsächlich aus der Perspektive des anwendungsorientierten Konjunkturanalytikers und -prognostikers. Die Theorie zur Schätzung von Markov-Regimewechselmodellen und die statistischen Eigenschaften der Modellschätzer werden in dieser Arbeit nur am Rande bzw. gar nicht thematisiert. Aus Gründen der Einfachheit wird in diesem Kapitel unterstellt, dass eine angemessene Modellierung der konjunkturellen Entwicklung im unternehmensorientierten Dienstleistungssektor und in dessen Teilbereichen durch das Vorliegen von lediglich zwei möglichen Konjunkturregimen erfolgen kann.

In Abschnitt 3.3 werden die ursprünglichen Markov-Regimewechselmodelle von Hamilton (1988, 1989) mit regimeabhängigem Absolutglied bzw. regimeabhängigem Mittelwert

vorgestellt, die als Grundmodelle für die verwendeten alternativen, teils komplexeren Modellvarianten im empirischen Teil dieser Arbeit dienen. Die regimeabhängigen Modellparameter folgen dabei einem Markov-Prozess, auf dessen statistische Eigenschaften in Abschnitt 3.2 eingegangen wird. Die Unsicherheit über das Vorliegen eines der beiden Konjunkturregime wird bei Markov-Regimewechselmodellen durch Regimewahrscheinlichkeiten ausgedrückt. Wird die Informationsmenge auf die bis zu einem bestimmten Zeitpunkt vorliegenden Daten konditioniert, so kann eine Inferenz über die unbeobachtbaren Konjunkturregime mit Hilfe des in Abschnitt 3.4.1 erläuterten Filterverfahrens erfolgen. Gegenstand von Abschnitt 3.4.2 ist hingegen die Ermittlung von Regimewahrscheinlichkeiten, wenn die Informationsmenge des gesamten Datensatzes für die Inferenz vorliegt. Die Generierung von Konjunkturprognosen mit Markov-Regimewechselmodellen wird anhand der beiden anwenderfreundlichen Grundmodelle von Hamilton (1988, 1989) skizziert.

In Kapitel 4 wird aus theoretischer Sicht der Frage nachgegangen, was einen geeigneten Konjunkturindikator für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor auszeichnen sollte. Beurteilungskriterien, anhand derer die Qualität der Indikatoren überprüft werden können, werden in Abschnitt 4.2 aufgelistet und erläutert. In Abschnitt 4.1 werden einige der in der Praxis verbreiteten Arten der Kategorisierung von Konjunkturindikatoren diskutiert. Ausgewählte Verfahren, mit denen Konjunkturindikatoren zu Gesamtindizes zusammengefasst werden können, werden in Abschnitt 4.4 erläutert.

Im empirischen Teil dieser Arbeit (Kapitel 5) werden die Ergebnisse der aggregiert und zum Teil auch disaggregiert durchgeführten Konjunkturanalyse und -prognose für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich besprochen. Hierbei kommen einige der bereits aus dem Methodenteil dieser Arbeit bekannten Modelle und Verfahren zum Einsatz. In Abschnitt 5.1 werden die Resultate der Produktionspotentialschätzungen für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor auf der aggregierten und auf der disaggregierten Ebene sowie in der vierteljährlichen und in der jährlichen Frequenz diskutiert.

Die mit Hilfe des univariaten Filterverfahrens extrahierte vierteljährliche Produktionslücke auf der aggregierten Ebene des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors dient als Ausgangsdatenbasis für die nachfolgende Konjunkturanalyse mit Markov-Regimewechselmodellen in Abschnitt 5.2. Die Modellierung der geschätzten Produktionslücke durch ein autoregressives Markov-Regimewechselmodell wird in Abschnitt 5.2.6 vorgenommen. Für die Modellauswahl, d.h. für die Wahl einer geeigneten Lag-Ordnung, werden die in Abschnitt 5.2.2 vorgestellten Spezifikationstests zur Modellbildung herangezogen. Im Rahmen dieser Diskussion wird auch ein Vergleich zum präferierten Modell für den Konjunkturverlauf in der Gesamtwirtschaft gezogen.

Eine Gegenüberstellung der modellendogen vorgenommenen und der mit Hilfe von klassischen nichtparametrischen Methoden aus Abschnitt 5.2.4 vorgenommen Konjunkturzyklendatierung für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor erfolgt unmittelbar im Anschluss. Die Beurteilung der Prognosegüte für das bevorzugte Markov-Regimewechselmodell wird anhand der in Abschnitt 5.2.3 dargestellten und erläuterten Prognosefehlermaße vorgenommen. Für eine verbesserte zeitreihenanalytische Modellbildung wird das bisher betrachtete Basismodell in der Folge um zusätzliche regimeabhängige Modellparameter sowie um ein drittes Konjunkturregime erweitert.

Die vielfältigen und zum Teil widersprüchlichen Informationen der Dienstleistungsindkatoren werden im Abschnitt 5.3 auf eine einheitliche Konjunkturtendenz reduziert. Zur Überprüfung der Qualität dieser synthetischen Indikatoren wird ihr Verhalten an ausgeprägten konjunkturellen Wendepunkten untersucht.

Die Arbeit schließt in Kapitel 6, in dem die wesentlichen empirischen Ergebnisse dieser Arbeit zusammengefasst werden und in der eine Gesamtbeurteilung der Relevanz des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors für die gesamtwirtschaftliche Konjunkturanalyse vorgenommen wird. Im Anhang finden sich unter anderem ausgewählte Ergebnisse aus den jährlichen VGR für die Wirtschaftsbereiche, anhand derer sich die historische Entwicklung des deutschen Dienstleistungssektors und dessen Teilbereiche seit der deutschen Wiedervereinigung nachvollziehen lässt. Informationen zur Berechnung der konjunkturellen Referenzreihen in der vierteljährlichen VGR des Bundes, Erläuterungen zu den verwendeten Inputzeitreihen, ergänzende Abbildungen und Hinweise zur verwendeten Software ergänzen den Anhang.

I. Methodische Grundlagen

2 Methoden für die sektorale Schätzung des Produktionspotentials

2.1 Einleitende Bemerkungen

In der Konjunkturdiagnose erfolgt traditionell eine Unterscheidung zwischen den beiden Konzepten Wachstum und Konjunktur. Unter dem Wachstumsbegriff wird die Veränderung des Produktionspotentials, d.h. die langfristige Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts (BIP) bei voller oder bei zumindest normaler Auslastung aller Kapazitäten verstanden (SVR 2003, S. 412). Die tatsächliche Entwicklung des BIP unterliegt jedoch auch kurz- bis mittelfristigen zyklischen Einflüssen. Diese repräsentieren die Schwankungen im Auslastungsgrad des Produktionspotentials und werden als Konjunktur (bzw. als Konjunkturschwankungen) bezeichnet (a.a.O., S. 412).

Das Produktionspotential für die Gesamtwirtschaft ist eine empirisch unbeobachtete Größe und wird aus diesem Grund unter Verwendung von empirischen Schätzverfahren ermittelt. In der Praxis erfolgt die Schätzung des Produktionspotentials mit Hilfe einer Vielzahl unterschiedlicher Schätzansätze, die zu teils recht deutlichen Unterschieden bei der geschätzten Größe führen (Döhrn 2014, S. 48). Bei den meisten der in der Praxis verwendeten Ansätze kann eine grobe Unterteilung in univariate (siehe Abschnitt 2.3) und multivariate Schätzverfahren (siehe Abschnitt 2.4) vorgenommen werden (SVR 2003, S. 412 f.).

Die univariaten Schätzansätze verwenden zur Bestimmung des Produktionspotentials ausschließlich die historischen Zeitreiheninformationen der Produktion[21] selbst. Zu den univariaten Schätzverfahren zählen beispielsweise die beiden in Abschnitt 2.3 vorgestellten statistischen Filtermethoden (Hodrick-Prescott-Filter (HP-Filter) (Hodrick und Prescott 1997) und Rotemberg-Filter (Rotemberg 1998)) sowie das univariate Zustandsraummodell mit unbeobachtbaren Komponenten (Watson 1986). Die univariaten Schätzverfahren basieren auf dem gemeinsamen Konzept, dass sich die Produktion in eine Trendkomponente und in eine Konjunkturkomponente zerlegen lässt. Die Trendkomponente wird zumeist im Sinne einer potenziellen Produktion interpretiert, welche bei einer gewöhnlichen Auslastung der Kapazitä-

[21] Die Produktion wird im Regelfall durch die preisbereinigten Jahresdaten oder durch die preis- und saisonbereinigten Quartalsdaten des Bruttoinlandsprodukts dargestellt (siehe z.B. SVR (2003, S. 418)).

ten erreicht wird (Döhrn 2014, S. 48). Die Schwankungen um die Trendkomponente weisen bei den univariaten Verfahren in aller Regel einen (konstruktionsbedingt) symmetrischen und regelmäßigen Verlauf auf (SVR 2003, S. 413).

Beim multivariaten Schätzansatz werden neben der Zeitreihe der Produktion noch weitere Zeitreiheninformationen anderer konjunkturell relevanter Größen berücksichtigt. Einer der hieraus resultierenden Vorteile des multivariaten Ansatzes besteht darin, dass die Identifikation der Gründe für das Potentialwachstum und für dessen Veränderung ermöglicht wird (SVR 2003, S. 413). Ausgewählte multivariate Schätzverfahren werden in Abschnitt 2.4 erläutert.

Das ifo Forschungsinstitut verfolgt bei seiner Bestimmung des Produktionspotentials einen alternativen, nicht modellgestützten Ansatz. Im Rahmen des ifo Konjunkturtests informiert das Institut im vierteljährlichen Turnus über die Kapazitätsauslastung von Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes und des Baugewerbes.[22]

2.2 Vorteile eines disaggregierten Schätzansatzes

Die Berechnung von Produktionspotentialen für die einzelnen Wirtschaftsbereiche[23] ist nach Westphal (1994, S. 209) aus mehreren Gründen empfehlenswert. Zwischen den Wirtschaftsbereichen, von denen die meisten auf die Erzeugung von bestimmten Produktgruppen spezialisiert sind[24], können Ausrüstungen und Bauten (Produktionsfaktor Kapital) in der Regel nicht und Arbeitskräfte (Produktionsfaktor Arbeit) nur sehr bedingt ausgetauscht werden (a.a.O., S. 209). Westphal (1994, S. 209) unterstellt deshalb, dass für die Wirtschaftsbereiche eigene Produktionspotentiale mit unterschiedlichen Auslastungsgraden existieren, wobei die Höhe eines jeden Potentials von der historischen Investitionstätigkeit des entsprechenden Bereichs abhängig ist (a.a.O., S. 209). Die genaue Kenntnis über die unterschiedlichen Auslastungsgrade der Wirtschaftsbereiche ermöglicht es, dass im Zuge einer nachfrageorientierten Wirtschaftspolitik die Güternachfrage in die unterdurchschnittlich ausgelasteten

[22] Erläuterungen zum ifo Konjunkturtest finden sich in Abberger und Nierhaus (2008a).

[23] Das Produktionspotential ist per Definition ein gesamtwirtschaftliches Konzept. Nachfolgend werden auch die Ergebnisse der empirischen Schätzverfahren für die einzelnen Wirtschaftsbereiche - aus Gründen der Übersichtlichkeit - mit dem in der Literatur nicht gängigen Begriff der Produktionspotentiale für die Wirtschaftsbereiche bezeichnet. Westphal (1994, S. 209) verwendete für das gleiche Konzept den Begriff des sektoralen Produktionspotentials.

[24] Die Spezialisierung einzelner Wirtschaftsbereiche auf bestimmte Produktgruppen lässt sich mit Blick auf das Güterverzeichnis für Produktionsstatistiken, Ausgabe 2009 (GP 2009) erkennen (siehe StBA 2008a). Die Gliederung stimmt - von wenigen Ausnahmen abgesehen - auch auf der vierten hierarchischen Ebene noch mit der Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (WZ 2008) überein (StBA 2008b, S. 11).

Wirtschaftsbereiche gelenkt werden kann (a.a.O., S. 209). Anderenfalls bestünde bei einer globalen Steuerung der Güternachfrage das Risiko, dass sich die zusätzliche Nachfrage in den überdurchschnittlich stark ausgelasteten Wirtschaftsbereichen preissteigernd auswirken würde (a.a.O., S. 209).

Eine theoretisch fundierte Bestimmung der vierteljährlichen Auslastungsgrade für die Wirtschaftsbereiche des Dienstleistungssektors wird durch die mangelnde Verfügbarkeit passender Konjunkturindikatoren erschwert. Für den deutschen Dienstleistungssektor sieht die EU-Konjunkturstatistikverordnung[25] derzeit die Bereitstellung von drei Konjunkturindikatoren zur Beschreibung des Faktormarkts Arbeit und von nur einem Indikator zur Beschreibung des Faktormarkts Kapital vor (Kaumanns 2007, S. 275).[26] Bei den für den Faktormarkt Arbeit geforderten Indikatoren handelt es sich um die Zahl der Beschäftigten[27] sowie um die bezahlten Arbeitsstunden und die Bruttoverdienstsummen der Arbeitnehmer[28] (a.a.O., S. 275). Für den Faktormarkt Kapital wird mit dem Erzeugerpreisindex für Verkehrs- und Logistikdienstleistungen sowie für unternehmensnahe Dienstleistungen[29] lediglich ein Preis- und kein Mengenindikator gefordert (a.a.O., S. 275).

Dies ist insofern auffallend, da es sich beim Dienstleistungsbereich aufgrund der erhöhten Verflechtung der Unternehmen untereinander und aufgrund der gestiegenen Substitution des Faktors Arbeit durch den Faktor Kapital (z.B. durch die gestiegene Beschäftigung von Leiharbeitnehmern) um eine zunehmend kapitalintensive Branche handelt (a.a.O., S. 275). Die gestiegene Bedeutung des Faktors Kapital lässt sich anhand der historischen Entwicklung des Bruttoanlagevermögens in Tabelle A.1 für den Dienstleistungssektor und in Tabelle A.2 für die einzelnen Wirtschaftsbereiche des Sektors erkennen.

[25] Verordnung (EG) Nr. 1165/98 des Rates vom 19. Mai 1998 über Konjunkturstatistiken (Amtsbl. der EG Nr. L 162, S. 1) in der nach Änderung durch die Verordnung (EG) Nr. 461/2012 der Kommission vom 31. Mai 2012 konsolidierten Fassung, zuletzt geändert durch Artikel 2 der Verordnung (EG) Nr. 458/2015 der Kommission vom 20. März 2015 (Amtsbl. der EU Nr. L 76).

[26] Neben den inputorientierten Konjunkturindikatoren wird zur Beschreibung des Gütermarkts ein weiterer Indikator (der Umsatz) gefordert (Kaumanns 2007, S. 275).

[27] Die Zahl der Beschäftigten ist ein Erhebungsmerkmal der KiD.

[28] Die bezahlten Arbeitsstunden und die Bruttoverdienstsummen der Arbeitnehmer sind Erhebungsmerkmale der Vierteljährlichen Verdiensterhebung.

[29] Erläuterungen zu dieser Statistik finden sich in StBA (2017m).

2.3 Univariate Schätzverfahren

In diesem Abschnitt werden drei ausgewählte univariate Verfahren vorgestellt, die potentiell für die Schätzung des Produktionspotentials des Dienstleistungssektors genutzt werden können. Die Gemeinsamkeit der univariaten Verfahren besteht darin, dass außer den historischen Daten der Produktion keine weiteren Zeitreihendaten zur Produktionspotentialschätzung verwendet werden. Für wirtschaftspolitische Fragestellungen sind die univariaten Verfahren - im Vergleich zu den multivariaten Verfahren aus Abschnitt 2.4 - nur eingeschränkt geeignet (SVR 2003, S. 413). Der Grund hierfür ist, dass univariate Verfahren keine Informationen über die Ursachen von Veränderungen im Produktionspotential liefern.

Die in diesem Abschnitt vorgestellten Schätzverfahren basieren auf der gemeinsamen Idee, dass sich eine für die Beschreibung der konjunkturellen Entwicklung geeignete Zeitreihe Y_t[30] (beispielsweise das BIP) in ihre Trendkomponente $Y_t^\star$ und in ihre zyklische Komponente Y_t^g zerlegen lässt. In aller Regel werden bei der Anwendung univariater Schätzverfahren statt der Niveaugrößen Y_t, $Y_t^\star$ und Y_t^g die entsprechenden logarithmierten Größen verwendet und diese in Kleinbuchstaben notiert (a.a.O., S. 413). Hierbei gilt $y_t = y_t^\star + y_t^g$. Die Trendkomponente $y_t^\star$ stellt dabei das Produktionspotential dar, das sich bei einer normalen Auslastung der Kapazitäten ergibt. Die Konjunkturkomponente y_t^g kann demzufolge Werte mit positivem und negativem Vorzeichen aufweisen.

Im folgenden Überblick werden bei weitem nicht alle univariaten Schätzverfahren vorgestellt, die in der Praxis für die Produktionspotentialschätzung genutzt werden. Für eine ausführliche Darstellung sei hier auf den Überblicksaufsatz von Zarnowitz und Ozyildirim (2006) sowie auf die Originalbeiträge zum HP-Filter (Hodrick und Prescott 1980; 1997), zum Rotemberg-Filter (Rotemberg 1998), zum univariaten Zustandsraummodell (Watson 1986), zum Baxter-King-Filter (Baxter und King 1999) und zum Christiano-Fitzgerald-Filter (Christiano und Fitzgerald 2003) verwiesen.

2.3.1 Das univariate HP-Filterverfahren

Der von Hodrick und Prescott (1980; 1997) vorgeschlagene HP-Filter ist ein populäres univariates Verfahren, mit dem die langfristige Trendkomponente $y_t^\star$ einer konjunkturrelevanten Zeitreihe extrahiert werden kann. Das HP-Filterverfahren im univariaten Fall berechnet sich

[30] Die Notation ist an die Ausführungen in SVR (2013, S. 413 ff.) angelehnt.

als Lösung des folgenden Minimierungsproblems:

$$\min_{\left(y_1^\star,\ldots,y_T^\star\right)} \sum_{t=1}^{T} \left(y_t - y_t^\star\right)^2 + \lambda_{HP} \sum_{t=2}^{T-1} \left[\left(y_{t+1}^\star - y_t^\star\right) - \left(y_t^\star - y_{t-1}^\star\right)\right]^2 . \tag{2.1}$$

Bei der Bestimmung der Trendkomponente der Zeitreihe $y_t^\star$ wird so vorgegangen, dass zum einen die Abweichungen der Zeitreihe y_t von ihrem Trend $y_t^\star$, (d.h. die Konjunkturschwankung) und zum anderen die Variation der Trendkomponente $y_t^\star$ (d.h. die Veränderung des Produktionspotentials) minimiert werden. Der exogene Glättungsparameter λ_{HP} dient der Gewichtung der beiden Kriterien. Für Quartalsdaten gilt der Wert $\lambda_{HP} = 1600$ seit Hodrick und Prescott (1997) als Standard.[31]

Die Verwendung des HP-Filters ist in der Forschung nicht unumstritten. Beispielsweise zeigten Giorno et al. (1995), dass der Filter aufgrund fehlender Werte, die an den Rändern zur Berechnung von zweiseitigen Durchschnitten benötigt werden, ein Randwertproblem besitzt.[32] Eine ausführliche und kritische Auseinandersetzung mit dem HP-Filter findet sich in Hamilton (2017).

In der Praxis wird das Randwertproblem in der Regel dadurch gemildert, dass für die dem Zeitreihenende folgenden Perioden und für die vor dem Zeitreihenanfang liegenden Perioden prognostizierte Werte eingesetzt werden (SVR 2003, S. 413). Kaiser und Maravall (1999) empfehlen, dass im Fall von Vierteljahresdaten die Ermittlung dieser *Forecasts* und dieser *Backcasts* unter Verwendung von autoregressiven integrierten Moving-Average-Modellen (ARIMA-Modellen) erfolgen sollte.

2.3.2 Der Rotemberg-Filter

Die von Rotemberg (1998) vorgeschlagene Filtermethode ist eine Weiterentwicklung des HP-Filters aus Abschnitt 2.3.1. Die Konstruktion des Filterverfahrens zielt zum einen auf eine möglichst glatte Trendkomponente und zum anderen auf eine möglichst hohe Unabhängigkeit zwischen der extrahierten Trend- und der extrahierten Konjunkturkomponente ab. Die zu

[31] Der Wert wurde aufgrund von Plausibilitätskriterien zur amerikanischen Wirtschaft festgelegt. Der für Quartalsdaten gewählte Wert $\lambda_{HP} = 1600$ entspricht einem Konjunkturzyklus von ca. acht Jahren und führt dazu, dass Schwingungen der Zeitreihe y_t mit einer geringeren Dauer als acht Jahre der Konjunkturkomponente zugerechnet werden (SVR 2003, S. 413).

[32] Zudem kritisierten Harvey und Jaeger (1993), dass die Anwendung des Filterverfahrens künstliche Zyklen in der Konjunkturkomponente hervorrufen kann.

minimierende Zielfunktion ist definiert durch:

$$\min_{(y_1^\star,\ldots,y_T^\star)} \left(\frac{1}{\lambda_R}\right) \sum_{t=1+m}^{T} (y_t - y_t^\star)\,(y_{t-m} - y_{t-m}^\star) + \sum_{t=2}^{T-1} \left[(y_{t+1}^\star - y_t^\star) - (y_t^\star - y_{t-1}^\star)\right]^2. \quad (2.2)$$

Der erste festzulegende Parameter m repräsentiert die Ordnung der zu minimierenden Kovarianz der Konjunkturkomponenten $(y_t - y_t^\star)$ und $(y_{t-m} - y_{t-m}^\star)$. Für den Glättungsparameter λ_R soll derjenige Wert gewählt werden, der die Nebenbedingung

$$\sum_{t=m+v}^{T-m-v} (y_t - y_t^\star)\left[(y_{t+\nu}^\star - y_t^\star) - (y_t^\star - y_{t-\nu}^\star)\right] = 0 \quad (2.3)$$

erfüllt. Der festzulegende Modellparameter ν in Gleichung (2.3) gibt die zeitliche Dauer an, für welche die Konjunkturkomponente möglichst unabhängig von der Veränderung der Trendkomponente sein soll. Das Kriterium der Kovarianz aus Gleichung (2.2) gewinnt an Wichtigkeit, wenn der Wert des Glättungsparameters λ_R verringert wird. Wird der Parameterwert von λ_R allerdings erhöht, so gewinnt das Kriterium der Glattheit der Trendkomponente an Bedeutung und die Nebenbedingung (2.3) ist eher erfüllt.

Für $m = 0$ und für einen bestimmten Parameterwert von ν nimmt der Glättungsparameter λ_R den Wert 1600 an, so dass der Rotemberg-Filter in diesem speziellen Fall identisch mit dem HP-Filter aus Abschnitt 2.3.1 ist (Horn et al. 2007, S. 30). Rotemberg (1998, S. 9) schlägt bei der Analyse von Quartalsdaten die Parameterkombination $m = 16$ und $\nu = 5$ vor.

Die bereits bei der Vorstellung des HP-Filters angesprochene Randwertproblematik liegt auch beim Rotemberg-Filter vor. Gemäß dem SVR (2003, S. 414) stellt der Rotemberg-Filter gegenüber dem HP-Filterverfahren keine Verbesserung dar. Die Begründung hierfür ist, dass zur Ermittlung des Glättungsparameters λ_R Annahmen über insgesamt zwei Modellparameter getroffen werden müssen.

2.3.3 Das univariate Zustandsraummodell

Beim univariaten Zustandsraummodell von Watson (1986) wird explizit ein stochastischer Datengenerierungsprozess für die unbeobachtbaren Zustandsvariablen $y_t^\star$ und y_t^g mit $y_t = y_t^\star + y_t^g$ unterstellt. Die Trendkomponente $y_t^\star$ wird durch ein nichtstationäres Random-Walk-Modell mit Driftterm

$$y_t^\star = \gamma + y_{t-1}^\star + \epsilon_{1,t} \quad (2.4)$$

dargestellt, wobei für die Störgrößen $V(\epsilon_{1,t}) = \sigma^2_{\epsilon_1}$ gilt (a.a.O., S. 51). Die dargestellte Trendkomponente in (2.4) wird von Watson (1986, S. 52) als ein flexibler linearer Trend bezeichnet. Ein linearer Trend liegt dann vor, falls für die Varianz der Störgrößen der Sonderfall $V(\epsilon_{1,t}) = 0$ eintritt. Eine Modellerweiterung von (2.4) kann beispielsweise durch die Modellierung des Driftterms γ als Random-Walk-Prozess erfolgen (a.a.O., S. 52).

Die Modellierung der zyklische Komponente y^g_t kann anhand von unterschiedlichen stochastischen Zeitreihenmodellen vorgenommen werden (a.a.O., S. 52 ff.). Vorstellbar wäre beispielsweise die Verwendung eines Modells, bei dem die Innovationen der Trend- und die Innovationen der Konjunkturkomponente perfekt miteinander korrelieren (a.a.O., S. 53). Watson empfiehlt, dass für die zyklische Komponente y^g_t des preisbereinigten amerikanischen Bruttonationalprodukts y_t ein stationärer autoregressiver Prozess zweiter Ordnung der Form

$$y^g_t = \delta_1 y^g_{t-1} + \delta_2 y^g_{t-2} + \epsilon_{2,t} \tag{2.5}$$

unterstellt werden sollte (a.a.O., S. 60).

Der Vorteil beim univariaten Zustandsraummodell von Watson (1986) besteht in der simultanen Schätzung der Trendkomponente und der Modellparameter (SVR 2003, S. 417). Das Treffen von bestimmten Annahmen in Bezug auf die Werte für die Modellparameter ist bei dieser Modellform aus diesem Grund nicht notwendig. Ein Nachteil der Zustandsraumdarstellung besteht darin, dass bei der Anwendung explizite Funktionsformen für die Modellierung der unbeobachtbaren Zustandsvariablen vorgegeben werden müssen.

2.4 Multivariate Schätzverfahren

Die multivariaten Schätzverfahren besitzen im Gegensatz zu den in Abschnitt 2.3 vorgestellten univariaten Verfahren eine produktionstheoretische Fundierung. In Deutschland zählen derzeit der SVR und die Deutsche Bundesbank zu den beiden wichtigsten Institutionen, die eine gesamtwirtschaftliche Produktionspotentialschätzung auf der Grundlage einer multivariaten Schätzmethode vornehmen (Frenkel et al. 2016, S. 142). Die Schätzverfahren der beiden Institute wurden im Zeitverlauf mehrfach überarbeitet.

Das derzeit aktuelle Verfahren des SVR, das erstmals im Jahresgutachten 2007 - 08 (SVR 2007, S. 442 ff.) vorgestellt und im Jahresgutachten 2014 - 15 (SVR 2014, S. 114 ff.) weiterentwickelt wurde, unterstellt eine gesamtwirtschaftliche Produktionsfunktion mit Arbeit, Kapital und Stand der Technik als limitierenden Produktionsfaktoren. Vor dem Jahr 2007 war die kapitalstockorientierte Methode des SVR (SVR 2003, S. 414 f.), die lediglich den

empirischen Kapitalbestand als Produktionsfaktor berücksichtigt, über mehrere Jahrzehnte lang das gewählte Standardverfahren.

Bei der nachfolgenden Übersicht über die multivariaten Schätzverfahren wird nicht auf die aktuelle, sondern auf die kapitalstockorientierte Methode des SVR eingegangen. Der Grund hierfür ist, dass die benötigten amtlichen Daten zur Durchführung der kapitalstockorientierten SVR-Methode nicht nur auf der gesamtwirtschaftlichen Ebene, sondern auch auf der Ebene der Wirtschaftsbereiche vorhanden sind.[33] Auf diese Weise waren sektoral disaggregierte Schätzungungen für das Produktionspotential bzw. für die Konjunkturkomponente durchführbar. Die Schätzergebnisse werden im empirischen Teil dieser Arbeit präsentiert.

Im Rahmen des von der Deutschen Bundesbank derzeit verwendeten Verfahrens (Deutsche Bundesbank 2012b, S. 24 f.) wird das gesamtwirtschaftliche Produktionspotential ebenfalls in Abhängigkeit der limitierenden Produktionsfaktoren Erwerbspersonenpotential, Kapitalstock und technischer Fortschritt bestimmt. Das Verfahren wird im Folgenden nicht vorgestellt. Der Grund hierfür ist, dass die Quantifizierung des verfügbaren Arbeitskräftepotentials und dessen Veränderung auf der Ebene der einzelnen Dienstleistungsbereiche nicht sinnvoll erscheint. Für eine Übersicht über weitere multivariate Schätzverfahren, darunter den multivariaten Kalman-Filter, sei auf die Arbeit von Horn et al. (2007, S. 31 ff.) verwiesen.

2.4.1 Die kapitalstockorientierte SVR-Methode

Die kapitalstockorientierte SVR-Methode schätzt das gesamtwirtschaftliche Produktionspotential mit Hilfe eines Ein-Faktoren-Ansatzes mit Kapital als limitierendem Faktor (SVR 2003, S. 414 f.). Als Begründung für diesen Ansatz wird angeführt, dass die Knappheit der Ressourcen beim Blick auf den Inputfaktor Kapital besonders hervorsticht (Brümmerhoff und Lützel 1997, S. 288). Darüberhinaus ist bei den Mehr-Faktoren-Ansätzen, die u.a. den Faktor Arbeit mit berücksichtigen, die Auswahl der Datengrundlage aufgrund der unpräzisen Abgrenzung dieses Faktors nicht trivial (siehe hierzu Brümmerhoff und Grömling (2011, S. 251)).

Der kapitalstockorientierten SVR-Methode liegt die Annahme zugrunde, dass die Schwankungen im Auslastungsgrad vor allem von den unternehmensorientierten Teilbereichen (ohne die Bereiche Land- und Forstwirtschaft, Fischerei und Wohnungsvermietung) initiiert werden

[33] Beim aktuellen Schätzverfahren des SVR liegen hingegen nicht alle benötigten Daten auf der Ebene der Wirtschaftsbereiche vor.

(SVR 2003, S. 415). Für die ausgeschlossenen Bereiche wird ebenso wie für den Staat zu jedem Zeitpunkt von einer vollständigen Kapazitätsauslastung ausgegangen (a.a.O., S. 415).

Der Ausgangspunkt der Produktionspotentialschätzung für den unternehmensorientierten Bereich ist dessen empirisch beobachtete jährliche Kapitalproduktivität k_t.[34] Diese gibt das Verhältnis der Bruttowertschöpfung Y_t zum zugehörigen Kapitalbestand (auch Kapitalstock genannt) K_t[35] an.

Im ersten Berechnungsschritt werden aus den Daten der beobachteten Kapitalproduktivität k_t für jeden abgeschlossenen Konjunkturzyklus[36] die trendmäßigen Kapitalproduktivitäten $\hat{k}_t$ unter Berücksichtigung einer Nebenbedingung geschätzt (siehe a.a.O. (S. 415) sowie Assenmacher (1998, S. 34)).[37] Die zu berücksichtigende Nebenbedingung ist, dass sich die berechneten Trendgeraden jeweils an der Stelle schneiden, an der ein konjunktureller Tiefpunkt zwei aneinandergrenzende Konjunkturzyklen verbindet. Die Bestimmung von $\hat{k}_t$ erfolgt unter Verwendung der folgenden Spline-Regression

$$\hat{k}_t = \gamma + \delta_0 \cdot t + \sum_{j=1}^{n} \delta_j \cdot d_{j,t}, \tag{2.6}$$

wobei γ die Regressionskonstante, $\delta_0, \ldots, \delta_n$ die Regressionskoeffizienten, t den Zeitindex, t_j den Zeitpunkt des j-ten ausgeprägten Konjunkturtiefpunkts, n die Anzahl der ausgeprägten Konjunkturtiefpunkte und $d_{j,t}$ Trenddummy-Variablen mit

$$d_{j,t} = \begin{cases} 0 & t \leq t_j \\ t - t_j & t > t_j \end{cases}$$

darstellen. Zur Bestimmung der trendmäßigen Kapitalproduktivität $k_t^\star$, welche sich bei bei vollständiger Auslastung der Kapazitäten ergeben würde, erfolgt eine anschließende Parallelverschiebung der geschätzten (logarithmierten) Trendgeraden $\hat{k}_t$ (siehe SVR 2003, S. 415):

$$\ln k_t^\star = a_0 + \ln \hat{k}_t \tag{2.7}$$

[34] Die Notation in diesem Abschnitt ist durchgehend an SVR (2003, S. 414 f.) angelehnt.

[35] Der Kapitalbestand K_t ist definiert als das Bruttoanlagevermögen, welches im Jahresdurchschnitt im Rahmen des Produktionsprozesses eingesetzt wird (Brümmerhoff und Lützel 1997, S. 216).

[36] Der SVR bestimmt die abgeschlossenen Konjunkturzyklen anhand von ausgeprägten lokalen Minima der Veränderungsrate des preisbereinigten jährlichen Bruttoinlandsprodukts (SVR 2003, S. 415).

[37] Durch die Berücksichtigung von einzelnen Konjunkturzyklen soll der hohen Konjunkturempfindlichkeit der Veränderungen des Kapitalbestands Rechnung getragen werden (SVR 2007, S. 445).

mit

$$a_0 = \max_{t=1,\ldots,T} \left(\ln k_t - \ln \hat{k}_t \right). \tag{2.8}$$

Die Länge der Parallelverschiebung entspricht dem maximalen Abstand, den die tatsächlich beobachtete (logarithmierte) Kapitalproduktivität auf die (logarithmierte) Trendgerade aufweist. Der Zeitpunkt des maximalen Abstands t ist bei der kapitalstockorientierten SVR-Methode annahmegemäß durch eine Vollauslastung der Sachkapazitäten gekennzeichnet. Nur zu diesem Zeitpunkt t weist die gemessene Bruttowertschöpfung Y_t einen identischen Wert wie das technisch maximale Produktionspotential $Y_t^\star$ auf.[38]

Dieses Produktionspotential bei vollständiger Auslastung aller Kapazitäten ist definiert durch (a.a.O, S. 415)

$$Y_t^\star = k_t^\star \cdot K_t. \tag{2.9}$$

Die Output-Lücke (Konjunkturkomponente) wird wie gewohnt (siehe S. 14) anhand von $Y_t^g = Y_t - Y_t^\star$ ermittelt. Im Unterschied zu den bisherigen Ausführungen für die univariaten Schätzverfahren aus Abschnitt 2.3 kann Y_t^g nun definitionsgemäß ausschließlich nichtpositive Werte annehmen.

Der Auslastungsgrad der Volkswirtschaft A_t ergibt sich durch

$$A_t = \frac{Y_t}{Y_t^\star} \cdot 100\% \tag{2.10}$$

und ist nach oben durch $1 = 100\%$ beschränkt.

2.4.2 Das multivariate HP-Filterverfahren

Das von Laxton und Tetlow (1992) entwickelte multivariate HP-Filterverfahren stellt eine Verallgemeinerung des in Abschnitt 2.3.1 vorgestellten HP-Filterverfahrens dar. Die Grundüberlegung hinter dem multivariaten Ansatz besteht darin, dass durch die Aufnahme einer zweiten Zeitreihe der ökonomische Zusammenhang zwischen der Output-Lücke y_t^g (als Maß für die Arbeitslosenquote) und der Inflationsrate π_t berücksichtigt wird. Beim multivariaten Ansatz geschieht dies durch die Modelleinbindung einer modifizierten Phillipskurve, die den Einfluss der Output-Lücke y_t^g auf die Inflationsrate π_t ausdrückt.

[38] Während des restlichen Betrachtungszeitraums gilt $Y_t < Y_t^\star$. An dieser Stelle sei daran erinnert, dass bei den vorgestellten univariaten Schätzmethoden aus Abschnitt 2.3 nicht das Konzept eines technisch maximalen Produktionspotentials, sondern das Konzept eines Produktionspotentials bei Normalauslastung aller Kapazitäten zugrundeliegt.

Der multivariate HP-Filter löst das folgende Minimierungsproblem

$$\min_{\left(y_1^\star,\ldots,y_T^\star\right)} \sum_{t=1}^{T} \left(y_t - y_t^\star\right)^2 + \lambda_{1,HP} \sum_{t=2}^{T-1} \left[\left(y_{t+1}^\star - y_t^\star\right) - \left(y_t^\star - y_{t-1}^\star\right)\right]^2 + \lambda_{2,HP} \sum_{t=1}^{T} \left(\epsilon_{2,t}\right)^2 \quad (2.11)$$

unter der Nebenbedingung, dass die von der modifizierten Phillipskurve beschriebene ökonomische Beziehung

$$\pi_t = -\delta_0 \left(y_t - y_t^\star\right) + \delta X_t + \epsilon_{2,t} \quad (2.12)$$

erfüllt ist. Die Variable X_t umfasst eine oder mehrere erklärende Größen für die Inflationsrate π_t. Hierbei kann es sich beispielsweise um Änderungen bei der Produktivität oder um Änderungen des Ölpreises handeln (Horn et al. 2007, S. 39). Der Ausdruck $\epsilon_{2,t}$, der die Fehlerterme der ökonomisch fundierten Gleichung (2.12) erfasst, tritt auch in der Gleichung (2.11) auf. Er ist neben dem Produktionspotential $y_t^\star$ die zweite unbekannte Größe, die auf der Grundlage des aus (2.11) und (2.12) bestehenden Gleichungssystems geschätzt werden muss.

Der Modellparameter $\lambda_{2,HP}$ gibt an, wie stark die ökonomische Beziehung in (2.12) bei der Schätzung des Produktionspotentials in (2.11) gewichtet werden soll. Wird dem Modellparameter $\lambda_{2,HP}$ der Wert Null zugewiesen, so ist der multivariate HP-Filter identisch mit dem univariaten HP-Filter aus (2.1). Geht $\lambda_{2,HP}$ hingegen gegen unendlich, so fängt das Produktionspotential $y_t^\star$ alle Bewegungen der Inflationsrate π_t (die nicht durch X_t erklärt werden) auf (a.a.O., S. 40).

Der Modellparameter $\lambda_{1,HP}$ dient, wie bereits aus dem univariaten Modell bekannt, zur Gewichtung des Kriteriums der Glattheit von $y_t^\star$.

2.4.3 Das multivariate Zustandsraummodell

Das multivariate Zustandsraummodell wurde von Kuttner (1994) für die Schätzung der Trendkomponente $y_t^\star$ des realen U.S.-amerikanischen Bruttosozialprodukts eingeführt. Die multivariate Zustandsraumdarstellung unterscheidet sich von dem in Abschnitt 2.3.3 vorgestellten univariaten Zustandsraummodell dahingehend, dass (ähnlich zu Abschnitt 2.4.2) der ökonomische Zusammenhang zwischen der Inflationsrate π_t und der um eine Periode verzögerten Output-Lücke y_{t-1}^g anhand einer modifizierten Phillipskurve dargestellt wird.

Die zeitreihenanalytische Modellbildung für die Konjunkturkomponente y_t^g in einem multivariaten Zustandsraummodell wird vielfach durch die Aufnahme weiterer konjunkturrelevanter Zeitreihen bereichert. Potentiell geeignete Zeitreihen in diesem Kontext enthalten beispielsweise Informationen über die Arbeitslosenquote, über die Zinssätze oder über die Inflationsrate

(Gerlach und Smets 1999, S. 804).

Das multivariate Zustandsraummodell von Peersman und Smets (1998) basiert auf dem nachfolgend dargestellten Gleichungssystem[39]:

$$y_t^\star = \gamma + y_{t-1}^\star + \epsilon_{1,t} \tag{2.13}$$

$$y_t^g = \delta_1 y_{t-1}^g + \delta_2 y_{t-2}^g + \lambda \left(r_{t-1} - \bar{\pi}_{t-1} \right) + \epsilon_{2,t} \tag{2.14}$$

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \ldots + \alpha_p \pi_{t-p} + \beta y_{t-1}^g + \epsilon_{3,t} \tag{2.15}$$

Die Gleichung (2.13) modelliert das Produktionspotential $y_t^\star$ (in Analogie zu (2.4)) mit Hilfe eines Random-Walk-Prozesses mit Driftterm. Für die Output-Lücke in (2.14) wird kein einfacher autoregressiver Prozess zweiter Ordnung wie in (2.5) unterstellt, sondern von einer etwas komplizierteren Modellspezifikation mit dem inflationsbereinigten Tagesgeldzinssatz als zusätzlichen Term ausgegangen. Der inflationsbereinigte Tagesgeldzinssatz ergibt sich als Differenz zwischen dem Tagesgeldzins r_t und der durchschnittlichen Inflationsrate während der letzten vier Perioden $\bar{\pi}_t$ (Gerlach und Smets 1999, S. 806).

Für die Darstellung des ökonomischen Zusammenhangs zwischen der Inflationsrate π_t und der Outputlücke y_{t-1}^g wird eine modifizierte Phillipskurve in der Form von (2.15) angenommen. Diese weist auf der rechten Seite der Gleichung neben der verzögerten Outputlücke auch verzögerte Inflationsraten auf.

Das dargestellte Zustandsraummodell bestehend aus (2.13), (2.14) und (2.15) wurde in mehreren empirischen Analysen nicht auf das Produktionspotential, sondern in leicht veränderter Form auf die inflationsstabile Arbeitslosenquote (engl.: Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment (NAIRU)) angewandt.[40] Die NAIRU gilt als eine der Determinanten des Produktionspotentials (Horn et al. 2007, S. 46). Dies impliziert, dass wirtschaftspolitische Maßnahmen, die explizit auf die NAIRU einwirken, auch einen indirekten Einfluss auf das Produktionspotential ausüben können (a.a.O., S. 16).

Ein genereller Nachteil der Zustandsraummodelle ergibt sich dadurch, dass die iterative Maximum-Likelihood-Modellschätzung sehr empfindlich auf die gewählten Startwerte für die Modellparameter und für die Zustandsvariablen reagiert (SVR 2003, S. 417). Dem steht der Vorteil gegenüber, dass im Gegensatz zu den statistischen Filterverfahren[41] die Festlegung

[39] Die folgenden Gleichungen sind an die Ausführungen in Gerlach und Smets (1999, S. 806) angelehnt.

[40] Beispielhaft seien hier die Arbeiten von Logeay und Tober (2006), Schumacher (2008) und Kajuth (2014) genannt.

[41] Siehe die Abschnitte 2.3.1, 2.3.2 sowie 2.4.2.

einzelner Modellparameter bei der Anwendung nicht erforderlich ist.

3 Konjunkturanalyse mit Markov-Regimewechselmodellen

3.1 Einleitende Bemerkungen

Markov-Regimewechselmodelle (bzw. Markov-Switching-Modelle) sind nichtlineare Zeitreihenmodelle, die der Modellierung struktureller Brüche und regimeabhängiger Dynamik dienen. In der modernen Wirtschaftsstatistik werden diese Modelle seit den Pionierarbeiten von Hamilton (1988, 1989) eingesetzt. Im Bereich der Konjunkturanalyse ermöglicht die regimespezifische Modellierung, dass beispielsweise Zufallsschocks in unterschiedlichen Konjunkturregimen verschiedene Reaktionen auslösen (Krolzig und Lütkepohl 1995, S. 177). Bei gängigen linearen Zeitreihenmodellen ist die Reaktion auf exogene Impulse hingegen nicht vom jeweiligen Zustand des Systems abhängig. Diese realitätsgetreuere Modellierungsmöglichkeit von Markov-Regimewechselmodellen ergibt sich dadurch, dass unterschiedliche lineare Modelle für die verschiedenen Konjunkturphasen aufgestellt werden.

Ökonomische Zeitreihen, welche Rückschlüsse auf die konjunkturelle Entwicklung gewähren, weisen in aller Regel asymmetrische Konjunkturphasen auf. Eine solche Asynchronität ergibt sich dadurch, dass langanhaltende Konjunkturphasen mit moderatem Wirtschaftswachstum durch kurze, oftmals heftige Rezessionsphasen unterbrochen werden. Unter der Annahme eines solchen zyklischen Verhaltens liegt es nahe, dass für die zu analysierende Zeitreihe ein Modell mit nur zwei Regimen ausgewählt wird. Eine Erweiterung dieses grundlegenden Modells um ein zusätzliches Konjunkturregime wird üblicherweise dann vorgenommen, wenn für die nach der Rezessionsphase einsetzenden Perioden ein kräftiges Wachstum festgestellt wird (Sichel 1994; Krolzig 1997, S. 243).

Die beiden Zustände eines 2-Zustands-Regimewechselmodells werden - in Anlehnung an das klassische 2-Phasen-Schema von Burns und Mitchell (1946) - üblicherweise als Expansions- bzw. als Kontraktionsphase (Rezessionsphase) bezeichnet. Wird dieses Basismodell um einen oder um zwei weitere Zustände erweitert, so kann für die Bezeichnung der Konjunkturphasen auf das 3-Phasen-Schema (starke Expansion, moderate Expansion, Kontraktion) von Sichel (1994) bzw. auf das sehr verbreitete 4-Phasen-Schema (Aufschwung, Boomphase, Abschwung, Rezession) von Haberler (1937) zurückgegriffen werden. Die von Krolzig und Lütkepohl (1995) für ein 2-Zustands-Regimewechselmodell gewählten Bezeichnungen Boomphase bzw. Rezession sind hingegen in der Literatur nicht verbreitet.

Ein im Bereich der Konjunkturanalyse verwendetes Markov-Regimewechselmodell wird vielfach auf die vierteljährlichen Wachstumsraten des preis- und saisonbereinigten Brutto-

inlandsprodukts angepasst.[42] Beispielhaft sei hier auf die umfangreiche Arbeit von Krolzig (1997, S. 215 ff.) verwiesen. Zur Beurteilung der Genauigkeit der modellendogen bestimmten Regimeabgrenzung wird diese in der Regel mit den Ergebnissen von klassischen Verfahren zur Konjunkturzyklendatierung verglichen. Bei der Anwendung eines solch klassischen Verfahrens werden zunächst die ausgeprägten konjunkturellen Wendepunkte der Ursprungsreihe mittels eines nicht-parametrischen Wendepunkt-Identifikationsverfahrens[43] ermittelt und diese anschließend zur Konjunkturphaseneinteilung eingesetzt.

Bei der Konjunkturphaseneinteilung im 2-Zustands-Fall wird nach lehrbuchtypischer Art die Expansionsphase durch einen konjunkturellen Tiefpunkt eingeläutet und durch einen konjunkturellen Hochpunkt abgeschlossen. Diese Klassifizierung ist an die klassische Definition eines Konjunkturzyklus angelehnt, wonach in einer Expansion (Rezession) das absolute Niveau der Wirtschaftsaktivitäten steigt (fällt). Im Fall von drei oder mehr Konjunkturregimen ist für die Konjunkturphaseneinteilung nicht nur ein steigendes (fallendes) Niveau der Wirtschaftsaktivitäten, sondern auch die genaue Abweichung des aktuellen Niveaus zum langfristigen Trend maßgeblich (siehe hierzu Döhrn (2014, S. 39 f.)).[44]

Markov-Regimewechselmodelle werden gelegentlich auch benutzt, um die mit Hilfe einer statistischen Filtermethode extrahierte Konjunkturkomponente einer ökonomischen Zeitreihe zu modellieren. Erläuterungen hierzu finden sich für den Baxter-King-Filter in Schlittgen (2015, S. 240 ff.) und für den HP-Filter in Krolzig (1997, S. 240 ff.). Bei diesem Vorgehen liegt im 2-Zustands-Fall dann eine Extraktionsphase (Kontraktionsphase) vor, wenn sich die Konjunkturkomponente oberhalb (unterhalb) ihres Potentialwerts befindet (Schirwitz et al. 2009, S. 25 f.).

Bisweilen erscheint unklar, ob sich die Wirtschaft in einer bestimmten Periode in einer Boomphase oder in einer Rezessionsphase befindet. Diese Unsicherheit wird bei Markov-Regimewechselmodellen durch die Wahrscheinlichkeiten, mit denen sich das System in einer

[42] Als alternative Ursprungszeitreihe schlägt Phillips (1991) mit der Industrieproduktion eine vierteljährliche Reihe aus dem Bereich der amtlichen Statistik und Abberger und Nierhaus (2008c) mit dem ifo Geschäftsklimaindex einen monatlichen Konjunkturindikator aus dem Bereich der nichtamtlichen Statistik vor.

[43] Hierzu zählen beispielsweise die in den Medien und in der Öffentlichkeit beliebte Presse-Methode sowie die von Boldin (1994) vorgeschlagene modifizierte Presse-Methode. In der Literatur wird eine nicht-parametrische Identifikation von Wendepunkten hingegen zumeist mit dem BBQ-Verfahren von Harding und Pagan (2002), einem Datierungsalgorithmus vierteljährlicher Zeitreihen auf Basis des Ansatzes von Bry und Boschan (1971), vorgenommen. Erläuterungen zu diesen Verfahren finden sich beispielsweise in Schirwitz (2007) sowie in Schirwitz et al. (2009). Ein ausführlicher Vergleich zwischen parametrischen und nicht-parametrischen Methoden zur Wendepunktdatierung findet sich in Massmann et al. (2003).

[44] Auf die unterschiedlichen Arten der Benennung von Konjunkturphasen in der wissenschaftlichen Literatur wird auf S. 81 in dieser Arbeit eingegangen.

bestimmten Periode in einem der beiden Regime befindet, ausgedrückt. Die Bestimmung des zu einem Zeitpunkt vorliegenden Regimes erfolgt daher mit Hilfe eines stochastischen Prozesses, genauer mit Hilfe einer Markov-Kette. Die sich ergebenden Wahrscheinlichkeiten für die beiden Konjunkturphasen können anschließend im Rahmen der Konjunkturdiagnose herangezogen werden bzw. als Konjunkturindikator dienen (Krolzig und Lütkepohl 1995, S. 178).

Im Folgenden wird eine kurze Einführung über die statistischen Eigenschaften des Markov-Prozesses gegeben, welche für das Verständnis der vorgestellten Markov-Regimewechselmodelle in Abschnitt 3.3 und für die Prognose mit Markov-Regimewechselmodellen in Abschnitt 3.5 benötigt wird. Zur Vereinfachung werden in den nachfolgenden Abschnitten nur zwei mögliche Modellzustände unterstellt.

3.2 Statistische Eigenschaften des Markov-Prozesses

Der Markov-Prozess wird im Folgenden durch die Zustandsvariable S_t dargestellt. Diese Variable kann bei der Betrachtung von zwei möglichen Regimen lediglich zwei verschiedene Zustände annehmen. Ein Markov-Prozess, der nur endlich viele Zustände annehmen kann, wird auch als Markov-Kette bezeichnet. Eine Beschreibung der Markov-Kette bei einem Modell mit zwei Regimen erfolgt durch die vier Regimeübergangswahrscheinlichkeiten

$$\begin{aligned}
&\Pr\left(S_t = 1 \,|S_{t-1} = 1\right) = \pi_{11} \\
&\Pr\left(S_t = 0 \,|S_{t-1} = 1\right) = 1 - \pi_{11} \\
&\Pr\left(S_t = 0 \,|S_{t-1} = 0\right) = \pi_{22} \\
&\Pr\left(S_t = 1 \,|S_{t-1} = 0\right) = 1 - \pi_{22},
\end{aligned} \tag{3.1}$$

die annahmegemäß unabhängig vom Zeitpunkt des Übergangs und nur vom Zustand der Vorperiode abhängig sind. Die genannten Eigenschaften von S_t werden als Markov-Eigenschaft bezeichnet. Die Darstellung in (3.1) folgt der gängigen statistischen Schreibweise, dass im Fall von zwei Regimen die Markov-Kette S_t entweder den Wert Eins (Regime 1) oder den Wert Null (Regime 2) annimmt (siehe z.B. Kim und Murray (2002, S. 34 f.)). Demzufolge gilt $i_t = 2 - S_t$, wobei i_t das zum Zeitpunkt t vorliegende Regime beschreibt (Ahrens 2000, S. 38). Eine zu (3.1) analoge Darstellung erhält man, wenn die Regimeübergangswahrscheinlichkeiten in der Übergangsmatrix

$$\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} = 1 - \pi_{11} \\ \pi_{21} = 1 - \pi_{22} & \pi_{22} \end{bmatrix} \tag{3.2}$$

zusammengefasst werden. Mit Hilfe von

$$\begin{aligned} E\left(S_t \left| S_{t-1}\right.\right) &= \Pr\left(S_t = 1 \left| S_{t-1}\right.\right) = \left(1-\pi_{22}\right)\left(1-S_{t-1}\right) + \pi_{11} S_{t-1} \\ &= 1 - \pi_{22} + \left(\pi_{11} + \pi_{22} - 1\right) S_{t-1} \end{aligned} \tag{3.3}$$

lässt sich zeigen, dass es sich bei der in (3.1) dargestellten Markov-Kette um einen autoregressiven Prozess erster Ordnung (AR(1)-Prozess)

$$S_t = \theta + \phi S_{t-1} + \upsilon_t \qquad t = 1, \ldots, T \tag{3.4}$$

mit $\theta = 1 - \pi_{22}$ und $\phi = \pi_{11} + \pi_{22} - 1$ handelt (Hamilton 1988, S. 388). Im Gegensatz zu den traditionellen Zeitreihenmodellen ist der Fehlerterm υ_t nicht unabhängig und identisch verteilt, sondern von dem jeweiligen Regime der Vorperiode abhängig. Befand sich das System in der Vorperiode im ersten Regime ($S_{t-1} = 1$), so gilt gemäß (3.4):

$$\begin{aligned} \Pr\left(\upsilon_{\mathrm{t}} = 1 - \pi_{11}\right) &= \pi_{11} \\ \Pr\left(\upsilon_{\mathrm{t}} = -\pi_{11}\right) &= 1 - \pi_{11} \end{aligned} \tag{3.5}$$

Befand sich das System in der vorangegangenen Periode im zweiten Konjunkturregime ($S_{t-1} = 0$), so gilt hingegen:

$$\begin{aligned} \Pr\left(\upsilon_{\mathrm{t}} = \pi_{22} - 1\right) &= \pi_{22} \\ \Pr\left(\upsilon_t = \pi_{22}\right) &= 1 - \pi_{22}. \end{aligned} \tag{3.6}$$

Aus (3.5) und (3.6) folgt $E\left(\upsilon_t \left| S_{t-1} = 1\right.\right) = E\left(\upsilon_t \left| S_{t-1} = 0\right.\right) = 0$. Die Markov-Kette S_t lässt sich in Analogie zu einem gewöhnlichen AR(1)-Prozess durch sukzessive Substitution ihrer verzögerten Werte in der unendlich-dimensionalen Moving-Average-Darstellung schreiben (Harvey 1993, S. 286):

$$\begin{aligned} S_t &= \theta + \upsilon_t + \phi \cdot \left(\theta + \upsilon_{t-1}\right) + \phi^2 \cdot \left(\theta + \upsilon_{t-2}\right) + \phi^3 \cdot \left(\theta + \upsilon_{t-3}\right) + \ldots \\ &= \frac{\theta}{1-\phi} + \upsilon_t + \phi\upsilon_{t-1} + \phi^2\upsilon_{t-2} + \phi^3\upsilon_{t-3} + \ldots \\ &= \frac{\theta}{1-\phi} + \sum_{j=0}^{\infty} \phi^j \upsilon_{t-j}. \end{aligned} \tag{3.7}$$

Die Bildung des Erwartungswerts für (3.7) führt zu

$$E(S_t) = \frac{\theta}{1-\phi} = \frac{1-\pi_{22}}{(1-\pi_{22})+(1-\pi_{11})} \tag{3.8}$$

und damit zur unbedingten Wahrscheinlichkeit für $S_t = 1$.

3.3 Regime-Switching-Modelle mit autoregressiver Struktur

Für eine möglichst genaue zeitreihenanalytische Modellbildung wird die in Abschnitt 3.2 vorgestellte Markov-Struktur häufig mit univariaten AR(p)-Modellen kombiniert (Harvey 1993, S. 290). Hierbei sind eine Vielzahl unterschiedlicher Modellspezifikationen vorstellbar, welche von der Zustandsabhängigkeit eines einzelnen Modellparameters bis zur Zustandsabhängigkeit sämtlicher Modellparameter reichen. Zu den potentiellen regimeabhängigen Modellparametern gehören der Erwartungswert μ, das Absolutglied λ, die autoregressiven Koeffizienten ϕ_j, $j = 1, \ldots, p$, und die Varianz σ^2 des Störterms des Prozesses.

In der einschlägigen Literatur erfolgt die Prozessdarstellung bei autoregressiven Markov-Regimewechselmodellen in der Regel zumeist entweder in der erwartungswertbereinigten Form (Hamilton 1988, 1989)

$$\begin{aligned} y_t - \mu(S_t) = \phi_1 [y_{t-1} - \mu(S_{t-1})] + \phi_2 [y_{t-2} - \mu(S_{t-2})] \\ + \ldots + \phi_p [y_{t-p} - \mu(S_{t-p})] + \epsilon_t \end{aligned} \tag{3.9}$$

mit $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ oder in der nachfolgenden Darstellung mit einem regimeabhängigen Absolutglied (Hamilton 1993; Krolzig und Lütkepohl 1995):

$$y_t = \lambda(S_t) + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \ldots + \phi_p y_{t-p} + \epsilon_t. \tag{3.10}$$

Kompliziertere Modellspezifikationen können durch die Einführung zusätzlicher regimeabhängiger Parameter erreicht werden. Die regimeabhängigen Parameter $\mu(S_t)$ bzw. $\lambda(S_t)$ folgen jeweils der in (3.1) dargestellten Markov-Struktur. Ein eintretender Regimewechsel wirkt sich bei den in (3.9) und in (3.10) dargestellten Prozessgleichungen völlig unterschiedlich auf die Zeitreihe y_t aus (siehe hierzu Hamilton (1993, S. 236 f.)). Im erwartungswertbereinigten Modell (3.9) bewirkt ein solcher Wechsel einen unmittelbaren und permanenten Anstieg des Niveaus. Bei der alternativen Modellformulierung in (3.10) wird bei einem Regimewechsel hingegen erst allmählich das neue Niveau erreicht.

Die beiden Modelle sind in der Literatur unter den Bezeichnungen MSM-(Markov-Switching-

Mean-)AR(p) bzw. MSI-(Markov-Switching-Intercept-Term-)AR(p) bekannt. Handelt es sich um 2-Zustands-Modelle, so sind die Bezeichnungen MSM(2)-AR(p) bzw. MSI(2)-AR(p) gebräuchlich.

Häufig werden neben oder anstatt dem Absolutglied und dem Erwartungswert auch weitere Modellparameter zustandsabhängig modelliert. Für eine exakte terminologische Unterscheidung zwischen den denkbaren Modellvarianten eignet sich das von Krolzig und Lütkepohl (1995, S. 184) entwickelte Klassifikationsschema.

Das vergleichsweise unkomplizierte 2-Zustands-Modell ist in wissenschaftlichen Beiträgen, die das Thema der regimespezifischen Modellierung konjunkturrelevanter Zeitreihen behandeln, sehr häufig anzutreffen (Hamilton 1988, 1989, 1994, Ghysels 1994, Krolzig 1997, Schlittgen 2015). Wird - wie bei der Modellierung des kurzfristigen U.S.-amerikanischen Zinssatzes in Hamilton (1988) - eine zustandsabhängige Varianz genutzt, so impliziert dies einen unterschiedlichen Grad an wirtschaftlicher Unsicherheit in den beiden Konjunkturregimen (Krolzig und Lütkepohl 1995, S. 186). Liegt bei einer solchen Modellvariante der Fall vor, dass eines der beiden Konjunkturregime durch eine vergleichsweise hohe Varianz gekennzeichnet ist, so umfasst dieses Regime möglicherweise mehr als eine Konjunkturphase. In einem solchen Fall erscheint eine Erhöhung der Anzahl möglicher Konjunkturregime sinnvoll (Sichel 1994). Die Verwendung zustandsabhängiger autoregressiver Parameter ermöglicht, dass Konjunkturschocks regimespezifisch verarbeitet werden.

Beim Blick auf die verschiedenen Modellspezifikationen fällt das Segmented-Trend-Modell von Engel und Hamilton (1990) aufgrund seiner fehlenden autoregressiven Struktur besonders auf. Diese spezifische Modellvariante wird bei Krolzig (1997, S. 14) unter der Kurzbezeichnung MSI(2)-AR(0) geführt und als „Hidden Markov-chain Model“ bezeichnet. Regime-Switching-Modelle vom MSI(2)-AR(0)-Typ werden in empirischen Studien primär zur Modellierung bilateraler Wechselkurse genutzt (Engel und Hamilton 1990, Engel 1994).

3.4 Ermittlung von Regimewahrscheinlichkeiten

3.4.1 Ermittlung von Filterwahrscheinlichkeiten über unbeobachtbare Regime

Dem Ökonometriker sind lediglich die bis zu einem Zeitpunkt t verfügbaren Beobachtungen $(y_1, \ldots, y_t)$, nicht jedoch die Zustände der Regimeindikatorvariable $(S_1, \ldots, S_t)$ bekannt. Diese Unsicherheit in Bezug auf das vorliegende Regime wird durch Regimewahrscheinlichkeiten ausgedrückt. Besteht beispielsweise bei einem 2-Zustands-Modell eine große Unsicherheit über das zu einem Zeitpunkt t vorliegende Regime, so sollten zu diesem Zeitpunkt beide

Regime mit einer Wahrscheinlichkeit von etwa $0,5$ Gültigkeit besitzen. Falls andererseits der Zeitpunkt t mit großer Sicherheit einem der beiden Regime zuzuordnen ist, so sollte die Wahrscheinlichkeit für das Vorliegen dieses Regimes nahe bei Eins und die Wahrscheinlichkeit für das Vorliegen des anderen Regimes nahe bei Null liegen.

Ein wesentliches Ziel für den Ökonometriker stellt aus diesem Grund die Ermittlung von Regimewahrscheinlichkeiten dar. Im 2-Zustands-Modell ist die Ermittlung der Regimewahrscheinlichkeit

$$\Pr\left(S_t = 1 \,|y_t, y_{t-1}, \ldots, y_1; \delta\right) \tag{3.11}$$

relevant. Beispielsweise wird im Fall eines AR(1)-Prozesses vom MSM(2)-Typ (3.9) bei der Berechnung in (3.11) unterstellt, dass neben den vorliegenden Beobachtungen $(y_1, \ldots, y_t)$ auch der Parametervektor $\delta \equiv (\mu_1, \mu_2, \sigma^2, \phi_1, \pi_{11}, \pi_{22})$ bekannt ist (Hamilton 1993, S. 237). In der Realität müssen die Modellparameter jedoch unter Anwendung der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt werden.

Bei der konkreten Berechnung von (3.11) fallen als Nebenergebnisse die Dichte $f\left(y_2, y_1; \delta\right)$ bzw. die bedingte Dichte $f\left(y_{t+1} \,|y_t, \ldots, y_1; \delta\right)$ an, welche für die Bestimmung des Wertes der bedingten Log-Likelihood-Funktion

$$\ln f\left(\tilde{y}_T; \delta\right) = \ln f\left(y_2, y_1; \delta\right) + \sum_{t=2}^{T-1} \ln f\left(y_{t+1} \,|y_t, \ldots, y_1; \delta\right) \tag{3.12}$$

mit $\tilde{y}_T = \left\{y_T, y_{T-1}, \ldots, y_1\right\}$ benötigt werden (Hamilton 1993, S. 244). In der Literatur wird deshalb aus didaktischen Gründen die Ermittlung der Regimewahrscheinlichkeiten vor der eigentlichen Modellschätzung behandelt (Hamilton 1993, 1994, Krolzig und Lütkepohl 1995, Krolzig 1997).

Die Gewinnung der Maximum-Likelihood-Schätzwerte für die Modellparameter δ kann gemäß Hamilton (1988, 1989) durch numerische Maximierung der bedingten Log-Likelihood-Funktion (3.12) erfolgen. Als numerisches Verfahren wählt der Autor die Routine von Davidon-Fletcher-Powell. Für die numerische Maximierung kann auch der von Dempster, Laird und Rubin (1977) entwickelte Expectation-Maximization-(EM-)Algorithmus verwendet werden, welcher von Hamilton (1990) erstmalig zur Schätzung von Regimewechselmodellen angewandt wurde. Ausführliche Erläuterungen zum EM-Algorithmus finden sich in Hamilton (1994, S. 695 f.) sowie in Krolzig (1997, S. 101 ff.).

In der Konjunkturanalyse sind neben der Bestimmung der Regimewahrscheinlichkeit in (3.11) auch Aussagen über die Wahrscheinlichkeit, mit denen ein Regime in einer zukünftigen Periode vorliegt, von potentiellem Interesse (Krolzig und Lütkepohl 1995, S. 179). Die

Ermittlung der gegenwärtigen sowie der zukünftigen Regimewahrscheinlichkeiten wird im Folgenden und auch in Abschnitt 3.5 anhand des MSM(2)-AR(1)-Modells (3.9) in Anlehnung an die Ausführungen in Hamilton (1993, S. 237 ff., 252 f.) skizziert.

Als Startwert für die Berechnung der Regimewahrscheinlichkeiten in $t = 1$ dient die in (3.8) dargestellte unbedingte Wahrscheinlichkeit für das Vorliegen des ersten Regimes

$$\Pr(S_1 = 1) = \frac{1 - \pi_{22}}{(1 - \pi_{11}) + (1 - \pi_{22})}. \tag{3.13}$$

Im betrachteten Modell mit zwei Regimen gilt wie gewohnt $\Pr(S_1 = 0) = 1 - \Pr(S_1 = 1)$. Die Regimewahrscheinlichkeit in $t = 2$ kann anschließend in Abhängigkeit vom Startwert (3.13) durch Anwendung des Satzes von Bayes ermittelt werden:

$$\Pr(S_1, S_2) = \Pr(S_2 \,|S_1\,) \cdot \Pr(S_1)\,. \tag{3.14}$$

Der Ausdruck $\Pr(S_2 \,|S_1\,)$ umfasst die vier Regimeübergangswahrscheinlichkeiten aus (3.1). Demzufolge führt (3.14) zu einer von vier potentiellen unbedingten Wahrscheinlichkeiten, die in der Summe den Wert Eins ergeben.

Die gemeinsame Verteilung von y_1 und y_2 gegeben S_1 und S_2 ist multivariat normalverteilt

$$f(y_2, y_1 \,|S_1, S_2\,) = \frac{1}{2\pi} |\Sigma|^{-\frac{1}{2}} \exp\left\{ -\frac{1}{2} \left[(y_2 - \mu(S_2))\,(y_1 - \mu(S_1)) \right] \Sigma^{-1} \begin{bmatrix} (y_2 - \mu(S_2)) \\ (y_1 - \mu(S_1)) \end{bmatrix} \right\}, \tag{3.15}$$

wobei die Variable Σ als Varianz-Kovarianzmatrix von zwei aufeinanderfolgenden Beobachtungen eines AR(1)-Prozesses

$$\Sigma = \left[\sigma^2 / \left(1 - \phi_1^2\right) \right] \begin{bmatrix} 1 & \phi_1 \\ \phi_1 & 1 \end{bmatrix} \tag{3.16}$$

definiert ist.[45] Der Ausdruck (3.15) weist für jede der vier möglichen Kombinationen (S_1, S_2) einen spezifischen Wert aus. Die komponentenweise Multiplikation von (3.14) mit (3.15)

[45] Erläuterungen zur Berechnung der Varianz und der Kovarianz erster Ordnung für den AR(1)-Prozess finden sich beispielsweise in Harvey (1993, S. 17 ff.).

führt zur gemeinsamen Wahrscheinlichkeitsdichte aus Zuständen und Realisationen:

$$f\left(y_2, y_1, S_2, S_1\right) = f(y_2, y_1, S_2, S_1) \cdot \Pr\left(S_2, S_1\right). \tag{3.17}$$

Durch Summation der vier Komponenten aus (3.17) kann die unbedingte gemeinsame Dichte der ersten beiden Beobachtungen y_1 und y_2 berechnet werden:

$$f\left(y_2, y_1\right) = \sum_{S_1=0}^{1} \sum_{S_2=0}^{1} f\left(y_2, y_1, S_2, S_1\right). \tag{3.18}$$

Durch Anwendung des Satzes von Bayes kann auf Grundlage der Beobachtungen y_1 und y_2 eine Inferenz hinsichtlich der Zustände S_1 und S_2 erfolgen

$$\Pr\left(S_2, S_1 \,|y_2, y_1\right) = \frac{f\left(y_2, y_1, S_2, S_1\right)}{f\left(y_2, y_1\right)}. \tag{3.19}$$

Die Berechnungsformel (3.19) kann, falls gewünscht, für die Berechnung der spezifischen Regimewahrscheinlichkeiten in $t = 2$ verwendet werden. Beispielsweise beträgt die Wahrscheinlichkeit dafür, dass die Beobachtung y_2 durch das dem ersten Regime zugrundeliegende lineare Zeitreihenmodell generiert wurde

$$\Pr\left(S_2 = 1 \,|y_2, y_1\right) = \Pr\left(S_2 = 1, S_1 = 1 \,|y_2, y_1\right) + \Pr\left(S_2 = 1, S_1 = 0 \,|y_2, y_1\right). \tag{3.20}$$

Die Ermittlung von Regimewahrscheinlichkeiten zu einem beliebigen Zeitpunkt erfolgt mittels eines iterativen Algorithmus, dem sogenannten Hamilton-Filter (Krolzig und Lütkepohl 1995, S. 189). Das in jedem Iterationsschritt durchgeführte Berechnungsverfahren weist starke Ähnlichkeit mit dem bereits vorgestellten Berechnungsverfahren zum Zeitpunkt $t = 2$ auf. Vor jedem Iterationsschritt stehen zur Berechnung der Regimewahrscheinlichkeit $\Pr\left(S_{t+1} \,|y_{t+1}, y_t, y_{t-1}, \ldots, y_1\right)$ zum Zeitpunkt $t + 1$ die Beobachtungen $\tilde{y}_{t+1}$ sowie das Ergebnis des vorherigen Iterationsschrittes $\Pr\left(S_t \,|y_t, y_{t-1}, \ldots, y_1\right)$ zur Verfügung.

In Analogie zu (3.14) erfolgt die Berechnung der gemeinsamen Wahrscheinlichkeitsverteilung von S_{t+1} und S_t durch

$$\Pr\left(S_{t+1}, S_t \,|\tilde{y}_t\right) = \Pr\left(S_{t+1} \,|S_t, \tilde{y}_t\right) \cdot \Pr\left(S_t \,|\tilde{y}_t\right) = \Pr\left(S_{t+1} \,|S_t\right) \cdot \Pr\left(S_t \,|\tilde{y}_t\right), \tag{3.21}$$

wobei $\Pr\left(S_t \,|\tilde{y}_t\right)$ das Ergebnis des vorherigen Iterationsschrittes und $\Pr\left(S_{t+1} \,|S_t, \tilde{y}_t\right)$ die Regimeübergangswahrscheinlichkeit mit Markov-Eigenschaft (siehe 3.4) darstellt. Multiplikation

der bedingten Dichte von y_{t+1}

$$f\left(y_{t+1}\left|S_{t+1}, S_t, \tilde{y}_t\right.\right) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}\exp\left\{\frac{-\left[y_{t+1} - \mu\left(S_{t+1}\right) - \phi_1\left(y_t - \mu\left(S_t\right)\right)\right]^2}{2\sigma^2}\right\} \tag{3.22}$$

mit dem Ausdruck (3.21) führt zu

$$f\left(y_{t+1}, S_{t+1}, S_t\left|\tilde{y}_t\right.\right) = f\left(y_{t+1}\left|S_{t+1}, S_t, \tilde{y}_t\right.\right) \cdot \Pr\left(S_{t+1}, S_t\left|\tilde{y}_t\right.\right). \tag{3.23}$$

Der Ausdruck (3.23) besteht aus vier einzelnen Bestandteilen, wobei deren Summe durch

$$f\left(y_{t+1}\left|\tilde{y}_t\right.\right) = \sum_{S_{t+1}=0}^{1}\sum_{S_t=0}^{1} f\left(y_{t+1}, S_{t+1}, S_t\left|\tilde{y}_t\right.\right) \tag{3.24}$$

gegeben ist. Auf Basis der verfügbaren Beobachtungen $\tilde{y}_t$ kann anschließend eine Inferenz über die in den konsekutiven Perioden t und $t+1$ vorherrschenden Regime abgeleitet werden. Hierzu wird der Ausdruck (3.23) durch den Ausdruck (3.24) dividert:

$$\Pr\left(S_{t+1}, S_t\left|\tilde{y}_{t+1}\right.\right) = \frac{f\left(y_{t+1}, S_{t+1}, S_t\left|\tilde{y}_t\right.\right)}{f\left(y_{t+1}\left|\tilde{y}_t\right.\right)}. \tag{3.25}$$

Der Output des Hamilton-Filters, d.h. die Regimewahrscheinlichkeit zum Zeitpunkt $t+1$, wird abschließend durch die nachfolgende Gleichung berechnet:

$$\Pr\left(S_{t+1}\left|\tilde{y}_{t+1}\right.\right) = \sum_{S_t=0}^{1}\Pr\left(S_{t+1}, S_t\left|\tilde{y}_{t+1}\right.\right). \tag{3.26}$$

3.4.2 Ermittlung von geglätteten Regimewahrscheinlichkeiten

Die modellendogene Datierung von Konjunkturphasen stellt einen der zentralen Analyseaspekte bei der Verwendung von Regimewechselmodellen in der Konjunkturanalyse dar (Krolzig und Lütkepohl 1995, S. 181). Erfolgt die hierbei relevante Bestimmung der Regimewahrscheinlichkeit zum Zeitpunkt t nachträglich, so liegt es nahe, dass für die bestmögliche Inferenz alle verfügbaren Informationen $\tilde{y}_T = \{y_1, \ldots, y_T\}$ der Stichprobe verwendet werden. Das Verfahren der nachträglichen Bestimmung der Regimewahrscheinlichkeiten $\Pr\left(S_t\left|\tilde{y}_T\right.\right)$ wird als (Full-Sample)-Glättung bezeichnet. Es liefert für alle Perioden innerhalb des Datensatzes die bestmögliche Schätzung der vorliegenden unbeobachteten Zustände (a.a.O., S. 190). Der Algorithmus zur Ermittlung vergangener Regimewahrscheinlichkeiten wird nachfolgend in Anlehnung an die Ausführungen in Hamilton (1993, S. 240) skizziert.

Zunächst erfolgt unter Verwendung der Beobachtungen $\tilde{y}_{t+1} = \{y_1, \ldots, y_{t+1}\}$ die Ermittlung der gemeinsamen Wahrscheinlichkeitsdichte aus Zuständen und Beobachtungen. Hierfür wird der Ausdruck (3.25) mit den vier Regimeübergangswahrscheinlichkeiten $\Pr(S_{t+2}\,|S_{t+1})$ und der Dichte $f(y_{t+2}\,|S_{t+2}, S_{t+1}, y_{t+1})$ multipliziert:

$$f(y_{t+2}, S_{t+2}, S_{t+1}\,|\tilde{y}_{t+1}) = \Pr(S_{t+1}, S_t\,|\tilde{y}_{t+1}) \cdot \Pr(S_{t+2}\,|S_{t+1}) \cdot f(y_{t+2}\,|S_{t+2}, S_{t+1}, y_{t+1}). \tag{3.27}$$

Eine durch die Beobachtungen $\tilde{y}_{t+1}$ bedingte Inferenz der Zustände in den Perioden t, $t+1$ und $t+2$ erhält man, indem (3.27) durch die für $t+2$ ermittelte Dichte (in Analogie zu (3.24)) dividert wird:

$$\Pr(S_{t+2}, S_{t+1}, S_t\,|\tilde{y}_{t+2}) = \frac{f(y_{t+2}, S_{t+2}, S_{t+1}, S_t\,|\tilde{y}_{t+1})}{f(y_{t+2}\,|\tilde{y}_{t+1})}. \tag{3.28}$$

Bildet man im Anschluss für beide möglichen Zustände für S_{t+1} die Summe, so führt dies zu:

$$\Pr(S_{t+2}, S_t\,|\tilde{y}_{t+2}) = \sum_{S_{t+1}=0}^{1} \Pr(S_{t+2}, S_{t+1}, S_t\,|\tilde{y}_{t+2}). \tag{3.29}$$

Wird dieses vorgestellte Verfahren in rekursiver Weise fortgesetzt, so kann jeweils unter Verwendung von $\Pr(S_{t+j}, S_t\,|\tilde{y}_{t+j})$ die Inferenz $\Pr(S_{t+j+1}, S_t\,|\tilde{y}_{t+j+1})$ abgeleitet werden:

$$\Pr(S_{t+j+1}, S_t\,|\tilde{y}_{t+j+1}) = \sum_{S_{t+j}=0}^{1} \{\Pr(S_{t+j}, S_t\,|\tilde{y}_{t+j}) \cdot \Pr(S_{t+j+1}\,|S_{t+j}) \tag{3.30}$$

$$\cdot f(y_{t+j+1}\,|S_{t+j+1}, S_{t+j}, y_{t+j})\} / f(y_{t+j+1}\,|\tilde{y}_{t+j}). \tag{3.31}$$

Wenn nach Beendigung dieses rekursiven Vorgehens schließlich $\Pr(S_T, S_t\,|\tilde{y}_T)$ ermittelt wurde, so ergibt sich die geglättete Regimewahrscheinlichkeit zum Zeitpunkt t durch

$$\Pr(S_t\,|\tilde{y}_T) = \sum_{S_T=0}^{1} \Pr(S_T, S_t\,|\tilde{y}_T). \tag{3.32}$$

Für die nachträgliche Identifikation von Konjunkturphasen im 2-Zustands-Modell eignet sich die sogenannte $0,5-$Regel von Hamilton (1989, S. 373 ff.):

$$i_t = \left\{ \begin{array}{ll} 1 & \text{falls} \quad \Pr(S_t = 1\,|\tilde{y}_T) > 0,5 \\ 2 & \text{sonst} \end{array} \right\}. \tag{3.33}$$

Hamilton (1989, S. 374) schließt auf eine Rezessionsphase, wenn die geglättete Regimewahrscheinlichkeit für das Regime 2, d.h. $\Pr\left(S_t = 0 \,|\tilde{y}_T\right)$, weniger oder gleich 50 Prozent beträgt. Ein modellendogen datierter Tiefpunkt (Ende der Rezession) liegt demnach in jenen Perioden vor, in welchen die geglättete Regimewahrscheinlichkeit für das Rezessionsregime von mehr als 50 Prozent auf weniger oder gleich 50 Prozent zurückgeht (Ahrens 2000, S. 55; Krolzig 1997, S. 226 f.).

3.5 Prognosen mit Regime-Switching-Modellen

Im Rahmen des Prognosevorgangs wird bei Regimewechselmodellen zunächst eine h-Schritt Prognose über das zukünftige Regime S_{t+h} gebildet (Hamilton 1994, S. 683 f.). Anschließend werden vom Regimepfad S_{t+h} abhängige Prognosen y_{t+h} generiert, diese mit den entsprechenden prognostizierten Regimewahrscheinlichkeiten multipliziert und im finalen Schritt die Summe aller regimeabhängigen Produkte gebildet (a.a.O., S. 694 f.).

Für das unkomplizierte 2-Zustands-Modell erfolgt die Prognose der Regimewahrscheinlichkeit S_{t+h} durch

$$\begin{bmatrix} \Pr\left(S_{t+h} = 1 \,|\tilde{y}_t\right) \\ \Pr\left(S_{t+h} = 0 \,|\tilde{y}_t\right) \end{bmatrix} = \Pi^h a_t \tag{3.34}$$

mit

$$a_t = \begin{bmatrix} \Pr\left(S_t = 1 \,|\tilde{y}_t\right) \\ \Pr\left(S_t = 0 \,|\tilde{y}_t\right) \end{bmatrix}. \tag{3.35}$$

Der erstgenannte Term auf der rechten Seite der Gleichung (3.34) stellt die aus (3.2) bekannte, h mal mit sich selbst multiplizierte Regimeübergangsmatrix dar. Bei dem Ausdruck (3.35) handelt es sich um die Filterwahrscheinlichkeit zum Zeitpunkt t (siehe Abschnitt (3.4.1)).

Die in Hamilton (1994, S. 681 ff.) hergeleitete Matrix der $h-$Schritt Übergangswahrscheinlichkeiten für das 2-Zustands-Modell ist gegeben durch

$$\Pi^h = \begin{bmatrix} \frac{(1-\pi_{22})+\phi^h(1-\pi_{11})}{2-\pi_{11}-\pi_{22}} & \frac{(1-\pi_{11})-\phi^h(1-\pi_{11})}{2-\pi_{11}-\pi_{22}} \\ \frac{(1-\pi_{22})-\phi^h(1-\pi_{22})}{2-\pi_{11}-\pi_{22}} & \frac{(1-\pi_{11})+\phi^h(1-\pi_{22})}{2-\pi_{11}-\pi_{22}} \end{bmatrix}, \tag{3.36}$$

wobei daran erinnert sei, dass $\phi = \pi_{11} + \pi_{22} - 1$ gilt (siehe (3.4)). Die Herleitung von Π^h basierte auf der Annahme, dass die zugrundeliegende Markov-Kette S_t ergodisch ist. Eine Markov-Kette ist ergodisch, wenn zum einen sämtliche Übergangswahrscheinlichkeiten einen geringeren Wert als Eins aufweisen und wenn zum anderen exakt ein Eigenwert der Regimeübergangsmatrix den Wert Eins aufweist (Hamilton 1994, S. 681; Schlittgen 2015, S. 238).

Gemäß der dargestellten Matrix in (3.36) beträgt beispielsweise die Wahrscheinlichkeit dafür, dass sich ein zum Zeitpunkt t im Konjunkturregime 2 befindlicher Prozess $h-$Perioden später im Konjunkturregime 1 befindet

$$\Pr\left(S_{t+h}=1\,|S_t=0\right)=\frac{(1-\pi_{22})-\phi^h\,(1-\pi_{22})}{2-\pi_{11}-\pi_{22}}. \tag{3.37}$$

Hamilton (1993, S. 253) gibt für die Wahrscheinlichkeit, dass sich der Prozess zum Zeitpunkt $t+h$ im Konjunkturregime 1 befindet, die nachfolgende Ergebnisdarstellung an:

$$\Pr\left(S_{t+h}=1\,|\tilde{y}_t\right)=\Pr\left(S_t=1\right)+\phi^h\cdot\left[\Pr\left(S_t=1\,|\tilde{y}_t\right)-\Pr\left(S_t=1\right)\right]. \tag{3.38}$$

Im nächsten Schritt werden getrennt nach den beiden potentiellen Zuständen S_{t+h} die Zeitreihenprognosen y_{t+h} generiert. Hamilton (1994, S. 694) stellt dieses Vorgehen anhand der vergleichsweise unkomplizierten MSI(2)-AR(1)-Modellspezifikation vor. Es werden demnach zwei separate Prognosen von zustandsabhängigen AR(1)-Modellen mit den Mitteln der traditionellen Zeitreihenanalyse (siehe z.B. Harvey (1993, S. 34 f.)) generiert. Anschließend werden die beiden prognostizierten Werte mit den entsprechenden Vorhersagen über die zukünftigen Regimewahrscheinlichkeiten gewichtet und abschließend summiert.

Das analoge Vorgehen für das bereits in den Abschnitten (3.4.1) sowie (3.4.2) diskutierte MSM(2)-AR(1)-Modell wird in Hamilton (1993, S. 252 f.) vorgestellt.

3.6 Modellvorauswahl anhand des ARMA-Repräsentationstheorems

In den empirischen Arbeiten zur Konjunkturanalyse mittels Regimewechselmodellen werden im Regelfall eine Vielzahl verschiedener Modellspezifikationen geschätzt (Krolzig und Lütkepohl 1995, S. 184). Der Vorteil eines solchen Vorgehens liegt darin, dass die verschiedenen Modellvarianten - beispielhaft sei hier das MSM(2)-AR(p) (3.9) bzw. das MSI(2)-AR(p) (3.10) genannt - zu unterschiedlichen Anpassungsprozessen nach Regimewechseln, zu einer unterschiedlichen durchschnittlichen Dauer der Regime und zu Unterschieden bei den geschätzten Zustandswahrscheinlichkeiten führen (a.a.O., S. 184).

Möchte man aus der Vielzahl vorstellbarer Modellvarianten ein besonders geeignetes autoregressives Markov-Switching-AR-Modell auswählen, so bietet sich die von Krolzig (1997) vorgeschlagene Bottom-Up-Spezifikationsstrategie an.[46]

[46] Eine komprimierte Darstellung dieser Spezifikationsstrategie findet sich in Krolzig (1997, S. 127).

Der zugrundeliegende Ansatz bei dieser Spezifikationsstrategie ist, dass sich sowohl Regimewechselmodelle vom Typ MSM-AR als auch vom Typ MSI-AR in der traditionellen, zustandsunabhängigen autoregressiven Moving-Average-(ARMA-)Darstellung repräsentieren lassen (a.a.O., S. 66). Von dieser Möglichkeit, Regimewechselmodelle in der linearen ARMA-Repräsentation darzustellen, sollte jedoch nur bei der Modellspezifikation und nicht bei der Prognose (siehe Abschnitt 3.5) Gebrauch gemacht werden (Hamilton 1989, S. 362). Der Grund hierfür ist, dass die Residuen des ARMA-Modells nicht unabhängig und identisch verteilt sind und aus diesem Grund keine bestmöglichen Vorhersagen generiert werden können. Eine detaillierte Übersicht zu den Zusammenhängen zwischen der festgestellten ARMA-Struktur für die Ursprungszeitreihe und dessen Hinweis auf eine bestimmte Markov-Switching-Modellspezifikation ist in der Tabelle 3.1 dargestellt. Die zur Darstellung verwendeten Variablen $p^\star$ und $q^\star$ geben die Anzahl der zu wählenden AR- bzw. MA-Parameter des ARMA-Modells an. Die Größen K und p beziehen sich auf die für das Regime-Switching-Modell auszuwählende Anzahl an Regimen bzw. auf die Anzahl zu wählender AR-Parameter.

Tabelle 3.1: Repräsentationstheoreme für univariate autoregressive Regimewechselmodelle

ARMA($p^\star$, $q^\star$)	MSI(K)-AR(p)-Modell	MSM(K)-AR(p)-Modell
$p^\star < q^\star$	$-$	$-$
$p^\star = q^\star \geq 1$	MSI($q^\star + 1$)-AR(0)	MSM($q^\star + 1$)-AR(0)
$p^\star = q^\star + 1 \geq 2$	MSI($q^\star + 1$)-AR(1)	MSM(K)-AR($p^\star - K + 1$), $K \in 2, \ldots, p^\star$
$p^\star > q^\star + 1 \geq 2$	MSI($q^\star + 1$)-AR($p^\star - q^\star$)	$-$

Quelle: Krolzig (1997, S. 134).

Den dargestellten Repräsentationstheoremen liegt die Idee zugrunde, dass die konkrete ARMA-Struktur der Autokovarianzfunktion der Ursprungszeitreihe einen gleichzeitigen Hinweis auf die Regimeanzahl K sowie auf die zu wählende Anzahl autoregressiver Parameter p des Regime-Switching-Modells liefert. Allerdings kann, wie die Zusammenhänge in der Darstellung 3.1 zeigen, lediglich für die Regimewechselmodelle vom Typ MSI(K)-AR(p) eine eindeutige Spezifikation vorgenommen werden. Krolzig (1997, S. 128) empfiehlt aus diesem Grund und auch aufgrund des weniger rechenzeitintensiven Schätzverfahrens ein vorläufiges Basismodell vom MSI(K)-AR(p)-Typ.

Hamilton (1993, S. 237) schätzt hingegen ein Modell vom MSM(K)-AR(p)-Typ als geeigneter für die Beschreibung konjunktur- und finanzmarktrelevanter Daten ein.

4 Konjunkturindikatoren und Konstruktion von Gesamtindikatoren

4.1 Möglichkeiten zur Kategorisierung von Konjunkturindikatoren

Die Aufgabe von Konjunkturindikatoren besteht darin, dass sie bestimmte nicht messbare oder nur mit großem Aufwand oder zeitlicher Verzögerung messbare wirtschaftliche Größen in einer quantitativen oder qualitativen Messzahl ausdrücken (Winker 2017, S. 69). Eine Einteilung von Konjunkturindikatoren kann auf der Grundlage ihres zeitlichen Zusammenhangs zu der beschreibenden Referenzgröße erfolgen. Demnach unterscheidet man drei Arten von Indikatoren:

- vorlaufende Indikatoren
- gleichlaufende Indikatoren
- nachlaufende Indikatoren

Aus der Veränderung der vorlaufenden Indikatoren, auch Frühindikatoren genannt, lassen sich frühzeitige Prognosen über das künftige Konjunkturgeschehen ableiten (a.a.O., S. 70). Gleichlaufende Indikatoren (Präsenzindikatoren) enthalten relevante Informationen über die aktuelle konjunkturelle Tendenz. Sie liefern keinen eigenständigen Beitrag für die Konjunkturprognose, können aber zur Überbrückung von Informationslücken dienen (Döhrn 2014, S. 65).[47] Dies ist dann der Fall, wenn die zu beschreibende Referenzreihe erst mit zeitlicher Verzögerung erfasst und veröffentlicht wird. Die nachlaufenden Indikatoren, auch Spätindikatoren genannt, werden in der Praxis unter anderem für den Vergleich internationaler Konjunkturdaten verwendet (Oppenländer 1996, S. 26).

Rogers (1998) schlägt eine weitere Kategorisierungsmöglichkeit, bei der Konjunkturindikatoren nach der Art ihres Zusammenhangs mit der Referenzgröße eingeteilt werden, vor. Bei den Erläuterungen zu dem Klassifikationsschema wurde vom Autor das vierteljährliche amerikanische Bruttoinlandsprodukt als Referenzgröße gewählt. Die Einteilung umfasst die folgenden Kategorien:

- Indikatoren, die direkt in die Berechnung des Bruttoinlandsprodukts oder in eines seiner Bestandteile eingehen. In Relation zum Bruttoinlandsprodukt bieten die Indikatoren

[47] Gleichlaufende Konjunkturindikatoren, die im Vergleich zur Referenzreihe einen früheren Veröffentlichungszeitpunkt aufweisen, werden im weitesten Sinne auch zu den Frühindikatoren gezählt (Hinze 2003, S. 3; Döhrn 2014, S. 65).

entweder eine teilidentische oder eine partiell-teilidentische Abbildung der Daten (Döhrn 2014, S. 66). Eine teilidentische Abbildung liegt vor, wenn alle vom Indikator abgedeckten Wirtschaftsaktivitäten in der Referenzgröße, die noch weitere Bestandteile enthält, abgebildet sind (a.a.O., S. 15). Partiell-teilidentische Daten beschreiben ebenfalls nur einen Teil der von der Referenzgröße gemessenen Aktivitäten, verfügen zusätzlich aber auch über eigene Bestandteile (a.a.O., S. 16). Beispiele für Konjunkturindikatoren dieser Art sind die lehrbuchtypischen Präsenzindikatoren wie die Industrieproduktion oder der Einzelhandelsumsatz (a.a.O., S. 66). Die Revisionsanfälligkeit dieser Indikatoren, die üblicherweise im Rahmen der Konjunkturberichterstattung der statistischen Ämter erstellt werden, ist in der Regel recht hoch (Rogers 1998, S. 41).

- Indikatoren, die in einem Ursache-Wirkungs-Zusammenhang mit der Referenzgröße stehen. Zu dieser Gruppe zählt beispielsweise der über die zukünftige Produktionstätigkeit informierende Index der Auftragseingänge (Döhrn 2014, S. 66).
- Indikatoren, die einen langfristigen statistischen Zusammenhang mit der Referenzgröße aufweisen. Hierzu zählen beispielsweise die Konjunkturindikatoren, die auf der Grundlage von Unternehmensbefragungen erstellt werden (a.a.O., S. 66).

Eine weitere Möglichkeit der Kategorisierung besteht in der Unterscheidung zwischen quantitativen und qualitativen Indikatoren. Während quantitative Konjunkturindikatoren intervallskalierte Daten abbilden, beruhen die qualitativen Konjunkturindikatoren auf nominal- oder ordinalskalierten Werten (Winker 2017, S. 71). Gängige Konjunkturindikatoren mit qualitativem Charakter werden üblicherweise durch Umfragen unter Unternehmen, Finanzexperten oder Verbrauchern erhoben (a.a.O., S. 71).

4.2 Kriterien zur Beurteilung der Qualität von Konjunkturindikatoren

Die Beurteilung der Qualität von Konjunkturindikatoren kann mit Hilfe einer Vielzahl unterschiedlicher Kriterien erfolgen. Anforderungen an konjunkturelle Frühindikatoren werden beispielsweise in Abberger und Wohlrabe (2006, S.19), in Fritsche und Stephan (2000, S. 2) und in Hinze (2003, S. 2 ff.) genannt. Qualitätskriterien für vor-, gleich- und nachlaufende Konjunkturindikatoren finden sich in Abberger et al. (2009, S. 32 f.), in Winker (2017, S. 76 ff.) und in Oppenländer (1996, S. 23 ff.).

Aus wissenschaftlicher Sicht zeichnet sich ein guter Konjunkturindikator demnach durch die folgenden Eigenschaften aus:

- **Konformität** Der Verlauf des Konjunkturindikators eignet sich zur Beschreibung

der konjunkturellen Entwicklung. Im Idealfall weist der Indikator einen konstanten Vor-, Gleich- oder Nachlauf zur Referenzgröße auf.

- **Aktualität** Der Konjunkturindikator liegt möglichst zeitnah vor. Diese Eigenschaft ist besonders für die Prognose von konjunkturellen Wendepunkten von großer Bedeutung.
- **Plausibilität** Es besteht ein theoretischer Zusammenhang zwischen dem Indikator und dem Verlauf des Konjunkturzyklus. Aufgrund der Vielschichtigkeit des Konjunkturphänomens ist das Kriterium der Plausibilität eher für die in Abschnitt 4.4 beschriebenen Indikatorenbündel als für Einzelindikatoren zu erreichen (Winker 2017, S. 76).
- **Stabilität** Die hochfrequente irreguläre Komponente des Indikators zeichnet sich durch eine möglichst geringe Schwankungsanfälligkeit aus und überdeckt das eigentlich interessierende konjunkturelle Signal nicht.
- **Hohe Datenqualität** Der Indikator sollte keine bzw. ausschließlich interpretierbare Strukturbrüche, eine geringe Revisionsanfälligkeit und eine vierteljährliche oder höhere Erscheinungsweise aufweisen (a.a.O., S. 76; Abberger et al. 2009, S. 33).

Das Vorliegen eines zeitlich konstanten Zusammenhangs zwischen dem Indikator und der zu beschreibenden Referenzgröße kann beispielsweise durch die Bestimmung eines Kreuzkorrelogramms, eines Phasenspektrums oder durch eine visuelle Inspektion der angezeigten konjunkturellen Wendepunkte überprüft werden (Abberger und Nierhaus 2007). Zur Überprüfung der Vorlaufeigenschaften eines Indikators wird häufig auf statistische Verfahren wie den Granger-Kausalitätstest zurückgegriffen (Abberger und Wohlrabe 2006).

4.3 Beurteilung der Qualität von Dienstleistungsindikatoren

Informationen über die Aktualität und die Datenqualität von Dienstleistungsindikatoren, die beispielsweise im Rahmen der monatlichen und der vierteljährlichen Konjunkturberichterstattung des StBA erstellt werden, können den entsprechenden Qualitätsberichten des Amtes entnommen werden. Eine für den Dienstleistungssektor weitaus schlechtere Informationslage besteht im Hinblick auf die drei weiteren in Abschnitt 4.2 aufgeführten Anforderungen an Konjunkturindikatoren.

Ein Literaturüberblick ergab, dass die Qualität von Konjunkturindikatoren für den deutschen Dienstleistungssektor lediglich in den Arbeiten von Kaumanns (2007), in Kaumanns und Schelhase (2007), in Fischer und Oertel (2009), in Wohlrabe und Wojciechowski (2011) sowie in Wohlrabe (2014) eingehender untersucht wurde. Die drei erstgenannten Veröffentlichungen beziehen sich auf die Anforderungen, die das StBA an Dienstleistungsindikatoren stellt. Die

beiden letztgenannten Publikationen, die von Mitarbeitern des ifo Forschungsinstituts verfasst wurden, informieren zusätzlich über die monatlich durchgeführte Konjunkturumfrage bei Dienstleistungsunternehmen.

Eine Diskussion zu den nach den Anforderungen der EU-Konjunkturstatistikverordnung vom StBA erstellten Konjunkturindikatoren für den deutschen Dienstleistungssektor erfolgt in Kaumanns (2007). Der Autor beschäftigte sich insbesondere mit der Frage, ob die jeweiligen Konjunkturindikatoren wertvolle Informationen zur konjunkturellen Entwicklung auf den Güter- und Faktormärkten des Dienstleistungssektors liefern. Die zur Erstellung dieser Indikatoren festgelegte Erhebungsmethodik wird in Kaumanns und Schelhase (2007) und in Fischer und Oertel (2009) erläutert.

Das umfangreiche Forschungsprojekt von Wohlrabe (2011) hatte unter anderem das Ziel, potentielle Indikatoren für ausgewählte Dienstleistungsbereiche[48] zu identifizieren. Mit Hilfe dieser Ergebnisse wurden Empfehlungen für den Ausbau bestehender Indikatorsysteme in Teilbereichen des Sektors gegeben.

In Wohlrabe und Wojciechowski (2014) wurden die Vorlaufeigenschaften des ifo Indikators für den Dienstleistungssektor gegenüber den vom StBA veröffentlichten Werten zu Umsatz und zu den Beschäftigten des Sektors mit Hilfe von Kreuzkorrelationsanalysen analysiert.

4.4 Konstruktion von synthetischen Konjunkturindizes

In den vorangegangenen Ausführungen wurden die Anforderungen, die ein Konjunkturanalytiker üblicherweise an geeignete Indikatoren für die Konjunkturanalyse und -prognose stellt, aufgezeigt. Wurden aus der Vielzahl verfügbarer Indikatoren die geeigneten ausgewählt, so ergibt sich für den Analytiker aufgrund der häufig unterschiedlichen, teils widersprüchlichen konjunkturellen Tendenzen eine weitere Schwierigkeit. In der Praxis werden die vielfältigen Informationen oftmals durch eine Bündelung der Indikatoren zu einem einheitlichen konjunkturellen Gesamtbild verdichtet.

Im Folgenden werden mit dem Diffusionsindex in Abschnitt 4.4.1, mit dem gewichteten Sammelindikator in Abschnitt 4.4.2 und mit dem Faktormodell in Abschnitt 4.4.3 drei verschiedene Ansätze zur Verdichtung von Konjunkturinformationen vorgestellt.

[48] Die Sektorenauswahl erfolgte unter der zum damaligen Zeitpunkt aktuellen Gliederung der Wirtschaftszweige (WZ 2003).

4.4.1 Ungewichtete Sammelindikatoren

Der am National Bureau of Economic Research (NBER) von Burns und Mitchell (1946) entwickelte Diffusionsindex befriedigt den Bedarf nach einer einzigen Maßzahl zur Konjunkturanalyse und stellt die einfachste Form eines Sammelindikators dar (Tichy 1994, S. 15; Döhrn 2014, S. 88). Diffusionsindizes beruhen auf einer kleinen oder großen Zahl konjunkturrelevanter Indikatoren und geben den relativen Anteil der Einzelreihen an, die gegenüber der entsprechenden Periode gestiegen sind. Der aus m Einzelindikatoren bestehende Diffusionsindex D wird durch

$$D_t = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^{m} D_{i,t} \cdot 100 \tag{4.1}$$

berechnet, wobei sich $D_{i,t}$ mit

$$D_{i,t} = \begin{cases} 1 & B_{i,t} > B_{i,t-1} \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}$$

aus den transformierten Ausgangsdaten B_i eines Einzelindikators i, dessen Anstieg für eine Verbesserung der konjunkturellen Lage steht, ergibt.[49] Für Einzelindikatoren, die einen antizyklischen Verlauf aufweisen, muss das Berechnungsverfahren entsprechend angepasst werden (a.a.O., S. 88). Der Diffusionsindex ist auf den Wertebereich zwischen 0 und 100 normiert.

Der Vorteil des Diffusionsindex liegt neben dem einfachen Berechnungsverfahren darin, dass eine Vielzahl unterschiedlicher Konjunkturindikatoren mit heterogenen Informationen berücksichtigt werden können. Burns (1954, S. 113) konstruierte zur Beschreibung der konjunkturellen Entwicklung für die US-Wirtschaft beispielsweise einen Diffusionsindex, der aus mehr als 600 Einzelreihen bestand und zum damaligen Zeitpunkt laut Moore (1954, S. 18) zu den besten je entwickelten Konjunkturindikatoren zählte.

Der Nachteil des Indikators besteht darin, dass keine allgemeingültigen Kriterien zur Art, zur Anzahl und zur Gewichtung der zugrundeliegenden Reihen existieren (Tichy 1994, S. 16 f.). Die Idee des von Moore und Shiskin (1967) aufgestellten Beurteilungssystems, welches die Teilreihen des Diffusionsindex nach Kriterien wie ökonomische Bedeutung und systematisches Konjunkturverhalten bewertete, wird von Tichy (a.a.O., S. 17) größtenteils negativ gewertet. Das Beurteilungssystem täuscht seiner Meinung nach eine wissenschaftliche Exaktheit vor, die der Diffusionsindex unter anderem aufgrund von Doppelzählungen der Reihen (wie z.B.

[49] Die Notation ist an die Ausführungen in Döhrn (2014, S. 88) angelehnt.

die Industrieproduktion und die Investitionsgüterproduktion) nicht aufweisen kann (a.a.O., S. 17).

Heutzutage werden Diffusionsindizes noch als Begleitprodukt bei der Erstellung von Indikatorenbündeln für die US-Wirtschaft eingesetzt. (Döhrn 2014, S. 88). Ein populärer Diffusionsindex für die deutsche Konjunktur existiert derzeit nicht (a.a.O., S. 88).[50]

Aus technischer Sicht weist der in der deutschen Wirtschaft und unter Konjunkturanalysten vielbeachtete, auf der Grundlage von Unternehmensbefragungen ermittelte ifo Geschäftsklimaindex des ifo Forschungsinstituts große Ähnlichkeiten zum Diffusionsindex auf (Sinn und Abberger 2006, S. 35; Abberger und Nierhaus 2007, S. 29). Dies ist deshalb der Fall, da der Geschäftsklimaindex analog zum gewöhnlichen Diffusionsindex nur die Tendenzeinschätzungen (Verbesserung, Konstanz oder Verschlechterung) zur wirtschaftlichen Lage der befragten Unternehmen und nicht das jeweilige Ausmaß der Veränderungen erfasst (Sinn und Abberger 2006, S. 35). Im Unterschied zum gewöhnlichen Diffusionsindex, bei dem alle einbezogenen Reihen das gleiche Gewicht erhalten, werden die Unternehmensmeldungen vor der Erstellung des ifo Geschäftsklimaindex jedoch gewichtet (a.a.O., S. 35). Die verwendeten Gewichtungsfaktoren richten sich nach der jeweiligen Größe des Unternehmens und nach dem Einfluss[51] der jeweiligen Branche auf die wirtschaftliche Entwicklung (a.a.O, S. 35).

4.4.2 Gewichtete Sammelindikatoren

Der in Abschnitt 4.4.1 vorgestellte Diffusionsindex gewichtet alle in ihn einbezogenen Einzelindikatoren mit einem Gewicht von Eins. Eine implizite Gewichtung des Index kann allerdings über die Auswahl der Einzelindikatoren, beispielsweise durch die Einbeziehung überproportional vieler Indikatoren aus bestimmten konjunkturrelevanten Branchen, vorgenommen werden (Döhrn 2014, S. 95).

Die vom NBER zur Verbesserung der Aussage- und Prognosekraft des Diffusionsindizes vorgestellten Weiterentwicklungen führten zu verwandten Konzepten, die allerdings eine explizite Gewichtung der Einzelindikatoren vorsahen (Moore 1961, 289). Ein zu dieser Zeit gängiger Sammelindikator berücksichtigte beispielsweise die Anzahl der aufeinanderfolgenden Perioden, in denen ein Anstieg oder ein Rückgang des Indikators festgestellt wurde (Tichy

[50] Ein diesbezüglicher Versuch des SVR für die deutsche Wirtschaft wurde um die Mitte der 70er Jahre wieder aufgegeben (Tichy 1994, S. 17).

[51] Gemessen anhand der Bruttowertschöpfung.

1994, S. 39). Darüberhinaus existierten alternative Gewichtungsschemata, die unter anderem die Höhe der Veränderung des Indikators berücksichtigten (a.a.O., S. 39).

Ein vielbeachteter gewichteter Sammelindikator für die deutsche Konjunktur war der Handelsblatt-Indikator, der im Auftrag der gleichnamigen Wirtschafts- und Finanzzeitung entwickelt wurde und aus fünf Einzelindikatoren bestand. Für eine realitätsgetreue Abbildung der konjunkturellen Entwicklung musste die Gewichtung der fünf Einzelindikatoren fast im Jahresrhythmus umgestellt werden, so dass die Leistungs- und Prognosefähigkeit des Indizes entscheidend in Frage gestellt wurde (Döhrn 2014, S. 95). Der Handelsblatt-Indikator wurde im Jahr 2006 vorübergehend eingestellt und basiert heutzutage auf einem Faktormodell (a.a.O., S. 95).

4.4.3 Faktormodelle

Die Faktorenanalyse, ein Verfahren aus dem Bereich der multivariaten Statistik, wurde vom Psychologen Charles Spearman zu Beginn des 20ten Jahrhunderts entwickelt. Das Verfahren dient dazu, nicht messbare Größen (wie z.B. die Intelligenz) durch sicht- und messbare Erscheinungen zu beschreiben. Die Informationen, die in der Vielzahl dieser messbaren Größen enhalten sind, werden zu diesem Zweck in wenigen zugrundeliegenden Variablen, den Faktoren, verdichtet. Die erstmalige Anwendung des Analyseverfahrens auf konjunkturelle Fragestellungen erfolgte durch Stock und Watson (2002). Die grundlegende Idee hinter dem Ansatz ist, dass das komplexe Phänomen Konjunktur nicht direkt beobachtbar und messbar ist, sich aber durch eine Vielzahl geeigneter Konjunkturindikatoren beschreiben lässt.

Grundsätzlich hängt die Güte der Ergebnisse einer Faktorenanalyse stark von der Qualität der einbezogenen Ausgangsdaten ab (Backhaus et al. 2016, S. 392). Aus diesem Grund wird bei der Faktorenanalyse zunächst eine Vorauswahl über die messbaren Größen getroffen, die als Datenbasis für die weitere Schätzung dienen sollen. Als methodisches Hilfsmittel wird hierfür die Korrelationsrechnung, die Aufschluss über den Zusammenhang zwischen den Ausgangsgrößen gibt, herangezogen (a.a.O., S. 392 ff.). Bestehen lineare Abhängigkeiten zwischen den Variablen, so gelten diese als bündelungsfähig und werden bei der weiteren Analyse berücksichtigt. Im speziellen Fall der Konjunkturanalyse und -prognose mit Faktormodellen wird bei der Variablenauswahl üblicherweise großen Wert auf branchenspezifische Konjunkturindikatoren für die Berücksichtigung der sektoral unterschiedlichen Konjunkturverläufe gelegt (Deutsche Bundesbank 2009a, S. 39).

Die Faktorenanalyse geht von der grundlegenden Annahme aus, dass sich die N ausgewählten, gegebenenfalls mittels Umformungen in eine stationäre Form überführten Variablen

als Linearkombination mehrerer unbeobachtbarer Faktoren darstellen lassen. Dieses lineare Modell kann in der Matrixschreibweise[52] durch

$$X_t = \Lambda F_t + e_t \tag{4.2}$$

dargestellt werden, wobei die Variable $X_t = (x_{1t}, \ldots, x_{Nt})'$ eine $N-$dimensionale multivariate Zeitreihe, Λ eine $N \times r$ Koeffizientenmatrix (Matrix der Faktorladungen)[53], $F_t = (f_{1t}, \ldots, f_{rt})'$ einen r-dimensionalen Vektor gemeinsamer latenter Faktoren und $e_t = (e_{1t}, \ldots, e_{Nt})'$ einen N-dimensionalen Vektor der idiosynkatischen Komponenten[54] darstellt.

Bei der Darstellung in (4.2) handelt es sich um ein statisches Faktormodell. Ein dynamisches Faktormodell verfügt über eine etwas kompliziertere Modellspezifikation und enthält im Unterschied zu (4.2) zusätzliche zeitverzögerte Faktoren. Ein dynamisches, aus $\bar{r}$ Faktoren bestehendes Faktormodell der Lag-Ordnung p ist definiert durch

$$x_{it} = \sum_{j=0}^{p} \lambda_{ijt} f_{t-j} + e_{it} \tag{4.3}$$

mit $i = 1, \ldots, N$ und $t = 1, \ldots, T$, wobei x_{it} die i-te Reihe von X_t und λ_{ijt} die Parameter aus der Matrix der Faktorladungen angeben. Für $F_t = \left(f_t', \ldots, f_{t-p}'\right)'$ und $r = \bar{r}\,(1+p)$ kann das dynamische Faktormodell aus (4.3) in der statischen Repräsentation aus (4.2) dargestellt werden (Stock und Watson 2002, S. 1168). In Analogie hierzu wird das Modell in (4.2) auch als statische Repräsentation eines dynamischen Regressionsmodells bezeichnet (Stock und Watson 2006, S. 528).

Stock und Watson (2002, S. 1168) erlauben, dass die idiosynkratischen Fehler e_{it} in (4.3) im Unterschied zum klassischen Modell der Faktorenanalyse sowohl autokorreliert als auch (schwach) kontemporär korreliert sind. Aufgrund der zumeist recht hohen Anzahl betrachteter Variablen bei der konjunkturspezifischen Analyse können die strengen Restriktionen an e_t ansonsten in der Regel nicht eingehalten werden.

Für die Wahl eines geeigneten Verfahrens zur Bestimmung der Faktoren ist zunächst entscheidend, ob die Variable X_t nur wenige oder viele messbare Größen enthält. Für den Fall, dass nur wenige Ausgangsdaten in die Analyse miteinbezogen werden, sollte die weitere Faktorenanalyse auf der Grundlage des von Stock und Watson (1989) vorgeschlagenen

[52] Die folgenden Ausführungen sind an Stock und Watson (2002) angelehnt.

[53] Der Einfachheit halber wurde unterstellt, dass die Faktorladungen Λ zeitinvariant sind.

[54] Die idiosynkratische Komponente repräsentiert die variablenspezifischen Schocks.

dreistufigen Verfahrens erfolgen (Stock und Watson 2002, S. 1169). Enthält X_t wie im Fall der meisten konjunkturanalytischen Anwendungen eine große Anzahl betrachteter Variablen, so empfehlen Stock und Watson (2002, S. 1167 f.) die Durchführung eines parametersparsameren, aus Hauptkomponentenanalyse und Prognose bestehenden zweistufigen Verfahrens. Dieses Verfahren wird nachfolgend in den Grundzügen skizziert.

Den Ausgangspunkt bildet die zu minimierende nichtlineare Kleinste-Quadrate Zielfunktion für (4.2), die durch

$$\min_{F_1,\ldots,F_T,\Lambda} = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} \left(X_t - \Lambda F_t\right)' \left(X_t - \Lambda F_t\right) \tag{4.4}$$

und unter der Bedingung $\Lambda'\Lambda = I_r$, wobei I_r für die $r \times r$ Einheitsmatrix steht, dargestellt wird (Stock und Watson 2006, S. 529). Die Zielfunktion (4.4) verdeutlicht, dass die Faktoren und die Matrix der Faktorladungen so zu wählen sind, dass ein möglichst großer Beitrag der Kovarianz von X_t durch das Faktormodell erklärt wird.

Die Faktoren F_t werden mit Hilfe der Hauptkomponentenanalyse bestimmt, wobei der übliche Hauptkomponentenschätzer für F_t durch

$$\hat{F}_t = \hat{\Lambda}' X_t \tag{4.5}$$

gegeben ist. Die Größe $\hat{\Lambda}$ stellt den Schätzer für die Matrix der Faktorladungen, der die Funktion (4.4) minimiert, dar. Für die Ermittlung von $\hat{F}_t$ ist es notwendig, dass die unbekannte Größe $\hat{\Lambda}$ gleich den zu den ersten r Eigenwerten (sortiert nach ihrer Größe) gehörigen Eigenvektoren der Matrix $\hat{\Sigma}_{XX}$ mit $\hat{\Sigma}_{XX} = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} X_t X_t'$ gesetzt wird (a.a.O., S. 529).[55]

Aufgrund der Tatsache, dass die tatsächliche Anzahl zu wählender Faktoren r unbekannt ist, wird der Hauptkomponentenschätzer in (4.5) zunächst anhand von k Faktoren (mit $k \geq$ oder $< r$) geschätzt (Stock und Watson 2002, S. 1169). Schätzer für r können anschließend unter anderem mit Hilfe der von Bai und Ng (2002) entwickelten Informationskriterien abgeleitet werden. Diese Kriterien haben die Form

$$IC_p\left(k\right) = \ln \hat{V}_k + k \cdot g\left(T, N\right), \tag{4.6}$$

wobei $\hat{V}_k$ den minimalen Wert der Zielfunktion in (4.4) für ein Faktormodell mit k Faktoren

[55] Siehe SVR (2005, S. 500 f.) sowie Stock und Watson (2006, S. 529) für eine ausführlichere Herleitung des Hauptkomponentenschätzers.

und $g_j\,(T,N)$ den ergänzenden Strafterm darstellt. Von Bai und Ng (2002) werden drei unterschiedliche Strafterme vorgeschlagen:

$$g_1\,(T,N) = \left(\frac{N+T}{NT}\right) \ln\left(\frac{NT}{N+T}\right), \tag{4.7}$$

$$g_2\,(T,N) = \left(\frac{N+T}{NT}\right) \ln C_{TN}^2, \tag{4.8}$$

und

$$g_3\,(T,N) = \left(\frac{\ln C_{TN}^2}{C_{TN}^2}\right), \tag{4.9}$$

wobei $C_{TN}^2 = \min\,(T,N)$ ist. Das zu wählende Faktormodell mit r Faktoren minimiert mindestens eines der Informationskriterien IC_{p1}, IC_{p2} bzw. IC_{p3}.

Im finalen Schritt kann die h-Schritt-Konjunkturprognose für die konjunkturelle Referenzreihe y zum Zeitpunkt T anhand von

$$\hat{y}_{T+h} = \hat{\beta}_F' \hat{F}_T + \hat{\beta}_w' w_T \tag{4.10}$$

durchgeführt werden, wobei $\hat{\beta}_F$, $\hat{\beta}_w$ und $\hat{F}_T$ die geschätzten Koeffizienten und Faktoren und w_T ein $m \times 1$ Vektor beobachtbarer Größen (typischerweise verzögerte Werte von y_T) darstellen (Stock und Watson 2002, S. 1167).

5 Konjunkturanalyse für den deutschen Dienstleistungssektor

5.1 Schätzungen des Produktionspotentials

Im Folgenden werden zunächst die Schätzergebnisse des vierteljährlichen Produktionspotentials nach dem HP-Filterverfahren (siehe Abschnitt 2.3.1) und anschließend die Schätzergebnisse für das jährliche Produktionspotential nach der kapitalstockorientierten SVR-Methode (siehe Abschnitt 2.4.1) diskutiert. Die Darstellung der Schätzergebnisse erfolgt größtenteils unter Verwendung von Abbildungen, die für die einzelnen Wirtschaftsbereiche des Dienstleistungssektors in den Abschnitten 5.1.1.2 sowie 5.1.2.2 und für den Dienstleistungsbereich insgesamt in den Abschnitten 5.1.1.3 sowie 5.1.2.3 zu finden sind.

5.1.1 Vierteljährliche Schätzung mit dem HP-Filter

5.1.1.1 Datengrundlage

In diesem Abschnitt werden die Zeitreihen vorgestellt, die zur Schätzung der vierteljährlichen Konjunkturkomponente y_t^g für die Gesamtwirtschaft[56] sowie für den unternehmerisch geprägten Bereich des Dienstleistungssektors (in disaggregierter und in aggregierter Form) verwendet wurden. Bei der Wahl einer geeigneten Datenbasis wurde der langjährigen Tradition des SVR, der für seine vierteljährliche gesamtwirtschaftliche Produktionspotentialschätzung die preis-, kalender- und saisonbereinigten Zeitreiheninformationen der Produktion aus den VGR nutzt[57], im Grundsatz gefolgt.

Seit der Entwicklung einer statistisch und konzeptionell tragfähigen VGR stellt vielfach das vierteljährliche BIP die Referenzreihe für gesamtwirtschaftliche Konjunkturanalysen im europäischen Raum dar (Winker 2017, S. 76; Tichy 1994, S. 20 ff.). Beispiele aus der neueren wissenschaftlichen Literatur zu dieser Herangehensweise für die deutsche Konjunktur finden sich beispielsweise in den Arbeiten von Mittnik und Zadrozny (2005), in Schumacher und Breitung (2008), in Kuzin et al. (2009), in Marcellino und Schumacher (2010), in Antipa et al. (2012), in Drechsel und Scheufele (2013) sowie in Götz und Knetsch (2017).

Für sektoral disaggregiert durchgeführte Konjunkturanalysen werden entsprechend die in der Entstehungsrechnung der VGR ausgewiesenen Vierteljahreswerte der Bruttowertschöpfung

[56] Die Schätzung des vierteljährlichen Produktionspotential für die Gesamtwirtschaft erfolgt lediglich zu Vergleichszwecken.

[57] Siehe hierzu z.B. SVR (2003, S. 415 ff.).

für die Wirtschaftsbereiche als Datengrundlage verwendet (siehe z.B. Brautzsch und Ludwig (2002), Wohlrabe (2007) und Lehmann und Wohlrabe (2014)). Die Berechnungsverfahren zur Ermittlung der Bruttowertschöpfung in der Entstehungsrechnung der vierteljährlichen VGR werden im Anhang dieser Arbeit getrennt nach Unternehmens- und Staatssektor vorgestellt. Die VGR-Ergebnisse zur vierteljährlichen Bruttowertschöpfung werden in elektronischer Form in GENESIS-Online (Hauptdatenbank des StBA) und in gedruckter Form in der Fachserie 18, Reihe S. 23 des StBA[58] getrennt nach elf Wirtschaftsbereichen dargestellt.

Im Hinblick auf die sektorale Zuordnung der Wirtschaftsbereiche wird lediglich der Bereich Land- und Forstwirtschaft, Fischerei dem deutschen Primärsektor zugerechnet (Räth und Braakmann 2014, S. 512). Die drei Wirtschaftsbereiche Produzierendes Gewerbe (ohne Baugewerbe), Baugewerbe und Verarbeitendes Gewerbe sind hingegen vollständig in den Sekundärsektor eingegliedert.[59]

Die weiteren sieben Wirtschaftsbereiche, die in der Ergebnisdarstellung der Bruttowertschöpfung in der vierteljährlichen VGR separat ausgewiesen werden, bilden gemeinsam den Dienstleistungssektor. Die gewählten Fachbezeichnungen für diese Dienstleistungsbereiche sind:

- Handel, Verkehr, Gastgewerbe,
- Information und Kommunikation,
- Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen,
- Grundstücks- und Wohnungswesen,
- Unternehmensdienstleister,
- Öffentliche Dienstleister, Erziehung, Gesundheit,
- Sonstige Dienstleister.

Boehm (1992, S. 374) merkt im Rahmen seiner Konjunkturanalyse für den australischen Dienstleistungssektor kritisch an, dass eine von der amtlichen Statistik vorgenommene Abgrenzung des Dienstleistungssektors aus konjunkturanalytischer Sicht nur bis zu einem gewissen Grade zweckmäßig ist. Nach Meinung des Autors sollten für konjunkturanalytische Zwecke nur die Dienstleistungsbereiche in der Analyse berücksichtigt werden, welche größtenteils

[58] Siehe StBA 2017a.

[59] An dieser Stelle sollte darauf hingewiesen werden, dass der Bereich Verarbeitendes Gewerbe nur einen Teilbereich des Produzierenden Gewerbes (ohne Baugewerbe) darstellt.

privatrechtlich organisierte Unternehmen umfassen.[60]

Diese Vorgehensweise wird sowohl von der Deutschen Bundesbank [61] als auch vom SVR[62] im Rahmen ihrer theoriegestützten Berechnung des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials grundsätzlich befolgt. Die Deutsche Bundesbank begründet diese Vorgehensweise damit, dass der Bereich der öffentlichen und haushaltsnahen Dienstleister im Vergleich zum marktorientierten Unternehmensbereich durch gänzlich andere Konjunkturbewegungen gekennzeichnet ist (Deutsche Bundesbank 2007, S. 41). So sind im erstgenannten Bereich die Schwankungen in der Wertschöpfung zumeist politisch initiiert und gesteuert, während im marktorientierten Unternehmensbereich marktgetriebene Konjunkturbewegungen dominieren (a.a.O., S. 41).

Der Argumentationslinie, dass nicht der gesamte Dienstleistungssektor, sondern nur dessen unternehmensorientierte Teilbereiche in der Konjunkturanalyse berücksichtigt werden sollten, wird auch im Rahmen dieser Arbeit grundsätzlich gefolgt. In den folgenden Abschnitten 5.1.1.2 und 5.1.1.3 wird eine Produktionspotentialschätzung für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor (Dienstleistungssektor ohne den Bereich Öffentliche Dienstleister, Erziehung, Gesundheit), der annahmegemäß sechs der genannten sieben Dienstleistungsbereiche umfasst, durchgeführt.

Die Quartalsergebnisse der Bruttowertschöpfung stehen für die gesamte Wirtschaft und für die sechs ausgewählten unternehmensorientierten Dienstleistungsbereiche als Zeitreihen ab dem ersten Quartal des Jahres 1991 ohne Bruch und in methodisch konsistenter Form in der Datenbank GENESIS-Online zur Verfügung (StBA 2017r, S. 10). Im Hinblick auf die Datenaktualität zeigt sich, dass aktuelle Informationen für die einzelnen Wirtschaftsbereiche 55 Tage und Ergebnisse für die Gesamtwirtschaft bereits 45 Tage nach dem Ende des Berichtsquartals veröffentlicht werden (a.a.O., S. 9).

Das Datenmaterial wird dem Datennutzer auch nach der Durchführung einer Preisbereinigung sowie nach der Anwendung zweier unterschiedlicher Saison- und Kalenderbereini-

[60] Der Autor schließt aus diesem Grund u.a. die öffentliche Verwaltung und die Verteidigung von der Konjunkturanalyse aus.

[61] Vgl. hierzu Deutsche Bundesbank (2012a, S. 19). Die Deutsche Bundesbank verwendet für ihre Ermittlung des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials nur die Ergebnisse des von ihr definierten marktorientierten Unternehmenssektors (Deutsche Bundesbank 2012a, S. 19). Dieser umfasst mit Ausnahme der Bereiche Öffentliche Dienstleister, Erziehung, Gesundheit sowie Sonstige Dienstleister alle restlichen Wirtschaftsbereiche des tertiären Sektors (a.a.O., S. 19).

[62] Vgl. hierzu SVR (2003, S. 415). Der SVR beschränkt sich bei seiner Schätzung des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials auf die unternehmensorientierte Wirtschaft. Die Wirtschaftsbereiche Land- und Forstwirtschaft, Fischerei und Wohnungsvermietung zählen annahmegemäß nicht zu diesem Bereich (SVR 2003, S. 415). Für diese ausgeschlossenen Bereiche und für den Staatssektor wird von einer Vollauslastung der Kapazitäten ausgegangen.

gungsverfahren[63] durch das StBA zur Verfügung gestellt. Im nachfolgenden Abschnitt 5.1.1.2 werden die sowohl preis-[64] als auch saison- und kalenderbereinigten Ergebnisse (nach dem X-12-ARIMA-Verfahren [65]) für die vierteljährliche Bruttowertschöpfung im Zeitraum Q1 1991 bis Q4 2016 als Ausgangsdatenbasis genutzt.

Für die Schätzung des vierteljährlichen Produktionspotentials des gesamten unternehmensorientierten Dienstleistungssektors in Abschnitt 5.1.1.3 wurden die Daten über die aggregierte preisbereinigte Bruttowertschöpfung der sechs Teilbereiche benötigt. Zu diesem Zweck wurden die vierteljährlichen verketteten Volumenangaben der Bruttowertschöpfung der sechs Teilaggregate zu einem Gesamtaggregat zusammengefasst. Verkettete Volumenangaben erhält man, indem die preisbereinigten Angaben zur Bruttowertschöpfung - dargestellt in verketteten Vorjahrespreisen (auch Kettenindizes genannt) - mit den nominalen Werten des entsprechenden Referenzjahres multipliziert werden. Hierbei ist anzumerken, dass dieses ermittelte künstliche Aggregat aufgrund der Nichtadditivität von Kettenindizes nicht die tatsächlichen Werte, sondern lediglich Schätzer für die tatsächlichen Werte angibt.[66] Die Bereinigung um Saisoneinflüsse erfolgte für diese aggregierte Zeitreihe manuell in der Programmierumgebung `R`. Hierzu wurde auf die `seasonal`- Funktion aus dem gleichnamigen `R`-Paket von Sax, welches als Interface zur Software X-13ARIMA-SEATS [67] dient, zurückgegriffen.

Die zur Verringerung der Randwertproblematik benötigten *Forecasts* und *Backcasts*[68] wurden - ggf. nach einer zeitlichen Umkehrung der Zeitreihen - durch die Generierung von ein-, zwei- und dreistufigen ARIMA-Quartalsprognosen gewonnen. Die hierfür benötigte Bestimmung von geeigneten ARIMA(p,d,q)-Repräsentationen[69] für die Zeitreihen wurde in `R` unter Verwen-

[63] Hierbei handelt es sich um das X-12-ARIMA-Verfahren sowie um das Berliner Verfahren, Version 4.1.

[64] Das preisbereinigte Bruttoinlandsprodukt gilt als der wichtigste Indikator für die Konjunktur und das Wirtschaftswachstum (Nierhaus 2005, S. 19).

[65] Das X-12-ARIMA-Verfahren ist eine angepasste und erweiterte Version des vom U.S. Bureau of the Census eingeführten Census X-11-Verfahrens. Das Census X-11-Verfahren besteht im Kern darin, dass unter Verwendung einer iterativen Prozedur die Trendkomponente mittels gleitender Durchschnitte berechnet und anschließend die Saisonkomponente bestimmt wird (Winker 2017, S. 231 f.). Das X-12-ARIMA-Verfahren enthält zusätzliche Optionen wie z.B. die Modellierung der Ursprungsdaten mit Hilfe von stochastischen Zeitreihenmodellen (a.a.O., S. 231).

[66] Vgl. hierzu StBA (2017d, S.12).

[67] Das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren ist eine im Jahr 2013 vom U.S. Bureau of the Census eingeführte erweiterte Version des X-12-ARIMA-Verfahrens. Die wichtigste Weiterentwicklung stellt die Integration der SEATS-Prozedur (Signal Extraction in ARIMA Time Series) dar. Diese erlaubt u.a. die individuelle Modellierung von sich verändernden Saisonmustern (siehe hierzu u.a. Sauer und Wohlrabe (2015)).

[68] Siehe die Diskussion auf S. 15.

[69] Die Parameter p, d und q geben die Anzahl von autoregressiven Modellparametern, die Differenzenordnung und die Anzahl von Moving-Average-Modellparametern für ein ARIMA-Zeitreihenmodell an.

dung der automatisierten Selektionsfunktion `auto.arima` aus der `forecast`-Bibliothek von Hyndman durchgeführt. Die jeweilige Bestimmung einer geeigneten Repräsentation erfolgte durch Optimierung des Akaike-Informationskriteriums (AIC) von Akaike (1974).

5.1.1.2 Ergebnisse der sektoralen Schätzung

Zur Bestimmung der vierteljährlichen sektoralen HP-Trendkomponenten nach Gleichung (2.1) wurde der für Quartalsdaten übliche Parameterwert $\lambda_{HP} = 1600$ eingestellt.[70] Die in der Konjunkturkomponente enthaltenen hochfrequenten Irregularitäten[71] wurden durch eine zusätzliche HP-Filterung mit dem Parameterwert $\lambda_{HP} = 1$ ausgeschaltet.[72] Für die Analyse zeitlicher Zusammenhangsmuster der einzelnen Konjunkturverläufe wurden die ausgeprägten konjunkturellen Wendepunkte der extrahierten Konjunkturkomponenten mit dem Datierungsalgorithmus von Harding und Pagan (2002) lokalisiert.[73]

Die vierteljährlichen, um Irregularitäten bereinigten Konjunkturkomponenten für die unternehmensorientierten Dienstleistungsbereiche Handel, Verkehr, Gastgewerbe und Information und Kommunikation, für die im Folgenden die Abkürzungen HVG und IuK[74] verwendet werden, sind in den Abbildungen 5.1 und 5.2 dargestellt. In den jeweiligen Graphiken sind zu Vergleichszwecken auch die bereinigten Konjunkturkomponenten für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich[75] abgebildet. Entsprechende Graphiken, in denen die Konjunkturkomponente der Wirtschaftsbereiche dem gesamtwirtschaftlichen Konjunkturverlauf gegenübergestellt wird, finden sich im Anhang dieser Arbeit.[76] Im Hinblick auf

[70] Die HP-Filterung der Zeitreihen wurde in der Programmierumgebung `R` unter Verwendung der `hpfilter`-Funktion aus dem `mFilter`-Paket von Balcilar durchgeführt.

[71] Hochfrequente Irregularitäten treten unter anderem aufgrund von Streiks, saisonunüblichen Witterungsverhältnissen oder rein zufälligen Störungen des Wirtschaftsgeschehens auf (Abberger und Nierhaus 2008a, S. 16).

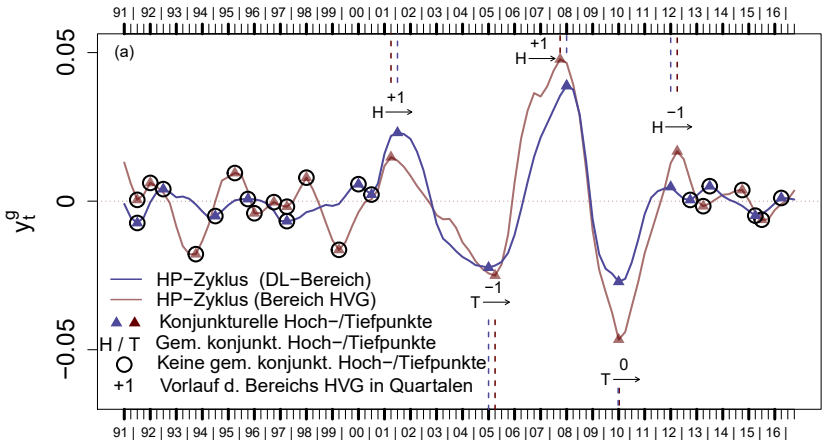
[72] Diese Art der HP-Filterung entspricht der von Artis et al. (2003) und von Abberger und Nierhaus (2008a) für die Analyse von konjunkturrelevanten Zeitreihen empfohlenen Vorgehensweise.

[73] Dieser Ansatz der Wendepunktdatierung geht auf den von Bry und Boschan (1971) entwickelten Datierungsalgorithmus für konjunkturelle Hoch- und Tiefpunkte zurück. Das ursprünglich für Monatsdaten entwickelte Verfahren wurde von Harding und Pagan (2002) zur Analyse vierteljährlicher Werte erweitert (BBQ-Verfahren). Für die Durchführung des Datierungsalgorithmus wurde in der Programmierumgebung `R` die `BBQ`-Funktion aus der `BCDating`-Bibliothek von Einian verwendet.

[74] Zum Bereich IuK zählen derzeit u.a. die Teilbereiche des Verlagswesens, die Herstellung und Ausstrahlung von Rundfunk- und Fernsehprogramme, die Telekommunikation und die Dienstleistungen der Informationstechnologie (StBA 2008b, S. 427 ff.).

[75] Die sektorale Abgrenzung des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors erfolgte auf S. 50.

[76] Die Abbildungen finden sich auf den Seiten 146 ff.



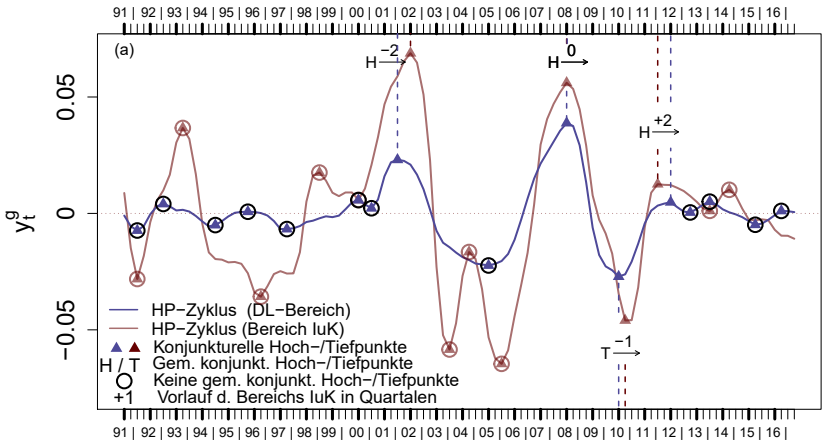
Die Konjunkturkomponenten y_t^g sind um hochfrequente Irregularitäten bereinigt. Die Konjunkturkomponente des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors ist zu Vergleichszwecken mitabgebildet.

Abbildung 5.1: Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor und für den Bereich Handel, Verkehr, Gastgewerbe

die graphischen Darstellungen lassen sich über die konjunkturelle Entwicklung in den beiden Bereichen folgende Schlüsse ziehen:

- Stark ausgeprägte konjunkturelle Fluktuationen sind für den Bereich HVG näherungsweise im Zeitraum der Jahre 2000 bis 2012 zu erkennen. Vom optischen Eindruck her weist die konjunkturelle Entwicklung in diesem Zeitraum sowohl mit den Schwankungen des unternehmensorientierten Dienstleistungsbereichs als auch mit den Schwankungen der Gesamtwirtschaft eine gewisse Ähnlichkeit auf. In den 1990er Jahren lassen sich für den Bereich mehrere Konjunkturzyklen mit einer vergleichsweise kurzen Dauer feststellen. Diese konjunkturelle Auffälligkeit ist etwa ab dem Jahr 2013 wieder erkennbar. Die Konjunkturempfindlichkeit des Bereichs HVG ist insbesondere in den 1990er Jahren sowie während den Jahren 2009 und 2010 im Vergleich zum unternehmensorientierten Dienstleistungssektor stärker ausgeprägt. Im Vergleich zur Gesamtwirtschaft lassen sich hingegen beim Blick auf das Ausmaß der Konjunkturschwankungen keine nennenswerten Unterschiede ausmachen.

  Beim Blick auf die lokalisierten konjunkturellen Hoch- und Tiefpunkte, die von beiden Reihen deutlich signalisiert und anhand der Symbole (H) (Hochpunkt) bzw. (T) (Tiefpunkt) hervorgehoben werden, zeigt sich ein durchschnittlicher konjunktureller Gleichlauf zwischen dem Bereich HVG und dem unternehmensorientierten Dienst-



Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.1.

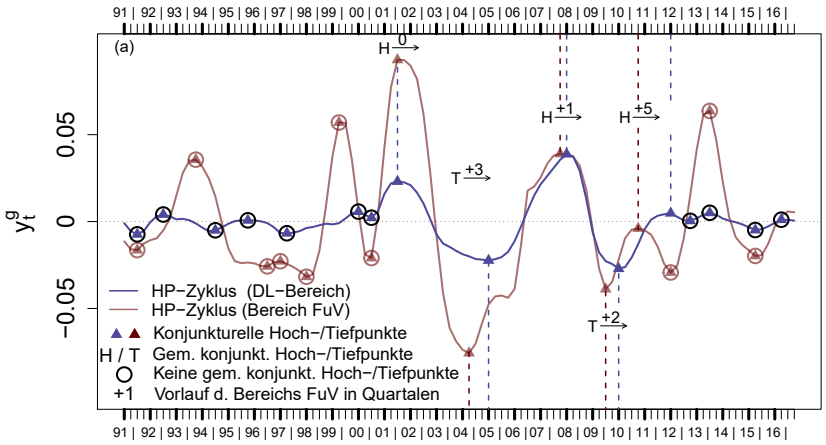
Abbildung 5.2: Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor und für den Bereich Information und Kommunikation

leistungsbereich.[77] Der durchschnittliche konjunkturelle Nachlauf im Vergleich zur Gesamtwirtschaft beträgt $0,75$ Quartale.

- Die Konjunkturausschläge des Bereichs IuK sind im Vergleich zum Dienstleistungssektor deutlich stärker und im Vergleich zur Gesamtwirtschaft etwas stärker ausgeprägt. Besonders starke Abweichungen von der konjunkturellen Normalauslastung sind zur Hochphase der New Economy um die Jahrtausendwende feststellbar. Bei der visuellen Inspektion der Zeitreihen lässt sich erahnen, dass die Konjunkturentwicklung des Wirtschaftsbereichs keinen engen Zusammenhang zur Konjunkturentwicklung des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors oder zur Konjunkturentwicklung der Gesamtwirtschaft aufweist. Auf die Angabe des durchschnittlichen konjunkturellen Vor- oder Nachlaufs gegenüber den Referenzreihen wird aus diesem Grund verzichtet.

Die Abbildungen 5.3 und 5.4 informieren über den Verlauf der zyklischen Komponenten in den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereichen Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen und Grundstücks- und Wohnungswesen.

[77] Für die lokalisierten Wendepunkte wird der jeweilige Vor- bzw. Nachlauf (in Quartalen) des Wirtschaftsbereichs gegenüber dem unternehmensorientierten Dienstleistungssektor oder der Gesamtwirtschaft mit positiven bzw. mit negativen Werten veranschaulicht. Liegt ein Gleichlauf zwischen den beiden Reihen vor, so wird dies durch den Wert Null ausgedrückt.



Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.1.

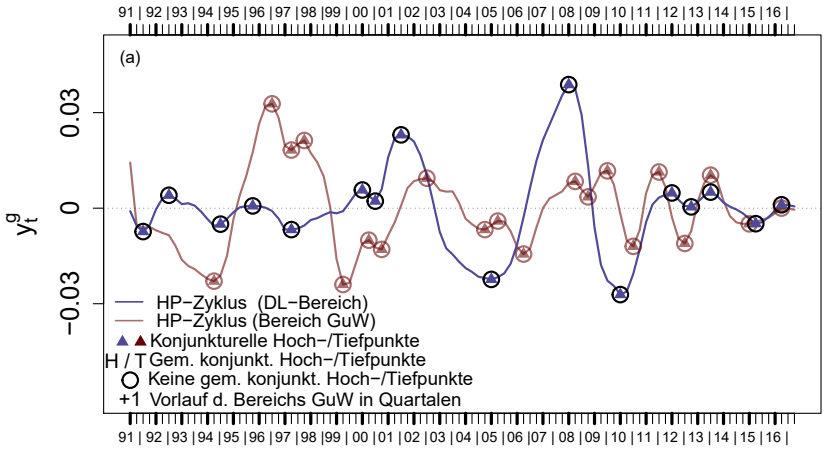
Abbildung 5.3: Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor und für den Bereich Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen

Für diese beiden Bereiche werden nachfolgend die Abkürzungen FuV und GuW verwendet. Folgende Aspekte sind hierbei erwähnenswert:

- Das konjunkturelle Grundmuster des Wirtschaftsbereichs FuV ist nicht durch langfristige Schwankungen, sondern tendenziell durch kurzfristige Ausreißer von teils erheblichem Ausmaß geprägt. Besonders starke Ausschläge sind - ähnlich wie für den Bereich IuK - zur Hochphase des New-Economy-Booms in den Jahren um die Jahrtausendwende erkennbar. Es liegt die Vermutung nahe, dass der Bereich FuV zu dieser Zeit als Konjunkturtreiber fungierte und die gesamtwirtschaftlichen Konjunkturausschläge maßgeblich verstärkte.

  Der traditionell durch hohe Volatilität gekennzeichnete Wirtschaftsbereich zeigt sich während des Boomjahres 2008 und während des Rezessionsjahres 2009 vergleichsweise konjunkturunempfindlich. Nerb (2009, S. 41) begründete den vergleichsweise gedämpften Konjunkturabschwung des Bereichs im Jahr 2008 mit dem verabschiedeten staatlichen Maßnahmenpaket zur Bankenstabilisierung. Im Vergleich zum gesamten Unternehmensbereich des Dienstleistungssektors lässt sich anhand der lokalisierten Wendepunkte ein gewisser zeitlicher Vorlauf bei der Konjunkturkomponente feststellen. Aufgrund der teilweise stark unterschiedlichen Konjunkturverläufe der Reihen ist diese konstatierte Vorlaufeigenschaft allerdings mit Vorsicht zu betrachten.

- Die Konjunkturkomponente des Bereichs GuW ist durch stetige Richtungswechsel und durch gedämpfte Konjunkturschwankungen gekennzeichnet. Im Vergleich zu den beiden



Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.1.

Abbildung 5.4: Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor und für den Bereich Grundstücks- und Wohnungswesen

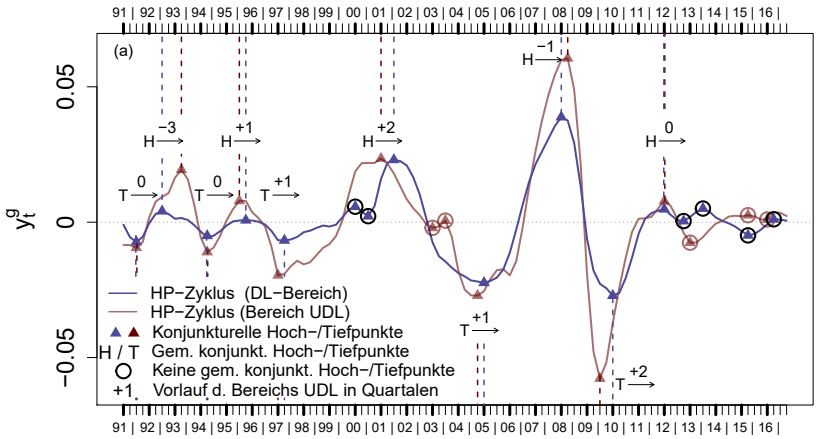
Referenzreihen lässt sich nur eine sehr geringe konjunkturelle Ähnlichkeit feststellen. Es ist deshalb nicht verwunderlich, dass dieser Bereich bei Konjunkturanalysen eine Sonderrolle einnimmt. Die Deutsche Bundesbank (2007, S. 41) modelliert diesen Bereich beispielsweise über eine Produktionsfunktion mit dem Wohnungsbestand als limitierendem Faktor. Bei der kapitalstockorientierten Methode des SVR aus Abschnitt 2.4.1 wird für den Bereich GuW eine dauerhafte Vollauslastung aller Kapazitäten unterstellt.

Die konjunkturellen Verläufe in den Bereichen Unternehmensdienstleister (UDL)[78] und Sonstige Dienstleister (SDL)[79] sind in den Abbildungen 5.5 und 5.6 dargestellt. Die wichtigsten Erkenntnisse sind in den folgenden zwei Punkten zusammengefasst:

- Rein optisch weist der Bereich UDL einen recht ähnlichen konjunkturellen Verlauf wie die Gesamtwirtschaft und wie der Unternehmensbereich des Dienstleistungssektors

[78] Der Bereich UDL umfasst aktuell u.a. die Teilbereiche der Wirtschaftsprüfung, der Rechts-, Unternehmens- und Steuerberatung, die Forschung und Entwicklung, die Vermietung von beweglichen Sachen, die Vermittlung von Arbeitskräften, die Reisebüros sowie den Garten- und Landschaftsbau (StBA 2008b, S. 460 ff.).

[79] Zum Bereich SDL gehören aktuell u.a. die Wirtschafts- und Arbeitgeberverbände, die Kulturorganisationen sowie die überwiegend persönlichen Dienstleistungen (StBA 2008b, S. 541 ff.).



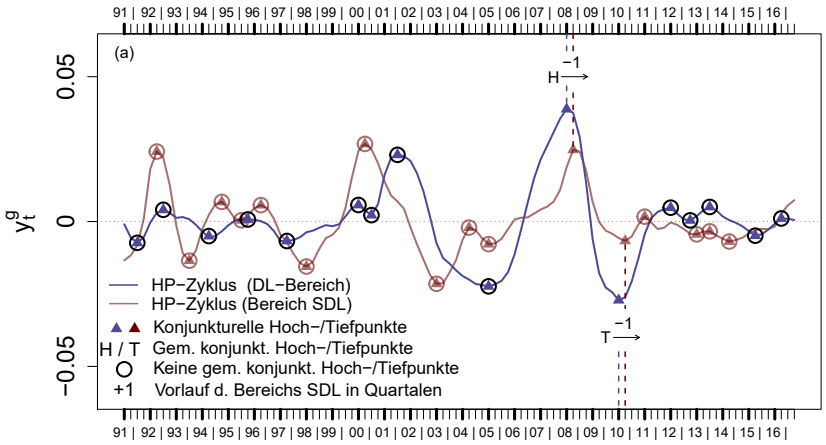
Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.1.

Abbildung 5.5: Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor und für den Bereich Unternehmensdienstleister

auf. Insbesondere die Höhe der Konjunkturausschläge im wirtschaftlichen Boomjahr 2007 und in der darauf folgenden Rezessionsphase lassen allerdings auf eine zumindest temporär erhöhte Konjunkturempfindlichkeit des Bereichs schließen. Beim Blick auf die von beiden Reihen deutlich signalisierten konjunkturellen Hoch- und Tiefpunkte zeigt sich ein geringer konjunktureller Vorlauf des Bereichs HVG gegenüber dem unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich von $0,3$ Quartalen. Ein minimaler Nachlauf von $0,2$ Quartalen lässt sich beim Vergleich mit der konjunkturellen Entwicklung in der Gesamtwirtschaft feststellen.

- Der konjunkturelle Verlauf des Bereichs SDL ist mit Ausnahme der 1990er Jahre durch recht milde Schwankungen gekennzeichnet. Ein enger Zusammenhang lässt sich weder mit der konjunkturellen Entwicklung in der Gesamtwirtschaft noch mit der konjunkturellen Entwicklung im unternehmerisch geprägten Teil des Dienstleistungssektors feststellen.

Der sektorale Vor-, Gleich- oder Nachlauf gegenüber den Referenzreihen lässt sich nicht nur anhand der datierten Wendepunkte, sondern auch über alle Datenpunkte im Betrachtungszeitraum bestimmen. Ein hierfür gängiges Verfahren ist die Ermittlung der Kreuzkorrelationen zwischen den Reihen, deren Darstellung in einem Kreuzkorrelogramm erfolgt. Bei stark autokorrelierten Daten besteht das Problem, dass statistisch signifikante Kreuzkorrelationen auch bei einer nicht-kausalen Beziehung zwischen den Zeitreihen vorliegen können. Zur Entfernung der univariaten Abhängigkeiten müssen die beiden Zeitreihen zunächst gefiltert



Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.1.

Abbildung 5.6: Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor und für den Bereich Sonstige Dienstleister

werden (Cryer und Chan 2008, S. 265 ff.). In der Praxis der Konjunkturanalyse wird für diese Filterung sehr häufig auf das Prewhitening-Verfahren von Box und Jenkins (1976, S. 379 f.) zurückgegriffen.[80]

Nach Anwendung dieser Datentransformation[81] ergibt sich für die Bereiche HVG und UDL die maximale Korrelation mit dem unternehmensorientierten Dienstleistungssektor bei einem Gleichlauf der Reihen. Die Korrelationen sind zu allen gängigen Niveaus signifikant und betragen $0,57$ bzw. $0,56$. Die maximale Korrelation mit der Gesamtwirtschaft ergibt sich ebenfalls bei einem Gleichlauf der beiden Reihen. Der Korrelationskoeffizient für die Bereiche HVG und UDL nimmt in diesem Fall die Werte $0,57$ bzw. $0,66$ an.

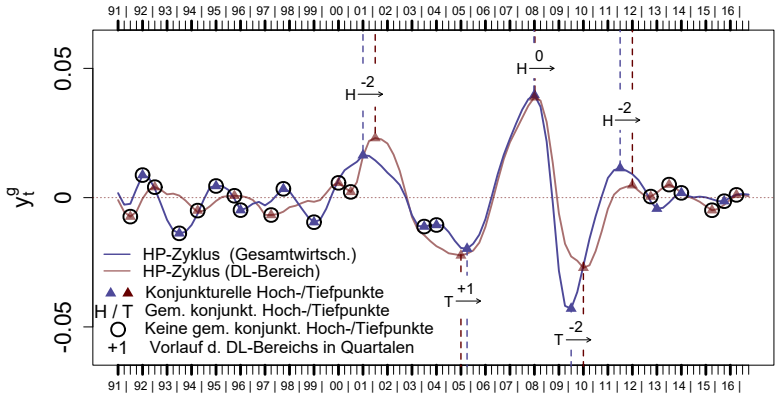
5.1.1.3 Ergebnisse der aggregierten Schätzung

In diesem Abschnitt soll, im Gegensatz zu den Ausführungen über die wirtschaftsbereichsspezifischen Konjunkturkomponenten im vorherigen Abschnitt 5.1.1.2, eingehender auf die möglichen Ursachen der konjunkturellen Schwankungen im unternehmerisch geprägten Teil des Dienstleistungssektors eingegangen werden. Hierbei wird Bezug zur vierteljährlichen

[80] Siehe Pankratz (1991, S. 196 ff.) für eine ausführliche Darstellung des Prewhitening-Verfahrens.

[81] Für die Durchführung des Prewhitening-Verfahrens wurde in der Programmierumgebung `R` die `prewhiten`-Funktion aus der `TSA`-Bibliothek von Chan und Ripley verwendet.

Konjunkturkomponente[82] des Dienstleistungssektors zwischen den Jahren 1991 bis 2016 genommen, die in der Abbildung 5.7 gemeinsam mit ihren konjunkturellen Wendepunkten und im Vergleich zur gesamtwirtschaftlichen Konjunktur dargestellt ist.



Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.1.

Abbildung 5.7: Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich

Die im Zeichen der deutschen Wiedervereinigung in den frühen 1990er Jahren erkennbare kurzfristige wirtschaftliche Abschwungphase beider Konjunkturkomponenten, die näherungsweise auf das zweite und auf das dritte Quartal des Jahres 1991 datiert wird, ist mutmaßlich auf die Folgen des Zusammenbruchs der DDR-Wirtschaft zurückzuführen (Schirwitz 2007, S. 10). Streng genommen kann die wirtschaftliche Entwicklung dieser Zeit deshalb nicht durch eine konjunkturelle Krise, sondern eher als Folge der strukturellen Problemen der abgewickelten DDR-Wirtschaft begründet werden.

Die zweite Abschwungphase für die Gesamtwirtschaft tritt etwa während des Zeitraums zwischen dem zweiten Quartal des Jahres 1992 und dem zweiten Quartal des Jahres 1993 ein. Das damalige Schrumpfen der deutschen Wirtschaft wird unter anderem mit der restriktiven Geldpolitik der Deutschen Bundesbank, die zur Bekämpfung der Inflationsgefahr im deutschen Wiedervereingungsboom ihre Zinsen deutlich erhöhte, begründet (Krüger 2011, S. 16). Deutsche Dienstleistungsunternehmen zeigten sich in der damaligen Rezessionsphase im Allgemeinen sehr konjunkturunempfindlich (Meffert und Müller 1993, S. 2 ff.). Von dieser Aus-

[82] Es handelt sich hierbei - in Analogie zu den Ausführungen in Abschnitt 5.1.1.2 - um die um hochfrequente Irregularitäten bereinigte Konjunkturkomponente.

sage sind jedoch die konsumorientierten Dienstleistungsbetriebe, die aufgrund der Rückgänge der realen Haushaltseinkommen starke Umsatzeinbußen verzeichnen mussten, ausgenommen (Güthoff 1995, S. 13).

Kurzzeitige Niveaumäßigungen der wirtschaftlichen Aktivität sind auch in der zweiten Hälfte der 1990er Jahre für beide Reihen erkennbar. Rückblickend wird dieser Zeitraum als Hochphase der industriellen Tertiarisierung bezeichnet, in der Industrieunternehmen verstärkt Tätigkeiten an spezialisierte Dienstleistungsunternehmen auslagerten (Grömling 2007, S. 11). Gesamtwirtschaftlich gesehen trug diese strukturelle Reorganisation der Industrieunternehmen zu einem Anstieg branchenfremder Vorleistungen im Verarbeitenden Gewerbe sowie zu einem Anstieg der Wertschöpfung im Dienstleistungssektor bei (a.a.O., S. 10 ff.). Es kann deshalb vermutet werden, dass eine Ursache für die erkennbar unterschiedlichen Verläufe der Konjunkturkomponenten in der zweiten Hälfte der 1990er Jahre auch in dem damaligen Trend der Tertiarisierung der Industrieproduktion liegt.

Die Entstehung zukunftsträchtiger Dienstleistungsbranchen (Telekommunikation; Informationstechnik) wie auch das starke Wachstum traditioneller Dienstleistungssektoren (Finanzdienstleistungsbranche) führten während der New-Economy-Boomphase gegen Ende der 1990er Jahre sowie zu Anfang der 2000er Jahre zu einem anhaltenden Wirtschaftsboom im Dienstleistungssektor.[83] Rein optisch lässt sich für die gesamtwirtschaftliche Konjunkturkomponente zu dieser Zeit ein etwas gedämpfterer Wirtschaftsaufschwung feststellen.

Mit Blick auf die Abbildung 5.7 lässt sich erkennen, dass der Konjunkturboom im unternehmensorientierten Dienstleistungssektor im dritten Quartal des Jahres 2001 und der gesamtwirtschaftliche Boom bereits zum ersten Quartal des selben Jahres abrupt endete. Zu den Ursachen des heftigen Konjunktureinbruchs, dem ein Kurssturz an den deutschen Aktienmärkten vorausging, zählen die teils illusorischen, nicht an die reale Wertschöpfungsbasis gekoppelten Erwartungen an die jungen Dienstleistungsbranchen (Welsch 2003, S. 365).

Der Konjunktureinbruch läutete eine lang anhaltende konjunkturelle Abschwungphase[84] ein, die für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich im ersten Quartal des Jahres 2005 und für die Gesamtwirtschaft erst im zweiten Quartal des selben Jahres ein Ende fand. Als besonders konjunkturempfindlich erwiesen sich in dieser Abschwungphase die einstigen New-Economy-Boombranchen Softwareentwicklung und Mediendienstleister, die ebenso wie

[83] Ausführliche Erläuterungen zur konjunkturellen Entwicklung einzelner Branchen während der New-Economy-Boomphase finden sich in Vieweg et al. (2005).

[84] Der kurzzeitige gesamtwirtschaftliche Konjunkturaufschwung zwischen dem vierten Quartal des Jahres 2003 und dem ersten Quartal des Jahres 2004 wurde hierbei nicht berücksichtigt.

die Finanzdienstleistungsbranche starke Umsatzrückgänge verzeichnen mussten (ifo Institut 2003, S. 28 ff.; Hild et al. 2002). Der gesamtwirtschaftliche Konjunkturabschwung fiel im Vergleich zum Dienstleistungssektor aufgrund der weitgehend stabilen Auslandsnachfrage nach deutschen Exportprodukten zunächst etwas gedämpfter aus (ifo Institut 2003, S. 18 f.).

Zu den Gründen für den während des Jahres 2005 einsetzenden Konjunkturaufschwung zählt neben dem kräftigen Anstieg bei der Auslandsnachfrage auch die deutlich erhöhte Inlandsnachfrage nach deutschen Produkten (Nerb 2006, S. 52 ff.; Kiessl 2006, S. 27 ff.). Als Startzeitpunkt für die durch die internationale Finanzkrise ausgelöste heftige Rezessionsphase wird für beide Reihen in der Abbildung 5.7 das zweite Quartal des Jahres 2008 ausgewiesen. Im unternehmensorientierten Dienstleistungssektor fiel der Konjunkturabschwung unter anderem dank der staatlichen Maßnahmen zur Bankenstabilisierung weniger stark als im Industriesektor aus (Nerb 2009, S. 41).

In der Industrie deutete sich bereits im vierten Quartal 2009 eine leichte Aufschwungphase an, die aufgrund des starken Anstiegs der Auslandsnachfrage nach deutschen Exportprodukten in einem kräftigen Konjunkturaufschwung im Jahr 2010 mündete (Karl und Vieweg 2010, S. 42). Im Unterschied hierzu begann der Konjunkturaufschwung im unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich erst zwei Quartale später und zeigte nicht zuletzt aufgrund der strengeren Regulierung im deutschen Bankensektor ein verhalteneres Aufschwungverhalten (Nerb 2011, S. 64).

Die beiden Konjunkturkomponenten weisen etwa ab dem Jahr 2012 asynchrone Konjunkturschwankungen von geringem Ausmaß auf. Einer der möglichen Gründe für die unterschiedlichen Konjunkturverläufe könnte in den demographisch bedingten Veränderungen in der Wirtschaftsstruktur (starkes Wachstum industrieferner Branchen wie dem Gesundheits- und Freizeitsektor) liegen (Nerb und Wojciechowski 2015, S. 57).

5.1.2 Jährliche Schätzung mit der kapitalstockorientierten SVR-Methode

5.1.2.1 Datengrundlage

Für die Schätzung des Produktionspotentials auf Basis der kapitalstockorientierten SVR-Methode werden Zeitreiheninformationen über die Bruttowertschöpfung Y_t und über den Kapitalstock K_t benötigt. Der Kapitalstock ist im Gegensatz zu der in der vierteljährlichen und in der jährlichen Frequenz vorliegenden Bruttowertschöpfung eine ökonomische Größe

mit ausschließlich jährlicher Periodizität.[85] Aufgrund dieser niederfrequenten Größe basiert die Potentialschätzung nach der kapitalstockorientierten SVR-Methode ausschließlich auf Jahresdaten aus dem Bereich der amtlichen Statistik (SVR 2003, S. 417).

Für die durchgeführte Schätzung der sekoralen Produktionspotentiale auf Basis der kapitalstockorientierten SVR-Methode wurden die VGR-Jahresdaten der preisbereinigten Bruttowertschöpfung und des preisbereinigten Bruttoanlagevermögens[86] auf der Ebene der Wirtschaftsbereiche zwischen den Jahren 1991 bis 2014 verwendet.

Die beiden Bereiche Wohnungsvermietung und Staat, die zu großen Teilen dem Dienstleistungssektor zugehörig und annahmegemäß durch eine permanente Vollauslastung[87] der Kapazitäten gekennzeichnet sind, werden bei den VGR-Ergebnissen auf der Ebene der Wirtschaftsbereiche nicht explizit ausgewiesen. Aus diesem Grund wurde mit den Wirtschaftsbereichen Grundstücks- und Wohnungswesen und Öffentliche Dienstleister, Erziehung, Gesundheit zwei Bereiche mit vergleichbaren Produktionsformen und Tätigkeiten[88] ausgewählt, für die im Folgenden eine Vollauslastung der Kapazitäten unterstellt wird.

Die sonstigen fünf Wirtschaftsbereiche des Dienstleistungssektors[89]

- Handel, Verkehr, Gastgewerbe,
- Information und Kommunikation,
- Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen,
- Unternehmensdienstleister,
- Sonstige Dienstleister.

wurden dem für die Potentialschätzung besonders relevanten unternehmensorientierten Dienstleistungssektor [90] zugerechnet.

---

85 Siehe die Fußnote [35] auf S. 19.

86 Das Bruttoanlagevermögen (Bestand am Jahresende) wird als Indikator für den Kapitalbestand verwendet (siehe hierzu Brümmerhoff und Lützel (1997, S. 54)). Der Kapitalbestand ergibt sich als arithmetisches Mittel des Bruttoanlagevermögens, welches am Beginn und am Ende eines Jahres gemessen wurde (a.a.O., S. 216).

87 Siehe die Erläuterungen auf S. 19.

88 Siehe StBA (2008b, S. 10, 51).

89 Siehe die Abgrenzung auf S. 49.

90 Die Bezeichnung des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors wurde auch im Zusammenhang mit dem HP-Filterverfahren aus Abschnitt 5.1.1 verwendet. Die in dem Abschnitt 5.1.1 getroffene sektorale Abgrenzung für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor war allerdings etwas weiter gefasst und umfasste zusätzlich den Bereich Grundstücks- und Wohnungswesen.

Für die einzelnen Wirtschaftsbereiche des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors wurde zur Bestimmung des Kapitalstocks K_t das jahresdurchschnittliche Bruttoanlagevermögen (Bestand am Jahresende) für die Jahre 1992 bis 2014 ermittelt. Die Datierung von ausgeprägten Konjunkturtiefpunkten für die berechnete Veränderungsrate der Bruttowertschöpfung R_t mit $R_t = (Y_t/Y_{t-1} - 1) \cdot 100$ erfolgte nach dem Ansatz von Bry und Boschan (BB).[91] Für die Durchführung des Datierungsalgorithmus wurde in der Programmierumgebung `R` die `BBQ`-Funktion aus der `BCDating`-Bibliothek von Einian verwendet.[92]

Die ermittelten konjunkturellen Wendepunkte dienten der anschließenden Datierung von abgeschlossenen Konjunkturzyklen. Ein Konjunkturzyklus umfasst dabei den Zeitraum zwischen zwei aufeinanderfolgenden konjunkturellen Tiefpunkten (SVR 2003, S. 415).[93] Im weiteren Verlauf dieses Abschnitts wird zur Beschreibung des abgeschlossenen Konjunkturzyklus auch der synonyme Ausdruck „Stützzeitraum“ verwendet.[94]

Eine Übersicht über die festgelegten Stützzeiträume für die fünf Wirtschaftsbereiche des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors bietet die Tabelle 5.1.

Wie die Tabelle zeigt, endet bei allen der fünf unternehmensorientierten Wirtschaftsbereiche ein Stützzeitraum mit einem konjunkturellen Tiefpunkt im Krisenjahr 2009. Innerhalb des Zeitraums der abgeschlossenen Konjunkturzyklen lässt sich für jeden der Bereiche in den Jahren 2002 oder 2003 ein konjunktureller Tiefpunkt feststellen. Für die Jahre zwischen 2010 bis 2014 konnte nur für einen der Bereiche ein weiterer ausgeprägter Tiefpunkt ermittelt werden. Die mit acht Jahren längste Dauer eines abgeschlossenen Konjunkturzyklus weist der Bereich Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen auf. Eine vergleichsweise kurze Zyklendauer von durchschnittlich fünf Jahren wurde für die beiden Bereiche Information und Kommunikation sowie Unternehmensdienstleister

[91] Bei diesem Ansatz handelt es sich um einen von Bry und Boschan (1971) entwickelten Datierungsalgorithmus für konjunkturelle Hoch- und Tiefpunkte. Das ursprünglich für Monatsdaten entwickelte Verfahren wurde von Harding und Pagan (2002) zur Analyse vierteljährlicher Werte erweitert (BBQ-Verfahren).

[92] Da die `BBQ`-Funktion nur die Eingabe von Monats- und Quartalsdaten ermöglicht, wurden die jährlichen Veränderungsraten der Bruttowertschöpfung zunächst wie vierteljährliche Zeitreihenobjekte behandelt. Bei der Anwendung der `BBQ`-Funktion wurden die Standardeinstellungen für vierteljährliche Zeitreihen (Nichtberücksichtigung von Zyklen mit einer Dauer von weniger als fünf Quartalen und von Konjunkturphasen mit einer Dauer von weniger als zwei Quartalen) auf die zu wählenden Einstellungen für Jahresdaten geändert. Diese sind u.a. auf der Homepage von James Engel (`http://www.ncer.edu.au/resources/data-and-code.php`), dem Autor vergleichbarer Funktionen für GAUSS und MATLAB, zu finden.

[93] Für den Konjunkturzyklus existiert in der Praxis keine einheitliche Begriffsdefinition (siehe z.B. Abberger und Nierhaus (2008a, S. 18)).

[94] Vgl. hierzu SVR (2003, S. 414 f.).

Tabelle 5.1: Abgeschlossene Konjunkturzyklen für die Teilsektoren des unternehmensorientierten Dienstleistungsbereichs

	Rückrechnung	Zyklus I	Zyklus II	Zyklus III	Fortschreibung
HVG[1]	1992 - 1996	1996 - 2002	2002 - 2009	2009 - 2013	2013 - 2014
IuK[2]	1992 - 1994	1994 - 1999	1999 - 2003	2003 - 2009	2009 - 2014
FuV[3]	1992 - 1995	1995 - 2003	2003 - 2009	X	2009 - 2014
UDL[4]	1992 - 1994	1994 - 1997	1997 - 2003	2003 - 2009	2009 - 2014
SDL[5]	1992 - 1993	1993 - 1997	1997 - 2002	2002 - 2009	2009 - 2014

Es wurden die jährlichen Veränderungsraten der Bruttowertschöpfung für die unternehmensorientierten Wirtschaftsbereiche des Dienstleistungssektors zwischen den Jahren 1991 bis 2014 verwendet. X: Es wurde kein weiterer abgeschlossener Konjunkturzyklus festgestellt. Rückrechnung/Fortschreibung: Perioden am Anfang und am Ende des Betrachtungszeitraums, die nicht innerhalb eines abgeschlossenen Konjunkturzyklus liegen. [1] HVG: Handel, Verkehr, Gastgewerbe [2] IuK: Information und Kommunikation [3] FuV: Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen [4] UDL: Unternehmensdienstleister [5] SDL: Sonstige Dienstleister

gemessen.

Die Schätzergebnisse für das Produktionspotential nach der kapitalstockorientierten SVR-Methode werden für die fünf Wirtschaftsbereiche in sektoral disaggregierter Form in Abschnitt 5.1.2.2 präsentiert. Das finale Ergebnis für die Produktionspotentialschätzung auf der aggregierten Ebene des gesamten Dienstleistungsbereichs erfolgt in Abschnitt 5.1.2.3.

Bei der kapitalstockorientierten SVR-Methode ist in Betracht zu ziehen, dass Bruttoanlageinvestitionen in Bauten (Wohnbauten, Nichtwohnbauten) zu Erhöhungen des Kapitalstocks K_t führen. Im Gegensatz zu den Bruttoanlageinvestitionen in Ausrüstungen (Maschinen und Geräte einschl. militärischer Waffensysteme) lassen sich bei diesen Bauinvestitionen hingegen in der Regel kaum konjunkturell bedingte Schwankungen feststellen.[95] Um dieser empirischen Regelmäßigkeit ausreichend Rechnung zu tragen, wurde die Schätzung des Produktionspotentials auf der Basis von zwei unterschiedlichen Verfahrensvarianten durchgeführt. Während die erste Verfahrensvariante identisch mit der in Abschnitt 2.4.1 vorgestellten kapitalstockorientierten SVR-Methode ist, wurde bei der zweiten Variante statt des gesamten Bruttoanlagevermögens nur dessen Bestandteil des Ausrüstungsvermögens als Datengrundlage ausgewählt.

[95] Siehe hierzu die Ausführungen in Brümmerhoff und Grömling (2011, S. 163 f.).

5.1.2.2 Ergebnisse der sektoralen Vorausschätzung

Unter Beachtung der in Abschnitt 5.1.2.1 geführten Diskussion über die beiden Verfahrensvarianten werden in diesem Abschnitt die Ergebnisse der jährlichen Produktionspotentialschätzungen für die fünf unternehmensorientierten Bereiche des Dienstleistungssektors[96] vorgestellt. Die auf der Basis der traditionellen kapitalstockorientierten SVR-Methode geschätzten sektoralen Auslastungsgrade A_t (siehe Gleichung (2.10)) werden in diesem Abschnitt in grafischer Form dargestellt und diskutiert. Die analogen Abbildungen zu den Auslastungsgraden, die auf der Grundlage der in Abschnitt 5.1.2.1 erläuterten zweiten Modellvariante geschätzt wurden, finden sich im Anhang dieser Arbeit.

Für jeden der fünf Wirtschaftsbereiche wurden zunächst die trendmäßigen Kapitalproduktivitäten $\hat{k}_t$ für die festgelegten Stützzeiträume aus Tabelle 5.1 anhand von Gleichung (2.6) geschätzt. Für den Zeitraum vor und nach den jeweiligen Stützzeiträumen wurde die trendmäßige Veränderungsrate der Kapitalproduktivität jeweils zurückgerechnet bzw. fortgeschrieben.[97] Die trendmäßige Kapitalproduktivität bei Vollauslastung der Kapazitäten $k_t^\star$ und der sektorale Auslastungsgrad A_t wurden anhand der Gleichungen (2.7) und (2.10) bestimmt.

Die Ergebnisse der jährlichen sektoralen Produktionspotentialschätzung für die Bereiche Handel, Verkehr, Gastgewerbe und Information und Kommunikation, für die nachfolgend die Abkürzungen HVG und IuK verwendet werden, sind in der Abbildung 5.8 grafisch veranschaulicht. Die wichtigsten Erkenntnisse lassen sich wie folgt zusammenfassen:

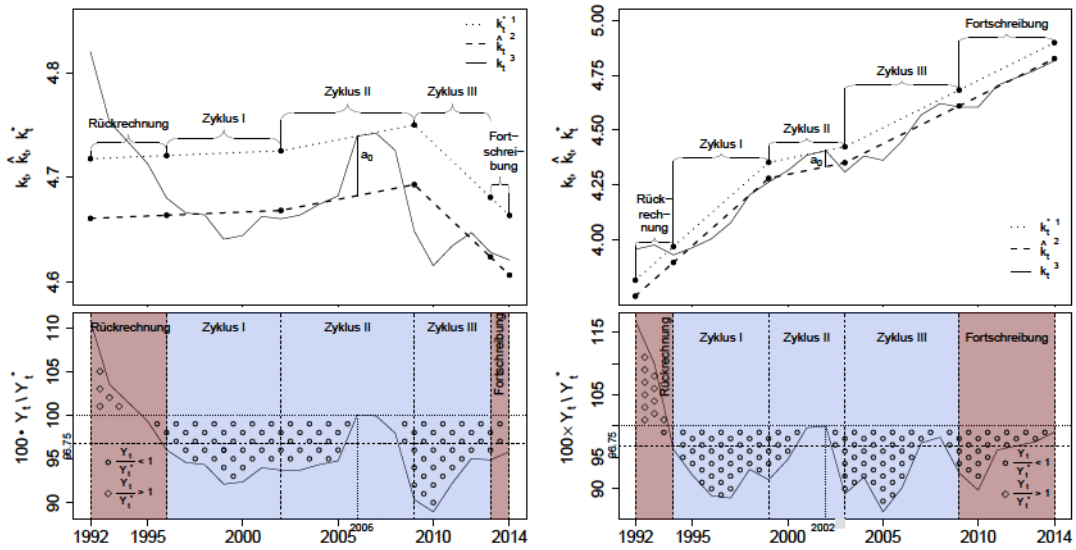
- Die Kapitalproduktivität des Bereichs HVG weist bis zum Krisenjahr 2009 niedrige Wachstumsraten mit positivem Vorzeichen und ab dem Jahr 2009 ein negatives Trendverhalten auf. Der Zeitpunkt der sektoralen Vollauslastung, bei dem die sektorale Bruttowertschöpfung Y_t dem technisch maximalen Produktionspotential $Y_t^\star$ entspricht, wird auf das Jahr 2006 datiert. Der durchschnittliche sektorale Auslastungsgrad des Bereichs HVG, der über den Zeitraum der drei Stützzeiträume gemessen wurde, liegt bei $94,69\%$.[98] Er ist damit im Vergleich zum gesamtwirtschaftlichen Auslastungsgrad, der näherungsweise bei $96,75\%$ liegt, geringfügig niedriger.[99] Insgesamt zeigt sich, dass

[96] Siehe hierzu die Auflistung auf S. 62.

[97] Dieses Vorgehen entspricht der gängigen Praxis des SVR bei der Produktionspotentialschätzung nach der kapitalstockorientierten Methode (siehe SVR (2003, S. 418)).

[98] An dieser Stelle sei daran erinnert, dass Überauslastungen innerhalb der gekennzeichneten Stützzeiträume konstruktionsbedingt ausgeschlossen sind.

[99] Der gesamtwirtschaftliche Auslastungsgrad ist in der Abbildung 5.8 durch eine gestrichelte Linie gekennzeichnet. Dieser liegt näherungsweise bei $96,75\%$ (Frenkel und John 2011, S. 135)



Die Teilgraphiken auf der linken (rechten) Seite beziehen sich auf den Bereich HVG (IuK). Kapitalproduktivität: Bruttowertschöpfung in Relation zum Kapitalstock. [1] potentielle, [2] trendmäßige und [3] tatsächliche Kapitalproduktivität. In der Abbildung sind die logarithmierten Werte dargestellt.

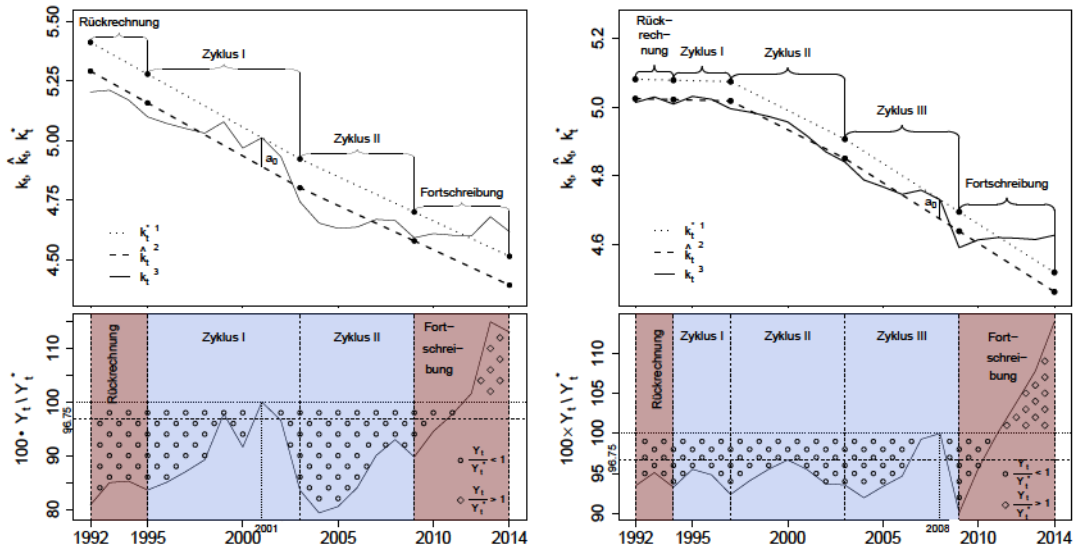
Abbildung 5.8: Potentielle Kapitalproduktivitäten und sektorale Auslastungsgrade nach der kapitalstockorientierten SVR-Methode für die Bereiche Handel, Verkehr, Gastgewerbe und Information und Kommunikation

die konjunkturelle Entwicklung des Bereichs HVG nur in Einzelfällen durch besonders kräftige Ausschläge gekennzeichnet ist.

- Die empirisch beobachtete Kapitalproduktivität für den Bereich IuK zeigt über alle Stützzeiträume ein positives Trendverhalten auf.[100] Im Vergleich zum Bereich HVG wird das technisch maximale Produktionspotential bereits im Jahr 2002 erreicht. Eine geringfügig größere Outputlücke als für den Bereich HVG lässt sich mit Blick auf den durchschnittlichen sektoralen Auslastungsgrad während der verbundenen Stützzeiträume erkennen. Dieser beträgt $92,93\%$. Im direkten Vergleich mit dem Bereich HVG weist der Bereich IuK eine etwas instabilere konjunkturelle Entwicklung, jedoch ein näherungsweise vergleichbares Ausmaß bei den Konjunkturschwankungen auf.

In der Abbildung 5.9 werden die Schätzergebnisse für die Wirtschaftsbereiche Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen und Unternehmensdienstleister, für die im Folgenden die Abkürzungen FuV und UDL genutzt werden,

[100] Eine ausführliche Diskussion über die Entwicklung der Kapitalproduktivität im Wirtschaftsbereich IuK findet sich in Ademmer et al. (2017, S. 99 ff.).

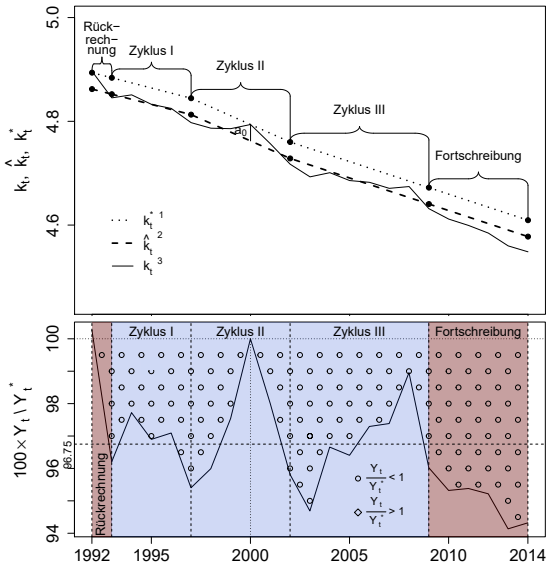


Die Teilgraphiken auf der linken (rechten) Seite beziehen sich auf den Bereich FuV (UDL). Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.8.

Abbildung 5.9: Potentielle Kapitalproduktivitäten und sektorale Auslastungsgrade nach der kapitalstockorientierten SVR-Methode für die Bereiche Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen und Unternehmensdienstleister

graphisch veranschaulicht. Die wichtigsten Erkenntnisse sind:

- Die empirisch beobachtete Kapitalproduktivität des Bereichs FuV weist über beide zusammenhängende Stützzeiträume einen stark negativen Trend auf. Eine Übereinstimmung zwischen der gemessenen Bruttowertschöpfung für diesen Bereich und dem geschätzten technisch maximalen Produktionspotential liegt im Jahr 2001 vor. Die Intensität der konjunkturellen Schwankungen dieses Bereichs ist im Vergleich zur Gesamtwirtschaft und den beiden bisher betrachteten Bereichen HVG und IuK deutlich erhöht. Die ausgeprägte Konjunkturempfindlichkeit dieses Bereichs lässt sich auch mit Blick auf den durchschnittlichen Auslastungsgrad über die Stützzeiträume $(88,60\%)$ erkennen.
- Seit dem Beginn des zweiten Stützzeitraums im Jahr 2007 weist die Kapitalproduktivität des Bereichs UDL negative Veränderungsraten auf. Der Zeitpunkt, zu dem eine sektorale Vollauslastung vorlag, war das Jahr 2008. Der durchschnittliche Auslastungsgrad dieses Bereichs über die drei verbundenen Stützzeiträume liegt bei $94,32\%$. Die Abhängigkeit der wirtschaftlichen Aktivität dieses Bereichs von konjunkturellen Schwankungen ist im Vergleich zum Bereich HVG damit in etwa vergleichbar stark ausgeprägt.



Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.8.

Abbildung 5.10: Potentielle Kapitalproduktivität und sektoraler Auslastungsgrad nach der kapitalstockorientierten SVR-Methode für den Bereich Sonstige Dienstleister

Die Ergebnisse der Potentialschätzung für den fünften Wirtschaftsbereich Sonstige Dienstleister, für den im weiteren Verlauf die Abkürzung SDL verwendet wird, werden in der Abbildung 5.10 graphisch veranschaulicht. Folgende Aspekte sind erwähnenswert:

- Die historische Kapitalproduktivität des Bereichs SDL weist über alle drei Stützzeiträume negative Veränderungsraten auf. Eine Vollauslastung der Kapazitäten dieses Bereichs wird im Jahr 2000 erreicht. Es lässt sich vermuten, dass der Bereich SDL aufgrund des vergleichsweise geringen Ausmaßes der Konjunkturschwankungen und seines geringen Anteils an der Bruttowertschöpfung[101] für die konjunkturelle Entwicklung des Dienstleistungssektors nur von untergeordneter Bedeutung ist.

Die Abbildungen A.8, A.9 und A.10 im Anhang dieser Arbeit stellen die Ergebnisse der sektoralen Vorausschätzung des Produktionspotentials nach der modifizierten kapitalstockorientierten Methode in graphischer Form dar. Auf eine Diskussion dieser dokumentierten Schätzergebnisse soll an dieser Stelle verzichtet werden. Im nachfolgenden Abschnitt 5.1.2.3 wird auf die Auswirkungen dieser Verfahrensvariante bei der aggregierten Produktionspotentialschätzung für den gesamten Dienstleistungssektor kurz eingegangen.

[101] Siehe hierzu die Tabelle A.2.

5.1.2.3 Ergebnisse der aggregierten Schätzung

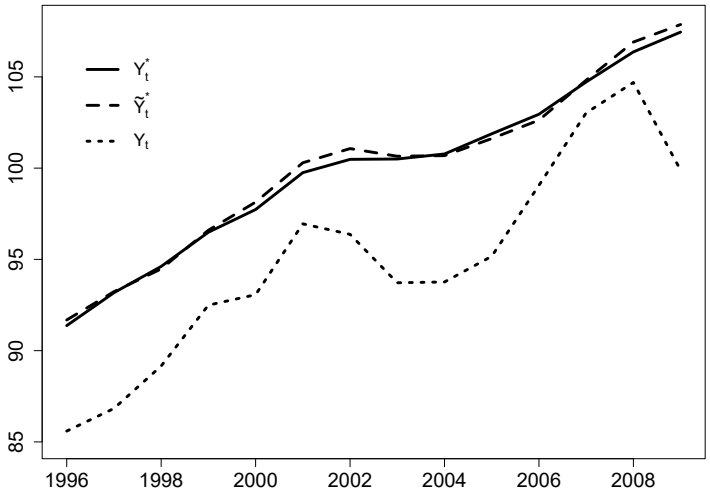
Für die Ermittlung des gesamtwirtschaftlichen Produktionspotentials werden bei der kapitalstockorientierten SVR-Methode die sektoralen Produktionspotentiale der unternehmensorientierten Sektoren (ohne die Bereiche Land- und Forstwirtschaft, Fischerei und Wohnungsvermietung) und die tatsächliche Bruttowertschöpfung der sonstigen Sektoren addiert (SVR 2003, S. 415).

Zur Bestimmung des Produktionspotentials des Dienstleistungssektors wurde in entsprechender Weise vorgegangen. Konkret bedeutet dies, dass die sektoralen Produktionspotentiale der fünf unternehmensorientierten Wirtschaftsbereiche aus Abschnitt 5.1.2.2 und die Bruttowertschöpfung der Bereiche Grundstücks- und Wohnungswesen und Öffentliche Dienstleister, Erziehung, Gesundheit zu einem Gesamtergebnis aufsummiert wurden. Die Berechnung für das aggregierte Produktionspotential erfolgte lediglich während des Zeitraums 1996 bis 2009, für den in jedem der fünf unternehmensorientierten Wirtschaftsbereiche produktivitätszyklengerecht festgelegte Stützzeiträume identifiziert wurden.[102] Für die Jahre 1992 bis 1995 und 2010 bis 2016 wäre hingegen das aggregierte Ergebnis aufgrund der durchgeführten Rückrechnungen bzw. Fortschreibungen möglicherweise verzerrt.

Die historische Entwicklung des Produktionspotentials für den Dienstleistungssektor im Betrachtungszeitraum 1996 bis 2009 wurde in der Abbildung 5.11 nachgezeichnet. Die beiden unterschiedlichen Kurven für die aggregierten Produktionspotentiale beziehen sich auf die beiden auf der Seite 64 in Abschnitt 5.1.2.1 erläuterten Verfahrensvarianten bei der Schätzung. Zur Visualisierung der Outputlücke wurde die tatsächliche preisbereinigte Bruttowertschöpfung des Dienstleistungssektors[103] ebenfalls in die Abbildung mitaufgenommen.

[102] Siehe hierzu die Tabelle 5.1.

[103] Die Ermittlung dieser synthetischen jährlichen Reihe erfolgte in Analogie zu der auf S. 51 erläuterten Vorgehensweise bei der Bestimmung der entsprechenden vierteljährlichen Reihe.



$Y_t^\star$: Aggregiertes Produktionspotential, das anhand der in Abschnitt 2.4.1 erläuterten kapitalstockorientierten SVR-Methode berechnet wurde. $\tilde{Y}_t^\star$: Aggregiertes Produktionspotential, das anhand der auf S. 64 erläuterten modifizierten kapitalstockorientierten SVR-Methode berechnet wurde. Y_t: Jährliche preisbereinigte Bruttowertschöpfung für den Dienstleistungssektor.

Abbildung 5.11: Produktionspotential des Dienstleistungssektors nach der kapitalstockorientierten SVR-Methode und nach der modifizierten kapitalstockorientierten SVR-Methode

Die auf Basis der kapitalstockorientierten SVR-Methode berechnete durchschnittliche jährliche Wachstumsrate des Produktionspotentials $Y_t^\star$ des Dienstleistungssektors beträgt $1,24\%$. Das unter Verwendung der modifizierten kapitalstockorientierten SVR-Methode berechnete Produktionspotential $\tilde{Y}_t^\star$ weist mit $1,25\%$ nur eine geringfügig größere durchschnittliche Wachstumsrate auf. Bei der visuellen Inspektion der Abbildung fällt auf, dass der Verlauf der Zeitreihe $Y_t^\star$ im Vergleich zu $\tilde{Y}_t^\star$ etwas glatter ist. Die Zeitreihe $\tilde{Y}_t^\star$ kann den konjunkturtypischen Verlauf des Dienstleistungssektors scheinbar etwas besser abbilden. Diese Schlussfolgerung ist allerdings vor dem Hintergrund des nur marginalen Unterschieds zwischen den beiden Zeitreihen zu sehen.

Erhebliche konjunkturelle Unterauslastungen lassen sich näherungsweise zwischen den Jahren 2003 und 2004 sowie im Rezessionsjahr 2009 feststellen.

5.2 Markov-Regimewechselmodelle

5.2.1 Datengrundlage

Für die nachfolgende Untersuchung wurden die vierteljährlichen preis- und saisonbereinigten Ergebnisse der sektoralen Bruttowertschöpfung (Q1 1991 bis Q4 2016) für das Bundesgebiet

verwendet. Die sektorale Konjunkturanalyse beschränkt sich auf zwei Analyseobjekte, nämlich auf den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor sowie auf den gesamtwirtschaftlichen Sektor. Die historischen Zeitreiheninformationen für die Gesamtwirtschaft wurden direkt aus GENESIS-Online, der Hauptdatenbank des StBA, entnommen und liegen in der Form eines saison- und kalenderbereinigten Kettenindex (2010 = 100) vor.

Zur Ermittlung der entsprechenden Informationen für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor wurden die saisonbereinigten verketteten Volumenangaben (in Mrd. €) der unternehmensorientierten Branchen des Dienstleistungssektors für alle Zeitpunkte des Betrachtungszeitraums summiert. Die resultierenden Ergebnisse dieses künstlichen Aggregats wurden unter Verwendung der `seasonal`-Funktion des gleichnamigen `R`-Pakets von Sax saisonbereinigt.

Für beide logarithmierten Reihen wurde anschließend eine Trendbereinigung unter Verwendung des HP-Filterverfahrens durchgeführt. Hierzu wurde für den Glättungsparameter der für Quartalsdaten übliche Wert von 1600 eingestellt. Die in den Konjunkturkomponenten enthaltenen hochfrequenten Irregularitäten wurden anschließend durch eine zusätzliche HP-Filterung ausgeschaltet. Die Trendbereinigungen erfolgten mittels der `hpfilter`-Funktion aus dem `mFilter`-Paket von Balcilar.

Die resultierenden Konjunkturkomponenten wurden anschließend auf Unit-Roots hin überprüft. Das hierfür ausgewählte Verfahren war die sequentielle Teststrategie von Dolado et al. (1990) in der weiterentwickelten Version von Küsters (2017, S.161 ff.). Zu einem Signifikanzniveau von 5% handelt es sich bei den beiden Konjunkturkomponenten um $\mathrm{I}(0)$-Prozesse ohne Drift sowie ohne Trend, so dass keine weitere Bereinigung der Reihen vorgenommen werden musste.

5.2.2 Spezifikationstests und Beurteilungskriterien für die Modellschätzung

Spezifikationstests (wie z.B. der Likelihood-Ratio-Test, der Lagrange-Multiplikator-Test und der Wald-Test), die häufig im Rahmen der ökonometrischen Modellbildung genutzt werden, wurden von Hamilton (1988) erstmalig auf Regimewechselmodelle angewandt. Zum damaligen Zeitpunkt wurde unterstellt, dass die Standardannahmen der asymptotischen Theorie (wie z.B. die Konsistenz und die asymptotische Normalverteilung des Maximum-Likelihood-(ML-)Schätzers) auch für Regime-Switching-Modelle erfüllt sind (Hamilton 1993, S. 249; Krolzig 1997, S. 125). Eine Übersicht über die Arbeiten, deren Ergebnisse die Standardannahmen der Gauss'schen Theorie für bestimmte Regime-Switching-Modelle rechtfertigen, findet sich in Krolzig (1997, S. 120 f.).

Unter den Standardannahmen der asymptotischen Theorie weisen die Spezifikationstests ihre typische asymptotische χ^2-Verteilung auf und können zur Überprüfung der gewählten Lag-Ordnung p und zur Überprüfung der Regimeabhängigkeit der Modellparameter herangezogen werden (Krolzig 1997, S. 127). Bei einem Modellvergleich von Regime-Switching-Modellen, die eine unterschiedliche Anzahl an Regimen aufweisen, kann hingegen bei der Überprüfung der Modellspezifikation nicht auf die übliche asymptotische Verteilung zurückgegriffen werden (Frühwirth-Schnatter 2006, S. 346 f.). In diesem Fall gelten die Modelle als nicht verschachtelt (engl.: non-nested). Eine Möglichkeit für den Modellvergleich bietet in diesem Fall die aufwendige Testprozedur von Hansen (1992), welche eine modellspezifische Berechnung der Teststatistik ermöglicht.

Ein für den Modellvergleich zwischen verschachtelten Regime-Switching-Modellen sehr häufig herangezogenes Testverfahren ist der Likelihood-Ratio-Test (siehe z.B. Hamilton (1988, S. 407) oder Krolzig (1997, S. 274)). Die Teststatistik des Likelihood-Ratio-Tests ist definiert durch

$$LR = 2\left(\ln f\left(\tilde{y}_T;\tilde{\delta}\right) - \ln f\left(\tilde{y}_T;\delta_r\right)\right), \tag{5.1}$$

wobei $\ln f\left(\tilde{y}_T;\tilde{\delta}\right)$ die Log-Likelihood-Funktion (siehe 3.12) des unrestringierten Modells, $\ln f\left(\tilde{y}_T;\delta\right)$ die Log-Likelihood-Funktion des restringierten Modells und r die Anzahl zusätzlicher Parameter im unrestringierten Modell darstellt. Bei einem Modellvergleich zwischen zwei Regime-Switching-Modellen vom Typ MSI(2)-AR(1) bzw. MSI(2)-AR(2) gilt beispielsweise $r = 1$ und für die entsprechende Nullhypothese $H_0: \ \phi_2 = 0$. Die Teststatistik LR weist unter der Nullhypothese näherungsweise eine χ^2-Verteilung mit r Freiheitsgraden auf. Zusätzliche Erläuterungen zum Likelihood-Ratio-Test sowie zu weiteren Spezifikationstests bei Regimewechselmodellen finden sich in Krolzig (1997, S. 137 ff.).

Bei der Analyse von Regime-Switching-Modellen kann im Rahmen der Modellselektion zusätzlich auch auf gängige Informationskriterien zurückgegriffen werden. Die Berechnungsformeln für das Gütekriterium AIC und für das Bayesianische Gütekriterium (BIC) für ein Regime-Switching-Modell sind beispielsweise in Frühwirth-Schnatter (2006, S. 346 f.) dargestellt.

Bei der Beurteilung eines geschätzten Regimewechselmodells wird häufig berücksichtigt, ob die endogen vorgenommene Regimeabgrenzung zu einer möglichst exakten oder zu einer eher unscharfen zeitlichen Datierung der Regime führt. Bei einer möglichst exakten Regimeklassifikation gilt, dass die Wahrscheinlichkeiten für die einzelnen Regime zu den meisten Zeitpunkten entweder Werte nahe bei Eins oder Werte bei Null aufweisen. Nehmen die geschätzten Regimewahrscheinlichkeiten hingegen Werte nahe bei $0,5$ an, so kann das

geschätzte Modell die einzelnen Regime nicht oder nur unscharf voneinander abgrenzen. Eine beliebtes Maß, welches Aufschluss über die Qualität der Regimeabgrenzung gibt, ist die von Ang und Bekaert (1998) vorgeschlagene RCM-(Regime Classification Measure-)Statistik. Für das 2-Zustands-Modell ist sie definiert durch

$$RCM = 400 \cdot \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \Pr\left(S_t = 1 \,|\tilde{y}_T\right) \left(1 - \Pr\left(S_t = 1 \,|\tilde{y}_T\right)\right), \tag{5.2}$$

wobei als Alternative zu den geglätteten Regimewahrscheinlichkeiten $\Pr\left(S_t = 1 \,|\tilde{y}_T\right)$ aus Abschnitt 3.4.2 auch die Filterwahrscheinlichkeiten $\Pr\left(S_t = 1 \,|\tilde{y}_t\right)$ aus Abschnitt 3.4.1 verwendet werden können (Ang und Bekaert 1998, S. 15). Die RCM-Statistik ist in der Weise konstruiert, dass ihr minimaler Wert von Null auf eine eine perfekte Regimeabgrenzung schließen lässt, während bei ihrem Höchstwert von 100 keine Regimeabgrenzung möglich ist.

Die verschiedenen Modellvarianten von Regime-Switching-Modellen weisen, wie auf Seite 36 bereits angemerkt, Unterschiede bei der Schätzung der Regimeübergangswahrscheinlichkeiten auf. Die Schätzung von unterschiedlichen Regimeübergängswahrscheinlichkeiten bringt Unterschiede bei der zu erwartenden Regimedauer und damit Unterschiede in der Asymmetrie der einzelnen Regime mit sich. Zur Berechnung der erwarteten Regimedauer H für das Regime 1 kann die folgende Formel verwendet werden (siehe Krolzig und Lütkepohl (1995, S. 181)):

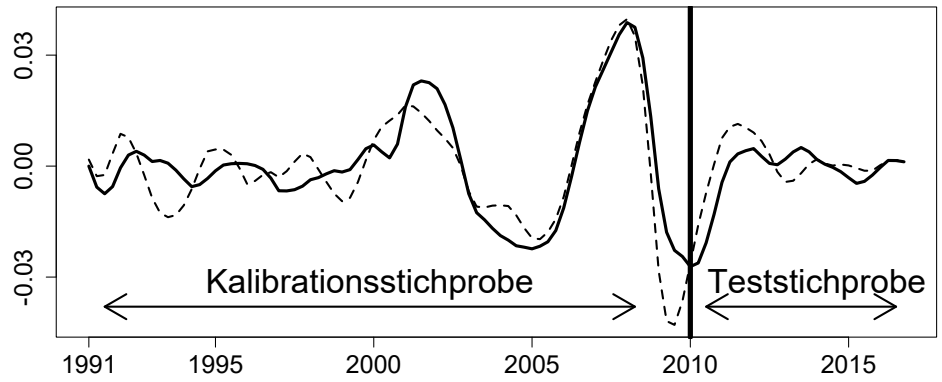
$$E\left(H \,|S_t = 1\right) = \frac{1}{\sum_{i=1}^{\infty} \pi_{11}^h} \sum_{i=1}^{\infty} \pi_{11}^h i = \frac{1}{1 - \pi_{11}}. \tag{5.3}$$

Die erwartete durchschnittliche Dauer H für das Regime 2 beträgt entsprechend $E\left(H \,|S_t = 0\right) = \frac{1}{1-\pi_{22}}$.

5.2.3 Beurteilungskriterien für die Prognosegüte

Zur Erstellung von Quartalsprognosen mit Regime-Switching-Modellen wurden die vorhandenen Beobachtungen zunächst in eine Kalibrationsstichprobe (Q1 1991 bis Q4 2009) und in eine Teststichprobe (Q1 2010 bis Q4 2016) aufgeteilt. Die Teststichprobe weist mit ihren 28 Beobachtungen etwa die $0,35$-fache Dauer der Kalibrationsstichprobe (76 Beobachtungen) auf. Der Wert dieses Quotienten ist damit größer als der für out-of-sample-Prognosen von Hyndman und Athanasopoulos (2013b, Abschnitt 2.5) empfohlene Richtwert von $0,20$. Die zeitliche Einteilung der Teststichprobe basiert auf der Überlegung, dass zur Beurteilung der Qualität der geschätzten Modelle zumindest eine ausgeprägte Konjunkturphase vorliegen sollte. Der Beginn der Teststichprobe befindet sich, wie die Abbildung 5.12 zeigt, unmittelbar

vor dem kräftigen Konjunkturaufschwung im Jahr 2010.



Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor (—) und für die Gesamtwirtschaft (- - -). Die Kalibrationsstichprobe umfasst die Beobachtungen im Zeitraum Q1 1991 bis Q4 2009.

Abbildung 5.12: Einteilung in Kalibrationsstichprobe und Teststichprobe: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich

Der ausgewählte Prognosehorizont bei der Generierung der out-of-sample-Prognosen beträgt ein Quartal. Die Beurteilung der Prognosegüte der geschätzten Regime-Switching-Modelle basiert deshalb auf 28 einzelnen out-of-sample Prognosen.

Bei der Durchführung der schrittweisen Quartalsprognosen wurde eine Neuschätzung der Modellparameter generell nicht vorgenommen. Praktisch bedeutet dies, dass die Prognose für die Konjunkturkomponente für das erste Quartal 2012 zwar mit Hilfe der prognostizierten Wahrscheinlichkeiten für die einzelnen Regime des genannten Quartals sowie unter Verwendung der Beobachtungen bis einschließlich des vierten Quartals 2011 generiert wird. Allerdings basieren die für die Generierung der Einschrittprognosen benötigten Parameter auf Modellen, für deren Schätzungen lediglich die Beobachtungen der Kalibrationsstichprobe genutzt wurden. In der Literatur wird auf eine sukzessive Modellneuschätzung bei out-of-sample Prognosen mit Regime-Switching-Modellen u.a. aufgrund der erhöhten Rechenintensität häufig verzichtet (Engel 1994, Krolzig 1997, Ang und Bekaert 1998 und Ahrens 2000).

Die Beurteilung der Qualität der generierten Quartalsprognosen erfolgt anhand von zwei ausgewählten quantitativen Prognosefehlermaßen, nämlich dem mittleren absoluten Prognosefehler (MAE) sowie der Wurzel der mittleren Fehlerquadratsumme (RMSE). Nach Rinne (1997, S. 321 ff.) zählen beide Kriterien zu den klassischen Prognosefehlermaßen, welche ausnahmlos auf Basis der ermittelten Prognosefehler (Differenz zwischen den prognostizierten und den tatsächlich realisierten Werten) berechnet werden.

Zur Ermittlung des Gütekriteriums MAE wird der Durchschnittswert der absoluten Prognosefehler $|e_{t+h}| = |\hat{y}_{t+h} - y_{t+h}|$, also

$$\mathrm{MAE} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} |e_{t+h}| \tag{5.4}$$

berechnet. Hierbei stellt h den Prognosehorizont, T die Anzahl der erzeugten h-Schrittprognosen, $\hat{y}_{t+h}$ den in t prognostizierten Wert mit Horizont h und y_{t+h} den tatsächlich in $t+h$ realisierten Wert dar. Die Verwendung des MAE als Gütekriterium bei Prognosen eignet sich dann, wenn zwischen dem Absolutwert des Prognosefehlers und den erwarteten Kosten, die aufgrund des Prognosefehlers entstehen, ein näherungsweise linearer Zusammenhang besteht.

Der RMSE sollte hingegen dann bei der Wahl eines geeigneten Gütekriteriums bevorzugt werden, falls die aufgrund einer fehlerhaften Vorhersage zu erwarteten Kosten mit zunehmendem Absolutwert des Prognosefehlers überproportional ansteigen:

$$\mathrm{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} (e_{t+h})^2}. \tag{5.5}$$

Alle Prognosevorgänge wurden in der Programmierumgebung `R` durchgeführt und umfassten jeweils die in Abschnitt 3.5 erläuterten Prognoseschritte.

Zunächst wurden die Wahrscheinlichkeiten des Regimes 1 für das entsprechende Folgequartal $\Pr(S_{t+1} = 1 \,|\tilde{y}_t)$ für alle Zeitpunkte der Teststichprobe ermittelt. Diese Einschrittprognosen über das unbeobachtete Regime basieren auf dem in Gleichung (3.38) dargestellten Zusammenhang zwischen der unbedingten Regimewahrscheinlichkeit $\Pr(S_t = 1)$ (siehe (3.8)), der Regimewahrscheinlichkeit $\Pr(S_t = 1 \,|\tilde{y}_t)$ (siehe 3.26) und deren Vorhersage für das nächste Quartal $\Pr(S_{t+1} = 1 \,|\tilde{y}_t)$ (siehe 3.38).

Bei dem Term $\Pr(S_t = 1 \,|\tilde{y}_t)$ handelt es sich per Definition um die Wahrscheinlichkeit, mit der sich der Prozess in der Periode t im Konjunkturregime 1 befindet, wobei die Berechnung dieser Wahrscheinlichkeit auf der Basis der Informationsmenge $\tilde{y}_t$ sowie auf der Grundlage eines gegebenen, bei der formalen Darstellung nicht explizit berücksichtigten Parametervektors erfolgt. Um eine sukzessive und rechenintensive Modellneuschätzung zu vermeiden, wurde die für die Inferenz von $\Pr(S_t = 1 \,|\tilde{y}_t)$ verwendete interne Funktion `msmFilter` des Pakets `MSwM` leicht modifiziert. So wurden für die Inferenz zwar die bis zum Zeitpunkt t verfügbaren Beobachtungen, aber die geschätzten Parameter des jeweiligen Modells der Kalibrationsstichprobe genutzt.

Im zweiten Schritt wurden die vom Regimepfad abhängigen Erwartungswerte der Zeitreihe

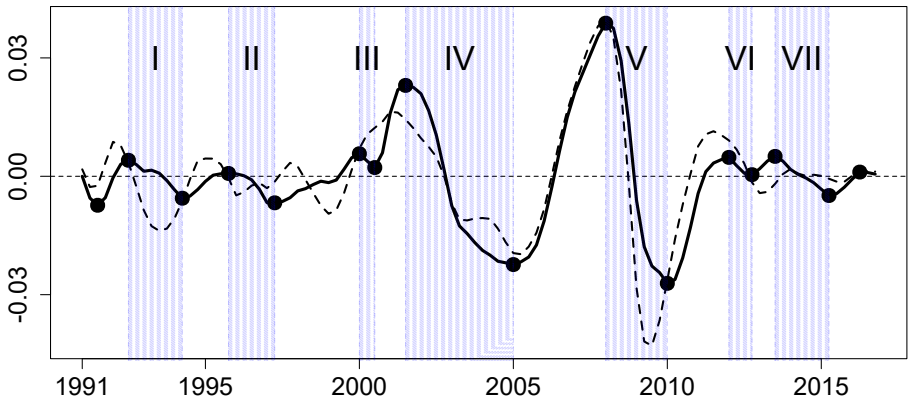
für das jeweilige Folgequartal prognostiziert. Hierzu wurden zunächst separate lineare AR-Modelle für die einzelnen Regime in der Kalibrationsstichprobe geschätzt. Die mit Hilfe der `Arima`-Funktion aus der `forecast`-Bibliothek von Hyndman durchgeführte Schätzung erfolgte unter der Bedingung, dass alle vom Regimepfad abhängigen Modellparameter die entsprechenden Werte aus der Schätzung des Regimewechselmodells annehmen. Mit den geschätzten Modellen wurden anschließend vom Regimepfad abhängige Quartalsprognosen generiert.

Im dritten und letzten Schritt wurden die prognostizierten Werte für die einzelnen Regime mit den prognostizierten Regimewahrscheinlichkeiten multipliziert. Für die statistische Beurteilung der Prognosegüte anhand der Kriterien MAE und RMSE wurden die R-Funktion `mae` sowie `rmse` aus der `Metrics`-Bibliothek von Hamner et al. genutzt.

5.2.4 Klassische Konjunkturzyklendatierung

Zur Qualitätsbeurteilung der Regimeabgrenzung, die bei Markov-Switching-Modellen modellendogen erfolgt, wird oftmals eine auf nicht-parametrischen Verfahren basierende Konjunkturzyklendatierung (klassische Konjunkturzyklendatierung) eingesetzt. In dieser Untersuchung wurden zunächst die Wendepunkte der Konjunkturkomponenten mit Hilfe des BBQ-Verfahrens von Harding und Pagan (2002) bestimmt.

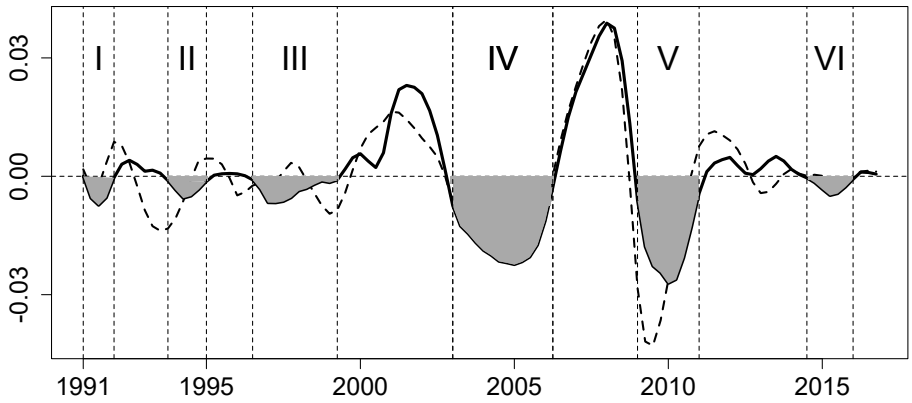
Zur Festlegung der Abschwungphasen wurden die Zeitspannen zwischen einem oberen Wendepunkt und dem darauf folgenden unteren Wendepunkt berechnet. Diese Art der Datierung von Konjunkturzyklen entspricht dem üblichen Vorgehen des ifo Instituts bei der Konjunkturanalyse (siehe beispielsweise Abberger und Nierhaus (2007)). Die Abschwungphasen für die Konjunkturkomponente des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors sind in der Abbildung 5.13 dargestellt. Insgesamt lassen sich für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor sieben abgeschlossene Abschwungphasen mit einer durchschnittlichen Länge von 6,7 Quartalen feststellen. Die acht Aufschwungphasen decken die Zeitspannen zwischen den unteren und den nachfolgenden oberen Wendepunkten ab und weisen eine durchschnittliche Dauer von 6,5 Quartalen auf. Die vergleichbare Durchschnittsdauer der Auf- und Abschwungphasen ist auf die Funktionsweise des HP-Filterverfahrens zurückzuführen. Stark asymmetrische oder relativ unregelmäßige konjunkturelle Schwankungen sind beim HP-Filter (wie auch bei vergleichbaren statistischen Filterverfahren) konstruktionsbedingt ausgeschlossen (SVR 2004, S. 413).



Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor (—) und für die Gesamtwirtschaft (- - -). Die abgebildeten Wendepunkte und Konjunkturphasen beziehen sich auf den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor.

Abbildung 5.13: Datierung der Abschwungphasen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich

Ein unterschiedlicher Ansatz bei der Datierung konjunktureller Zyklen wird von Schirwitz et al. (2009, S. 25 f.) und von Schlittgen (2015, S. 242) verfolgt. Ein eigenständiger Konjunkturzyklus beinhaltet nach ihrer Sichtweise jene Perioden, in denen die aktuelle Wirtschaftsleistung unterhalb (oberhalb) ihres Potentialwerts liegt (Schirwitz et al. 2009, S. 25 f.). Überträgt man diesen Ansatz auf die betrachtete Konjunkturkomponente, so lässt sich ein eigenständiger Konjunkturzyklus durch die konsekutiven Perioden mit negativen (positiven) Zeitreihenwerten festlegen. Zur Beschreibung dieser Konjunkturzyklen werden im Folgenden die Begriffe Voll- bzw. Unterauslastungsphase verwendet. Die Phasen der Unterauslastung für die Konjunkturkomponente des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors sind in Abbildung 5.14 dargestellt. Bei der Betrachtung ist auffallend, dass längere Phasen der Unter- bzw. der Vollauslastung (durchschnittliche Dauer von 7,8 bzw. 10,6 Quartalen) nur selten auftreten. Die geringste Kapazitätsauslastung wird im ersten Quartal 2010, die höchste Kapazitätsauslastung im ersten Quartal 2008 erzielt.



Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor (—) und für die Gesamtwirtschaft (- - -). Die abgebildeten Konjunkturphasen beziehen sich auf den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor.

Abbildung 5.14: Datierung der Unterauslastungsphasen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich

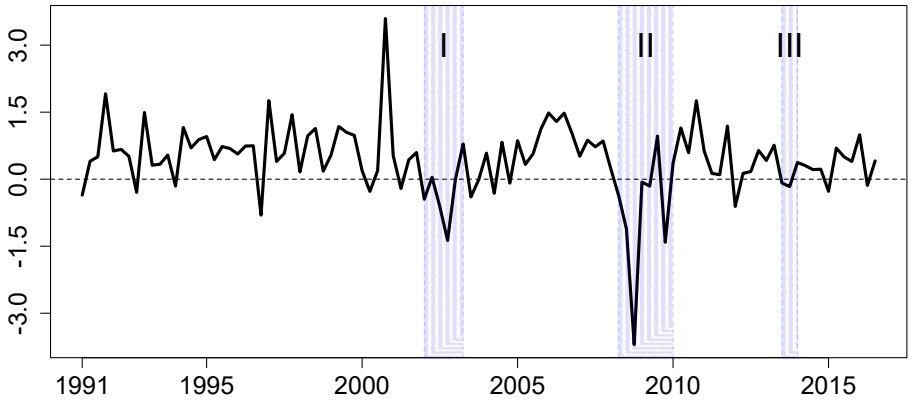
Vergleicht man diese geschätzten Werte mit den entsprechenden Ergebnissen für die gesamtwirtschaftliche Konjunkturkomponente, so lässt sich ebenfalls eine deutliche Spitze bei der Kapazitätsauslastung im ersten Quartal 2008 feststellen. Die geringste gesamtwirtschaftliche Auslastung im Betrachtungszeitraum wird allerdings bereits im dritten Quartal 2009 und damit zwei Quartale früher als für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor diagnostiziert. Darüberhinaus ist auffallend, dass mit Ausnahme des New Economy-Booms in den späten 1990er Jahren und dem darauffolgenden Platzen der Dotcom-Blase die Schwankungen im gesamtwirtschaftlichen Auslastungsgrad tendenziell kräftiger ausfallen. Die durchschnittliche Dauer der gesamtwirtschaftlichen Unter- bzw. Überauslastungsphasen ist mit 6,3 bzw. 6,4 Quartalen vergleichsweise kurz.

Eine weitere Möglichkeit zur Datierung von Konjunkturzyklen besteht darin, dass zunächst konjunkturelle Wendepunkte für die absoluten Niveauwerte der entsprechenden Produktionsreihen ermittelt werden (siehe hierzu z.B Abberger und Nierhaus (2007, S. 26)). Die Zeitspannen zwischen den identifizierten Hoch- und Tiefpunkten werden anschließend für die zeitliche Festlegung der Aufschwung- bzw. der Abschwungphasen genutzt.

In der vorliegenden Untersuchung wurden die ausgeprägten konjunkturellen Wendepunkte für die Wertschöpfung des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors mit Hilfe des BBQ-Verfahrens identifiziert. Die ermittelten Abschwungphasen sind in der Abbildung 5.15 zusammen mit der Reihe der vierteljährlichen Wachstumsrate der Wertschöpfung dargestellt. Diese Darstellungsform wird beispielsweise von Krolzig (1997, S. 221) im Rahmen der klassischen Konjunkturzyklendatierung bevorzugt. In der Abbildung fällt besonders auf, dass die

datierten Konjunkturphasen in vergleichsweise geringer Zahl auftreten und eine starke Asynchronität bei der Phasendauer aufweisen. Die durchschnittliche Dauer der Abschwungphasen (4,7 Quartale) ist deutlich geringer als die Durchschnittsdauer der Aufschwungphasen (17 Quartale).

Die in der Abbildung 5.15 festgestellte Abschwungphase II, die die globale Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009 umfasst, befindet sich im Zeitraum Q1 2008 bis Q1 2010. Der Endzeitpunkt dieser Abschwungphase ist identisch mit dem in Abbildung 5.14 dargestellten Zeitpunkt des geringsten Auslastungsgrades (siehe Unterauslastungsphase V). Die Zeiträume von allen drei in der Abbildung 5.15 enthaltenen Abschwungphasen sind vollumfänglich in den Abschwungphasen der Abbildung 5.13 enthalten.



Vierteljährliche Wachstumsraten der Bruttowertschöpfung für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor. Für die Datierung der abgebildeten Konjunkturphasen wurden die Wendepunkte für die absoluten Niveauwerte der Bruttowertschöpfung verwendet.

Abbildung 5.15: Datierung der Abschwungphasen: Vierteljährliche Wachstumsraten der Bruttowertschöpfung für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich

5.2.5 Konjunkturzyklendatierung mit Hilfe einer Konjunkturuhr

In den vergangenen Jahren erfolgte die Abbildung der konjunkturstatistischen Entwicklung in Deutschland zunehmend unter Verwendung von modernen graphischen Monitorsystemen (Döhrn 2014, S. 50 f.). Eine populäre Visualisierungstechnik dieser Art ist - neben der in den Abschnitten 5.2.8 - 5.2.10 vorgestellten Konjunkturampel - die sogenannte Konjunkturuhr. Diese Darstellungsform wird beispielsweise vom StBA im Rahmen ihres „Konjunkturmoni-

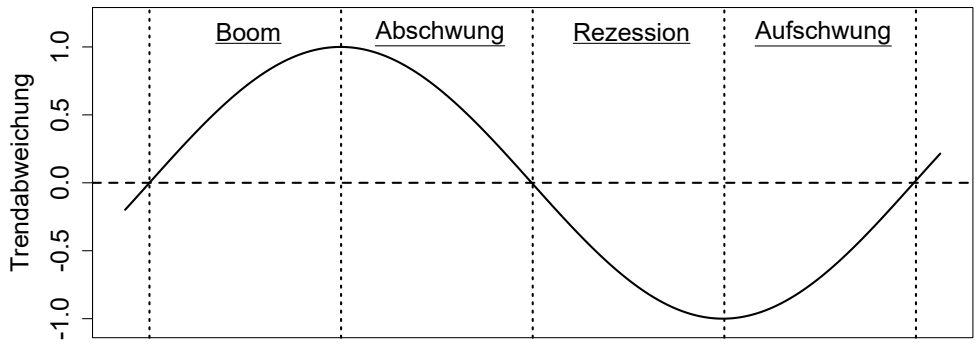
tors“[104] für das vierteljährliche BIP und für ausgewählte Konjunkturindikatoren verwendet. Ein weiteres prominentes Anwendungsbeispiel dieser Visualisierungstechnik ist die sogenannte „ifo Konjunkturuhr“, die vom ifo Institut für Wirtschaftsforschung auf der Grundlage von monatlichen Unternehmensbefragungen für das Verarbeitende Gewerbe erstellt wird (Abberger und Nierhaus 2008b; 2010a). Im Folgenden werden zunächst die theoretischen Überlegungen, die hinter dem Konzept der Konjunkturuhr stehen, vorgestellt. Anschließend wird die Bruttowertschöpfung des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors in Form einer Konjunkturuhr dargestellt und mit der Konjunkturuhr für die Gesamtwirtschaft verglichen.

Eine Konjunkturuhr dient dazu, die konjunkturelle Dynamik der zyklischen Komponente einer konjunkturrelevanten Zeitreihe in einem Vier-Quadrantenschema abzubilden. Die Bestimmung der zyklischen Komponente erfolgt üblichwerweise mit Hilfe des HP-Filterverfahrens (Oltmanns 2009, S. 965). Jeder Quadrant repräsentiert einen der vier nachfolgend vorgestellten idealtypischen Konjunkturphasen, die im Uhrzeigersinn durchlaufen werden. Die Erläuterungen der Konjunkturphasen sind an die Ausführungen in Döhrn (2014, S. 50) und Oltmanns (2009, S. 965) angelehnt.

1. Boom: Die zyklische Komponente weist einen positiven Wert und eine positive Vorquartalsänderungsrate auf. Die Boomphase repräsentiert eine Konjunkturphase mit einem überdurchschnittlichen Auslastungsgrad, der noch weiter zunimmt.
2. Abschwung: Die zyklische Komponente weist einen positiven Wert und eine negative Vorquartalsänderungsrate auf. Das wirtschaftliche Aktivitätsniveau ist in dieser Phase per Saldo zwar noch überdurchschnittlich hoch, schwächt sich allerdings im Zeitverlauf ab.
3. Rezession: Die zyklische Komponente weist einen negativen Wert und eine negative Vorquartalsänderungsrate auf. Die wirtschaftliche Auslastung der Kapazitäten ist in dieser Phase bereits unterdurchschnittlich und verringert sich weiterhin.
4. Aufschwung: Die zyklische Komponente weist einen negativen Wert und eine positive Vorquartalsänderungsrate auf. In der Aufschwungphase nähern sich die Kapazitäten wieder der Normalauslastung an.

An dieser Stelle sei darauf hingewiesen, dass in der wissenschaftlichen Praxis keine einheitliche Bezeichnung der einzelnen Konjunkturphasen beim Vier-Phasenschema existiert. Haberler (1994) verwendet die Begrifflichkeiten Prosperitätsphase, Depressionsphase, oberer

[104] Siehe `https://service.destatis.de/KoMo/Konjunkturmonitor_2010.svg`. Erläuterungen zum „Konjunkturmonitor“ des StBA finden sich in Oltmanns (2009).



Die dargestellte Zeitreihe ist fiktiver Art.

Abbildung 5.16: Schematische Konjunkturzyklendatierung: Konjunkturkomponente einer konjunkturrelevanten Zeitreihe

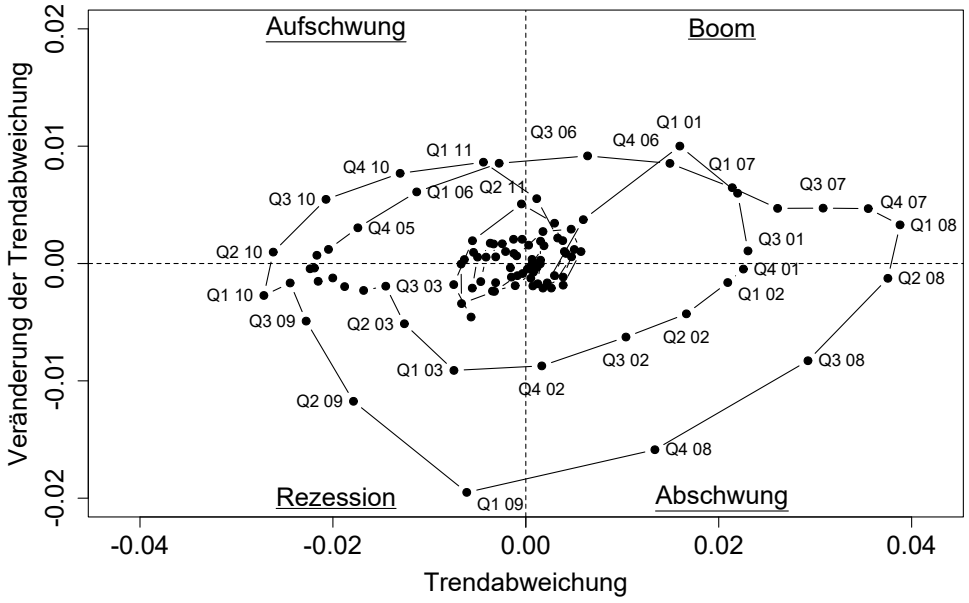
Wendepunkt und unterer Wendepunkt.

Die idealtypische Konjunkturzyklendatierung beim Vier-Phasenschema wird in der Abbildung 5.16 mit Hilfe der zyklischen Komponente (der Trendabweichung) einer Reihe veranschaulicht. Für die Darstellung in der Form einer Konjunkturuhr transformiert man die Darstellung in 5.16 in ein Vier-Quadrantenschema. Dies geschieht, indem auf der Ordinate (der Abszisse) dieses Diagramms die Quartalsveränderung der zyklischen Komponente (die zyklische Komponente) abgetragen wird. Im linken oberen Quadranten sind alle Wertepaare enthalten, die sich der Aufschwungphase nach der obigen Definition zuordnen lassen. Die Konjunkturphasen Boom, Abschwung und Rezession folgen im Uhrzeigersinn.

Die Konjunkturuhr für die Bruttowertschöpfung des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors[105] für den Zeitraum Q1 1991 bis Q4 2016 ist in der Abbildung 5.17 dargestellt.

Auffallend ist, dass die Wertepaare für den Zeitraum Q2 1991 bis Q4 2004 sowie für den Zeitraum Q3 2011 bis Q4 2016 in der Mitte des Diagramms liegen und sich nicht eindeutig einer der vier Konjunkturphasen zuordnen lassen. Während des Zeitraums Q1 2001 bis Q2 2006 und während des Zeitraums Q3 2006 bis Q1 2011 durchläuft der unternehmensorientierte Dienstleistungssektor (beginnend mit der Boomphase) alle vier Phasen des Konjunkturzyklus. Für die beiden abgeschlossenen Konjunkturzyklen weist die Konjunkturuhr bis zu einem gewissen Grad ihren idealtypischen kreisförmigen Verlauf auf.

[105] Siehe Abschnitt 5.2.1 für Erläuterungen zur Datengrundlage und zur Ermittlung der zyklischen Komponente.



Diese Abbildung wurde auf der Basis der in Abschnitt 5.2.1 vorgestellten Datengrundlage angefertigt. Die Wertepaare für den Zeitraum Q1 2001 bis Q2 2011 sind - mit Ausnahme der Perioden Q2 2001, Q2 2006, Q4 2009 sowie Q4 2002 bis Q3 2005 - mit einem Zeitstempel versehen. Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurde die Kennzeichnung für den restlichen Betrachtungszeitraum nicht vorgenommen.

Abbildung 5.17: Konjunkturuhr: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich für den Zeitraum vom zweiten Quartal des Jahres 1991 bis zum vierten Quartal des Jahres 2016

Die Dauer des Konjunkturzyklus für den Zeitraum Q1 2001 bis Q2 2006 beträgt 22 Quartale, wobei die Phasendauer für die Boomphase lediglich drei Quartale, die Phasendauer für die Abschwung- und die Aufschwungphase jeweils fünf Quartale und die Phasendauer für die Rezessionsphase sogar neun Quartale beträgt. Der Konjunkturzyklus für den Zeitraum Q3 2006 bis Q1 2011 weist mit 19 Quartalen zwar eine im Vergleich etwas kürzere Dauer, jedoch besonders in der Abschwung- und in der Rezessionsphase deutlich stärkere Konjunkturschwankungen auf. Die Dauer für die einzelnen Konjunkturphasen dieses Zyklus beträgt sieben Quartale (Boomphase), drei Quartale (Abschwungphase), fünf Quartale (Rezessionsphase) sowie vier Quartale (Aufschwungphase). Besonders starke positive bzw. negative Abweichungen von der Normalauslastung lassen sich für das erste Quartal des Boomjahres 2008 sowie in geringerem Ausmaß für das erste Quartal des Jahres 2010 feststellen. Besonders starke positive bzw. negative Konjunkturausschläge lassen sich für das erste Quartal des Jahres 2001 und in stärkerem Ausmaß für das erste Quartal des Rezessionsjahres 2009 erkennen.

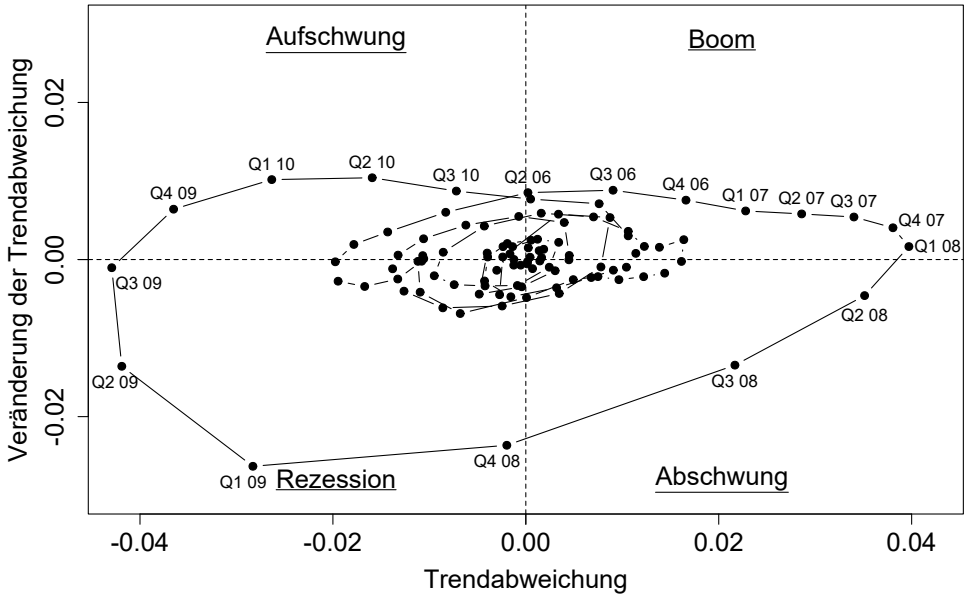
Die Konjunkturuhr für die gesamtwirtschaftliche Bruttowertschöpfung[106] ist in der Abbildung 5.18 dargestellt. Im Vergleich zum unternehmensorientierten Dienstleistungssektor lässt sich (beginnend mit der Boomphase) nur ein einziger abgeschlossener Konjunkturzyklus feststellen, der eine ovalförmige Gestalt aufweist. Der abgeschlossene Konjunkturzyklus umfasst den Zeitraum Q2 2006 bis Q3 2010 und somit 18 Quartale. Im Einklang mit dem zweiten abgeschlossenen Konjunkturzyklus des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors können auch für die gesamtwirtschaftliche Konjunkturuhr deutliche Unterschiede zwischen den Konjunkturphasen oberhalb und unterhalb der Abszisse festgestellt werden.

Zwei zeitlich aufeinanderfolgende Wertepaare, die entweder der Aufschwungphase- oder der Boomphase zugeordnet sind, weisen tendenziell nur geringe Unterschiede bei den x-Werten und einen vergleichbaren y-Wert mit positivem Vorzeichen auf. Demgegenüber lassen sich für zwei zeitlich aufeinanderfolgende Wertepaare, die entweder der Rezessions- oder der Abschwungphase zugeordnet sind, tendenziell recht deutliche Unterschiede bei den x-Werten und stark variierende y-Werte mit negativem Vorzeichen ausmachen. Hieraus kann geschlussfolgert werden, dass die besonders starken Konjunkturausschläge während des Zeitraums Q2 2006 bis Q3 2010 in den beiden Konjunkturphasen auftraten, welche durch einen Rückgang des wirtschaftlichen Aktivitätsniveaus gekennzeichnet sind. Die Phasendauer der Aufschwung- und der Boomphase für den abgeschlossenen Konjunkturzyklus beträgt vier bzw. acht Quartale. Ihre gemeinsame Phasendauer beträgt damit exakt zwei Drittel der gesamten Zyklusdauer.

Mit Blick auf die zeitliche Datierung lässt sich für den Zeitraum Q2 2006 bis Q1 2011 bei drei der vier Konjunkturphasen ein konjunktureller Vorlauf der Gesamtwirtschaft im Vergleich zum unternehmensorientierten Dienstleistungssektor erkennen. Der Beginn der Boomphase (Q2 2006 versus Q3 2006), der Beginn der Rezessionsphase (Q4 2008 versus Q1 2009), der Beginn der Aufschwungphase (Q4 2009 versus Q2 2010) sowie der Zeitpunkt mit der stärksten negativen Abweichung von der normalen Auslastung aller Kapazitäten (Q3 2009 versus Q1 2010) wird bei der gesamtwirtschaftlichen Betrachtung jeweils ein bzw. zwei Quartale früher angekündigt. Für den Beginn der Abschwungphase (Q2 2008), für den Zeitpunkt der höchsten positiven Abweichung von der Normalauslastung der Kapazitäten (Q1 2008) sowie für den Zeitpunkt des stärksten negativen Konjunkturausschlags (Q1 2009) lässt sich hingegen ein Gleichlauf der beiden Reihen erkennen.

Die Abbildung 5.19 präsentiert die auf den Betrachtungszeitraum Q4 1999 bis Q2 2006 beschränkte gemeinsame Konjunkturuhr für die Gesamtwirtschaft sowie für den unterneh-

[106] Siehe Fußnote [105].



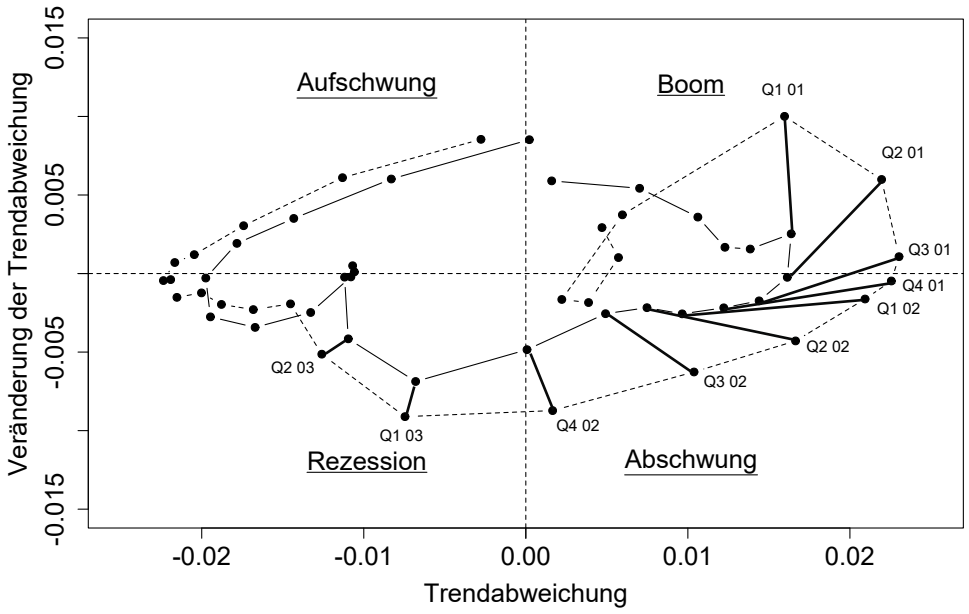
Die Wertepaare für den Zeitraum Q2 2006 bis Q3 2010 sind mit einem Zeitstempel versehen. Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurde die Kennzeichnung für den restlichen Betrachtungszeitraum nicht vorgenommen. Siehe Abbildung 5.17 für weitere Erläuterungen.

Abbildung 5.18: Konjunkturuhr: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft für den Zeitraum vom zweiten Quartal des Jahres 1991 bis zum vierten Quartal des Jahres 2016

mensorientierten Dienstleistungsbereich.

Bei der visuellen Inspektion der Abbildungen 5.19 lässt sich für den Beginn der Abschwungphase (Q2 2001 versus Q4 2001), für den Beginn der Rezessionsphase (Q4 2002 versus Q1 2003) sowie für den Zeitpunkt der größten positiven Abweichung zur Normalauslastung (Q1 2001 versus Q3 2001) ein gesamtwirtschaftlicher Vorlauf vor dem unternehmensorientierten Dienstleistungssektor von ein bzw. zwei Quartalen erkennen. Die zeitliche Datierung des größten negativen Konjunkturausschlags erfolgt zeitgleich zum ersten Quartal 2003. Der Beginn der Aufschwungphase (Q2 2005 versus Q3 2005) wird im unternehmensorientierten Dienstleistungssektor hingegen ein Quartal eher signalisiert.

Während die gesamtwirtschaftlichen Konjunkturausschläge in der Abschwungphase Q2 2001 bis Q3 2002 auf einem nahezu konstanten Niveau verharren, nimmt das Ausmaß der negativen Vorquartalsänderungsraten für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor in der Abschwungphase Q4 2001 bis Q4 2002 stetig zu. Diese Beobachtung ist im Einklang mit den Ausführungen in Nerb (2004, S. 33), in welchen dem Dienstleistungssektor für die



Die Konjunkturuhr für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich ist durch die gestrichelte Linie gegeben. Die Wertepaare für den Zeitraum Q1 2001 bis Q2 2003 sind mit einem Zeitstempel versehen. Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurde die Kennzeichnung für den restlichen Betrachtungszeitraum nicht vorgenommen. Siehe Abbildung 5.17 für weitere Erläuterungen.

Abbildung 5.19: Konjunkturuhr: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft und für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich für den Zeitraum vom vierten Quartal des Jahres 1999 bis zum zweiten Quartal des Jahres 2006

Jahre 2001 und 2002 eine zunehmende Konjunkturanfälligkeit und sogar die Stellung als gesamtwirtschaftlicher Konjunkturtreiber attestiert wurde.

5.2.6 Das 2-Zustands-Modell

5.2.6.1 Modellvorauswahl anhand des ARMA-Repräsentationstheorems

Für die vorläufige Spezifikation eines geeigneten Markov-Regimewechselmodells zur Darstellung der konjunkturellen Entwicklung im unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich wurde zunächst eine tentative ARMA($p^\star$, $q^\star$)-Repräsentation für die in Abschnitt 5.2.1 erläuterte Ursprungszeitreihe bestimmt. Bei dem zu wählenden Markov-Regimewechselmodell handelt es sich um ein Modell vom Typ MSI (siehe Gleichung (3.10)) mit K Zuständen und p autoregressiven Parametern. Das MSI-Modell umfasst mit dem Absolutglied nur einen einzigen regimeabhängigen Parameter.

Für die Bestimmung der ARMA($p^\star$, $q^\star$)-Repräsentationsform wurde in der Programmierumgebung `R` auf die automatisierte Selektionsfunktion `auto.arima` zurückgegriffen. Die Ergebnisdarstellung erfolgt in der Tabelle 5.2, wobei zu Vergleichszwecken auch die Resultate für die Gesamtwirtschaft dargestellt werden. Bei der Ergebnisdarstellung der ARMA($p^\star$, $q^\star$)-Repräsentationsformen wurde unterschieden, ob das Ergebnis das AIC, das korrigierte AIC (AICc) oder das BIC optimiert.[107] Ein geeignetes Regimewechselmodell vom MSI-Typ wurde für jedes der Informationskriterien auf der Grundlage der in der Tabelle 3.1 aufgeführten Repräsentationstheoreme ausgewählt.

Mit Blick auf das Gütekriterium BIC sollte das in der Literatur häufig verwendete MSI(*2*)-AR(*1*)-Modell (siehe z.B. Morley und Rabah (2014, S. 88)) für die Konjunkturkomponente des unternehmensorientierten Dienstleistungsbereichs gewählt werden. Im Hinblick auf das AIC sowie das AICc sollte hingegen ein nicht-autoregressives Modell mit 3 Zuständen präferiert werden.

Die ARMA($p^\star$, $q^\star$)-Repräsentationsformen für die gesamtwirtschaftliche Konjunkturkomponente lassen ebenfalls für jedes der drei Kriterien auf ein nicht-autoregressives Regime-Switching-Modell mit drei Regimen schließen.

Aufgrund nachfolgend genannter Vorteile wird als einfaches Basismodell für die weitere Modellspezifikationsstrategie zunächst ein Modell mit zwei Zuständen für beide Konjunkturkomponenten ausgewählt. Zu den Vorteilen dieser Modellklasse gegenüber einem Modell mit drei Regimen zählt ihr weniger komplexes Berechnungsverfahren, ihre gute Interpretierbarkeit sowie ihre höhere Relevanz in der statistischen Literatur. Eine Modellerweiterung um ein weiteres drittes Regime erfolgt erst in Abschnitt 5.2.7. Im Folgenden wird auf die Annahme einer bestimmten AR-Ordnung des Modells verzichtet, das heißt es werden zunächst 2-Zustands-Modelle mit variablen Lag-Ordnungen betrachtet.

5.2.6.2 Modellschätzung und Prognose

Die Modellschätzungen der MSI(2)-AR(p)-Basismodelle erfolgten in der Programmierumgebung `R` unter Verwendung der `msmFit`-Funktion aus der `MSwM`-Bibliothek von Sanchez-Espigares und Lopez-Moreno. Bei der `msmFit`-Funktion werden die Maximum-Likelihood-Schätzer der Modellparameter mit Hilfe des Expectation-Maximization-(EM-)Algorithmus

[107] Die drei ausgewählten Informationskriterien werden häufig für die Wahl der Lag-Ordnung p verwendet (siehe z.B. Fan und Yao (2008, S. 107)).

Tabelle 5.2: Repräsentationstheoreme für univariate autoregressive Regimewechselmodelle: Konjunkturkomponenten für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich und für die Gesamtwirtschaft

Kriterium	Unternehmensorientierter Dienstleistungsbereich		Gesamtwirtschaft	
	ARMA($p^\star$, $q^\star$)	MSI(K)-AR(p)-Modell	ARMA($p^\star$, $q^\star$)	MSI(K)-AR(p)-Modell
AIC	ARMA(2, 2)	MSI(3)-AR(0)	ARMA(2, 2)	MSI(3)-AR(0)
AICc	ARMA(2, 2)	MSI(3)-AR(0)	ARMA(2, 2)	MSI(3)-AR(0)
BIC	ARMA(2, 1)	MSI(2)-AR(1)	ARMA(2, 2)	MSI(3)-AR(0)

Die Modellbezeichnungen orientieren sich an der in der Literatur gängigen Klassifikation von Regime-Switching-Modellen (siehe hierzu die Klassifikationstabelle in Krolzig und Lütkepohl (1995, S. 184)). Zur Bestimmung der Ordnung ($p^\star$, $q^\star$) der ARMA-Prozesse wurde die R-Funktion `auto.arima` verwendet. Für die anschließende Bestimmung eines geeigneten MSI(K)-AR(p)-Modells wurden die in der Tabelle 3.1 dargestellten Repräsentationstheoreme genutzt.

ermittelt. Dieses Verfahren wurde ursprünglich von Dempster, Laird und Rubin (1977) entwickelt und von Hamilton (1990) erstmalig zur Schätzung von Regimewechselmodellen angewandt. Ausführliche Erläuterungen zum EM-Algorithmus finden sich in Hamilton (1994, S. 695 f.) sowie in Krolzig (1997, S. 101 ff.).

Es wurden Modelle mit den Lag-Ordnungen $p = 1, 2, \ldots, 5$ geschätzt und diese vor dem Hintergrund der Informationskriterien AIC und BIC verglichen. Die Qualität der Regimeabgrenzung wird im Folgenden mit Hilfe der RCM-Statistik beurteilt. Die Ermittlung der Schätzwerte für die erwartete durchschnittliche Dauer der beiden Konjunkturregime $\frac{1}{1-\pi_{11}}$ bzw. $\frac{1}{1-\pi_{22}}$ erfolgte mit Hilfe der geschätzten zeitinvarianten Übergangswahrscheinlichkeiten für π_{11} und für π_{22}.

Die Ergebnisse der Modellschätzungen für die Konjunkturkomponente des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors sind in der Tabelle 5.3 enthalten.

Folgende Aspekte der Modellschätzung sind erwähnenswert:

- In allen fünf Fällen resultiert die jeweilige Modellschätzung in Absolutgliedern, deren Vorzeichen sich voneinander unterscheiden. Im Fall der Lag-Ordnungen $p = 1, 2, 3$ ist allerdings nur eines der beiden geschätzten Absolutglieder auf dem 5%-Niveau statistisch signifikant. Bei diesen drei Modellschätzungen bezieht sich das statistisch insignifikante Absolutglied jeweils auf das konjunkturelle Regime, welches eine höhere Persistenz aufweist. Im Fall der Lag-Ordnungen $p = 4, 5$ sind beide geschätzten Absolutglieder statistisch signifikant. In diesen beiden Fällen sind die Absolutglieder, die sich auf ein Konjunkturregime mit geringer Persistenz beziehen, sogar auf dem 1%-Niveau statistisch von Null verschieden. Es liegt die Vermutung nahe, dass sich die beiden

Tabelle 5.3: Schätzung von MSI(*2*)-AR(*p*)-Modellen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich

MSI(2)-AR(1): $y_t = \lambda(S_t) + \phi_1 y_{t-1} + \epsilon_t$

	MSI(2)-AR(1)	MSI(2)-AR(2)	MSI(2)-AR(3)	MSI(2)-AR(4)	MSI(2)-AR(5)
λ_1	$0,0009$	$0,0039^{***}$	$0,0003$	$0,0033^{***}$	$0,0036^{***}$
	$(0,0016)$	$(0,0002)$	$(0,0009)$	$(0,0001)$	$(0,0001)$
λ_2	$-0,0103^{***}$	$-0,0004$	$-0,0042^{***}$	$-0,0003^{**}$	$-0,0003^{**}$
	$(0,0016)$	$(0,0002)$	(0.0002)	$(0,0001)$	$(0,0001)$
ϕ_1	$1,0019^{***}$	$1,8214^{***}$	$2,1195^{***}$	$2,2572^{***}$	$2,2217^{***}$
	$(0,0004)$	$(0,0354)$	$(0,1765)$	$(0,2043)$	$(0,2132)$
ϕ_2		$-0,9448^{***}$	$-1,5635^{***}$	$-2,1283^{***}$	$-2,0200^{***}$
		$(0,0354)$	$(0,0905)$	$(0,1979)$	$(0,2623)$
ϕ_3			$0,4055^{***}$	$1,1150^{***}$	$0,9504^{***}$
			$(0,0013)$	$(0,0888)$	$(0,2145)$
ϕ_4				$-0,3509^{***}$	$-0,2095^{**}$
				$(0,0007)$	$(0,0876)$
ϕ_5					$-0,0557^{***}$
					$(0,0007)$
σ	$0,0033$	$0,0015$	$0,0016$	$0,0013$	$0,0013$
π_{11}	$0,9788$	$0,6644$	$0,6363$	$0,5235$	$0,4738$
π_{22}	$0,7557$	$0,9517$	$0,9870$	$0,9488$	$0,9626$
$(1-\pi_{11})^{-1}$	$47,0689$	$2,9794$	$2,7494$	$2,0986$	$1,9004$
$(1-\pi_{22})^{-1}$	$4,0930$	$20,7068$	$76,7269$	$19,5483$	$26,7084$
AIC	$-856,4578$	$-997,8370$	$-991,6051$	$-1006,1900$	$-996,4800$
BIC	$-834,6495$	$-968,8372$	$-955,4539$	$-962,9278$	$-946,1563$
RCM	$3,7335$	$4,6547$	$2,2987$	$6,2497$	$4,0005$

Die Modellbezeichnungen orientieren sich an der in der Literatur gängigen Klassifikation von Regime-Switching-Modellen (siehe hierzu die Klassifikationstabelle in Krolzig und Lütkepohl (1995, S. 184)). Alle Modellschätzungen basieren auf vierteljährlichen Daten von Q1 1991 bis Q4 2016. Die Standardfehler der Absolutglieder sowie der AR-Koeffizienten sind in Klammern aufgeführt. *** (**,*) kennzeichnen Signifikanz auf dem 0,1-(1-,5-)prozentigen Niveau.

Konjunkturregime zumindest im Fall der Lag-Ordnungen $p = 4, 5$ auf die Perioden einer Voll- bzw. einer Unterauslastungsphase beziehen.

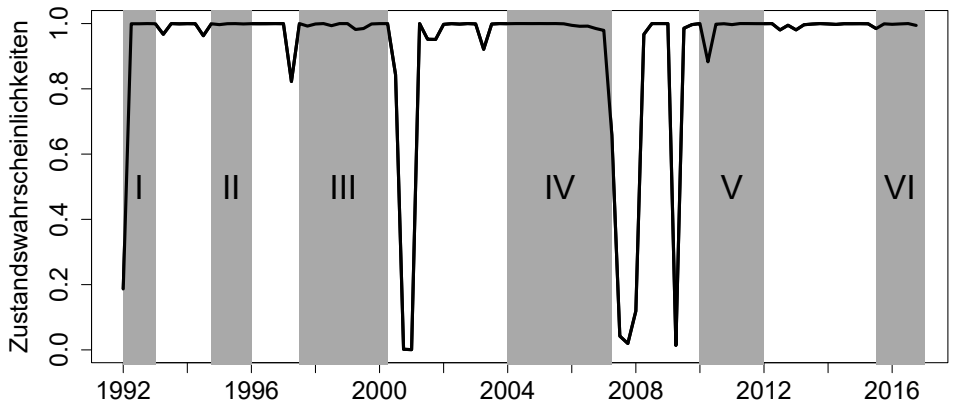
- Die Modellschätzung führt für alle Modellvarianten zu statistisch signifikanten Schätzwerten für die autoregressiven Parameter. Die Modellerweiterung um zusätzliche autoregressive Parameter geht mit einer Verringerung der durchschnittlichen Dauer des weniger persistenten Konjunkturregimes einher.
- Die RCM-Statistik weist für alle Modellvarianten geringe Werte auf, die nahe bei Null

liegen. Dies bedeutet, dass die gefilterten Regimewahrscheinlichkeiten in den meisten Perioden Werte nahe bei Null oder nahe bei Eins aufweisen und deshalb eine sehr gute Regimeabgrenzung ermöglichen. Ein Nachteil ergibt sich möglicherweise dadurch, dass sich in den Zeiten von konjunktureller Unsicherheit die Ungewissheit über das Vorliegen eines der beiden Konjunkturregime nicht in den gefilterten Regimewahrscheinlichkeiten niederschlägt.

- Wird die Erklärungskraft der Regimewechselmodelle anhand des Informationskriteriums AIC gemessen, so erweist sich das MSI(2)-AR(4)-Modell als überlegen. Das AIC, welches tendenziell zu einer Überschätzung der „wahren" Lag-Ordnung neigt, präferiert im Gegensatz zum BIC das MSI(2)-AR(5)-Modell gegenüber dem parametersparsameren MSI(2)-AR(3)-Modell. Mit Blick auf das Informationskriterium BIC sollte ein Regimewechselmodell vom Typ MSI(2)-AR(2) ausgewählt werden.
- Eine Erhöhung der Anzahl autoregressiver Koeffizienten geht tendenziell mit einer leichten Verringerung der geschätzten Standardabweichung einher. Die geschätzte Standardabweichung für das MSI(2)-AR(1)-Modell beträgt etwa das 2,5-fache der geschätzten Standardabweichung für das MSI(2)-AR(5)-Modell.

Für die Überprüfung der Modellspezifikation wurden Likelihood-Ratio-(LR-)Tests (siehe Formel (5.1)) der Form $H_0 : \phi_p = 0$ versus $H_0 : \phi_p \neq 0$ durchgeführt. Die ermittelten Teststatistiken wurden jeweils mit dem kritischen Wert aus der χ^2_1-Verteilung zum Signifikanzniveau von 5% verglichen. Zum Beispiel nimmt beim Modellvergleich zwischen dem restringierten MSI(2)-AR(1)-Modell und dem unrestringierten MSI(2)-AR(2)-Modell die LR-Teststatistik den Wert $LR = 2(503,55 - 430,72) = 145,66$ an. Die Zahlen in der Klammer beziehen sich auf die Werte der Log-Likelihood-Funktion für das unrestringierte bzw. für das restringierte Modell. Da der angegebene Wert für die Teststatistik deutlich größer als der entsprechende kritische Wert von $3,84$ ist, kann die Nullhypothese verworfen werden. Insgesamt zeigt sich, dass das MSI(2)-AR(4)-Modell bei diesem Modellvergleich den Modellvarianten mit höheren und niedrigen Lag-Ordnungen gegenüber überlegen ist.

Die geglätteten Regimewahrscheinlichkeiten des präferierten MSI(2)-AR(4)-Modells für das zweite konjunkturelle Regime sind in der Abbildung 5.20 dargestellt.



Die grau markierten Bereiche sind identisch mit den in der Abbildung 5.14 dargestellten Unterauslastungsphasen.

Abbildung 5.20: Geglättete Zustandswahrscheinlichkeiten für das zweite Regime des MSI(2)-AR(4)-Modells: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich für den Zeitraum vom ersten Quartal des Jahres 1992 bis zum vierten Quartal des Jahres 2016

Das zweite Konjunkturregime dieses geschätzten Modells ist gemäß den Ergebnissen aus Tabelle 5.3 durch ein statistisch signifikantes Absolutglied mit negativem Vorzeichen gekennzeichnet. Nach obiger Lesart sollten die Phasen, in denen die geglätteten Zustandswahrscheinlichkeiten für das zweite Konjunkturregime Werte nahe bei Eins aufweisen, mit den Unterauslastungsphasen der Abbildung 5.14 übereinstimmen.

Beim Blick auf die Abbildung 5.20 fällt auf, dass die geglätteten Zustandswahrscheinlichkeiten für das zweite Regime innerhalb der grau markierten Unterauslastungsphasen tatsächlich zumeist Werte nahe bei Eins aufweisen. Im Vergleich zur Methode aus der klassischen Zyklendatierung zeigt das zweite Konjunkturregime hingegen eine extrem hohe und empirisch mehr als fragwürdige Persistenz. Darüberhinaus werden für Perioden mit konjunktureller Unsicherheit (z.B. die Übergangsperioden zwischen einer Voll- und einer Unterauslastungsphase) keine Zustandswahrscheinlichkeiten im Wertebereich nahe bei $0,5$ ausgewiesen.

Es erscheint aus diesem Grunde unerlässlich, dass für eine adäquatere Darstellung des Konjunkturgeschehens die Flexibilität des Regimewechselmodells durch die Einführung zusätzlicher regimeabhängiger Parameter erhöht werden sollte. Diese Modellerweiterungen werden in den nachfolgenden Unterkapiteln vorgestellt.

Folgende Erkenntnisse lassen sich mit Blick auf die Ergebnisse zu den Modellschätzungen für die Gesamtwirtschaft, die in der Tabelle 5.4 aufbereitet sind, ableiten:

- Für alle betrachteten Modellvarianten werden ein nicht-negatives sowie ein negatives geschätztes Absolutglied ausgewiesen. Ab einer Lagordnung von $p = 4$ sind die Schätzer

Tabelle 5.4: Schätzung von MSI(*2*)-AR(*p*)-Modellen: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft

MSI(2)-AR(1): $y_t = \lambda(S_t) + \phi_1 y_{t-1} + \epsilon_t$

	MSI(2)-AR(1)	MSI(2)-AR(2)	MSI(2)-AR(3)	MSI(2)-AR(4)	MSI(2)-AR(5)
λ_1	$0,0007$	$0,0043^{***}$	$0,0002$	$0,0003$	$0,0000$
	$(0,0020)$	$(0,0002)$	$(0,0014)$	$(0,0008)$	$(0,0099)$
λ_2	$-0,0190^{***}$	$-0,0004^{*}$	$-0,0061^{***}$	$-0,0001$	$-0,0002$
	$(0,0020)$	$(0,0002)$	$(0,0014)$	$(0,0008)$	$(0,0099)$
ϕ_1	$0,9474^{***}$	$1,7846^{***}$	$2,1242^{***}$	$2,4675^{***}$	$2,4654^{***}$
	$(0,0004)$	$(0,0351)$	$(0,1516)$	$(0,2180)$	$(0,2627)$
ϕ_2		$-0,9489^{***}$	$-1,6402^{***}$	$-2,5865^{***}$	$-2,5542^{***}$
		$(0,0008)$	$(0,0787)$	$(0,2191)$	$(0,3377)$
ϕ_3			$0,4644^{***}$	$1,4132^{***}$	$1,3302^{***}$
			$(0,0002)$	$(0,0894)$	$(0,2577)$
ϕ_4				$-0,3892^{***}$	$-0,3057^{**}$
				$(0,0018)$	$(0,0966)$
ϕ_5					$-0,0313^{***}$
					$(0,0003)$
σ	$0,0039$	$0,0018$	$0,0016$	$0,0016$	$0,0017$
π_{11}	$0,9899$	$0,7117$	$0,9891$	$0,8772$	$0,9521$
π_{22}	$0,7467$	$0,9604$	$0,6735$	$0,1606$	$0,0194$
$(1-\pi_{11})^{-1}$	$99,0214$	$3,4687$	$91,5356$	$8,1427$	$20,8954$
$(1-\pi_{22})^{-1}$	$3,9486$	$25,2315$	$3,0631$	$1,1914$	$1,0198$
AIC	$-829,5836$	$-966,5181$	$-993,0949$	$-984,7862$	$-972,5009$
BIC	$-807,7752$	$-937,5183$	$-956,9437$	$-941,5241$	$-922,1692$
RCM	$0,1913$	$5,0720$	$0,9795$	$44,1159$	$17,7428$

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 5.3.

für die Konstanten beider Regime jeweils statistisch insignifikant. Dies lässt vermuten, dass für $p = 4$ und $p = 5$ ein klassisches autoregressives Modell ohne regimeabhängige Parameter zur Modellierung ausreichend ist. Die ausgewiesenen Werte für die geschätzte Konstante des weniger persistenten Regimes sind für die Modellvarianten mit $p = 1$, $p = 2$ und $p = 3$ signifikant von Null verschieden.

- Bei der Modellschätzung für die ersten drei Modellvarianten weist der Zustand mit der geringeren Persistenz im Vergleich zu den Ergebnissen der Tabelle 5.3 jeweils eine etwa gleichlange durchschnittliche Phasendauer, jedoch einen etwas höheren Absolutwert auf. Es liegt deshalb die Vermutung nahe, dass gesamtwirtschaftliche Konjunkturausschläge, die den vorherrschenden „Normalzustand“ unterbrechen, im

Vergleich zum unternehmensorientierten Dienstleistungssektor etwas stärker ausfallen.

- Der Grad an gesamtwirtschaftlicher Unsicherheit (gemessen an der Standardabweichung der Störgröße) ist bei allen fünf Modellvarianten höher oder gleich hoch als bei den Modellschätzungen für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor.
- Mit Blick auf die Informationskriterien BIC und AIC erweist sich das MSI(2)-AR(3)-Modell als überlegen.

Dieser Abschnitt soll mit einem Blick auf die in den Tabellen 5.5 und 5.6 dokumentierten Prognoseergebnisse für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor bzw. für die Gesamtwirtschaft abschließen. Die Prognoseergebnisse sind insgesamt wenig aufschlussreich.

Für das MSI(2)-AR(1)-Modell (unternehmensorientierter Dienstleistungssektor) sowie für das MSI(2)-AR(2)-Modell (Gesamtwirtschaft) konnte aufgrund der Instationarität beider Regime mit Hilfe der auf Seite 75 (Abschnitt 5.2.3) erläuterten R-Routinen keine Quartalsprognosen erstellt werden. Eine Instationarität der beiden Regime des MSI(2)-AR(1)-Modells liegt bei der sektoralen Analyse vor, da der geschätzte AR-Koeffizient $\hat{\phi}_1 = 1,03$ des Modells in der Kalibrationsstichprobe die Stationaritätsbedingung für AR(1)-Prozesse $|\phi_1 < 1|$ (siehe Harvey (1993, S. 17)) verletzt.

Die geschätzten AR-Koeffizienten $\hat{\phi}_1 = 1,81$ und $\hat{\phi}_2 = -1,03$ des MSI(2)-AR(2)-Modells (Gesamtwirtschaft) in der Kalibrationsstichprobe verstoßen gegen die dritte Stationaritätsbedingung für AR(2)-Prozesse. Der Stationaritätsbereich für das AR(2)-Modell, das auch als Yule-Modell bezeichnet wird, ist definiert durch (siehe Harvey (1993, S. 19)):

$$\left\{(\phi_1, \phi_2) \in \mathbb{R}^2 : \ \phi_1 + \phi_2 < 1 \text{ und } -\phi_1 + \phi_2 < 1 \text{ und } \phi_2 > -1\right\}. \tag{5.6}$$

Insgesamt zeigt sich, dass die Regimewechselmodelle für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor nicht besser als die einfachen AR(p)-Modelle prognostizieren. Zur Überprüfung der Frage, ob ein signifikanter Unterschied zwischen der Prognosegüte des nichtlinearen Verfahrens gegenüber dem Benchmark-Verfahren vorliegt, müsste allerdings ein statistischer Test wie beispielsweise der Diebold-Mariano-Test von Diebold und Mariano (1995) durchgeführt werden.

5.2.6.3 Modellerweiterung um regimeabhängige Heteroskedastizität

Im Folgenden werden die Ergebnisse für Regimewechselmodelle vom MSH(2)-AR(p)-Typ sowie vom MSIH(2)-AR(p)-Typ vorgestellt.

Tabelle 5.5: Prognosegüte von MSI(*2*)-AR(*p*)-Modellen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich. Quartalsprognosen für den Zeitraum Q1 2010 bis Q4 2016

MSI(2)-AR(1): $y_t = \lambda(S_t) + \phi_1 y_{t-1} + \epsilon_t$

	MSI(2)-AR(1)	MSI(2)-AR(2)	MSI(2)-AR(3)	MSI(2)-AR(4)	MSI(2)-AR(5)
RMSE	X	$0,0013$	$0,0012$	$0,0012$	$0,0012$
MAE	X	$0,0010$	$0,0009$	$0,0008$	$0,0009$
	Benchmark-Prognosen				
	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)	AR(5)
RMSE	$0,0031$	$0,0014$	$0,0012$	$0,0012$	$0,0012$
MAE	$0,0022$	$0,0010$	$0,0009$	$0,0009$	$0,0009$

Sämtliche Prognosen basieren auf Modellschätzungen, für welche die Beobachtungen von Q1 1991 bis Q4 2009 verwendet wurden. RMSE kennzeichnet die Wurzel der mittleren Fehlerquadratsumme (siehe (5.5)) und MAE den mittleren absoluten Prognosefehler (siehe (5.4)). X: Aufgrund der Instationarität mindestens eines Regimes konnten keine Prognosen erstellt werden.

Tabelle 5.6: Prognosegüte von MSI(*2*)-AR(*p*)-Modellen: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft. Quartalsprognosen für den Zeitraum Q1 2010 bis Q4 2016

MSI(2)-AR(1): $y_t = \lambda(S_t) + \phi_1 y_{t-1} + \epsilon_t$

	MSI(2)-AR(1)	MSI(2)-AR(2)	MSI(2)-AR(3)	MSI(2)-AR(4)	MSI(2)-AR(5)
RMSE	$0,0037$	X	$0,0015$	$0,0013$	$0,0013$
MAE	$0,0025$	X	$0,0011$	$0,0010$	$0,0010$
	Benchmark-Prognosen				
	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)	AR(5)
RMSE	$0,0037$	$0,0015$	$0,0014$	$0,0013$	$0,0013$
MAE	$0,0025$	$0,0011$	$0,0011$	$0,0010$	$0,0010$

X: Aufgrund der Instationarität mindestens eines Regimes konnten keine Prognosen erstellt werden. Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 5.5.

Bei der MSH(2)-AR(p)-Modellklasse werden alle Modellparameter mit Ausnahme der Varianz, für die eine Zustandsabhängigkeit unterstellt wird, regimeinvariant modelliert. Die beiden möglichen Zustände dieser Modellklasse werden nachfolgend als Hoch- bzw. Niedrigvolatilitätsregime bezeichnet. Modelle vom MSIH(2)-AR(p)-Typ ermöglichen die regimeabhängige Modellierung der Varianz sowie der Modellkonstanten, während die autoregressiven Parameter regimeunabhängig gehalten werden. Für die Beschreibung der Zustände dieser Modellklasse werden keine eigenständigen Bezeichnungen verwendet.

Tabelle 5.7: Schätzung von MSH(*2*)-AR(*p*)-Modellen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich

MSH(2)-AR(1): $y_t = \lambda + \phi_1 y_{t-1} + \sigma(S_t)\,\epsilon_t$

	MSH(2)-AR(1)	MSH(2)-AR(2)	MSH(2)-AR(3)	MSH(2)-AR(4)	MSH(2)-AR(5)
λ	$0,0000$	$0,0000$	$0,0000$	$0,0000$	$0,0000$
	$(0,0006)$	$(0,0002)$	$(0,0002)$	$(0,0001)$	$(0,0002)$
ϕ_1	$0,9445^{***}$	$1,7880^{***}$	$2,2006^{***}$	$2,3927^{***}$	$2,3489^{***}$
	$(0,0286)$	$(0,0513)$	$(0,0996)$	$(0,0957)$	$(0,1412)$
ϕ_2		$-0,8934^{***}$	$-1,7103^{***}$	$-2,4428^{***}$	$-2,3227^{***}$
		$(0,0472)$	$(0,1717)$	$(0,2226)$	$(0,3223)$
ϕ_3			$0,4525^{***}$	$1,4020^{***}$	$1,2246^{***}$
			$(0,0900)$	$(0,2196)$	$(0,3516)$
ϕ_4				$-0,4345^{***}$	$-0,2690$
				$(0,0928)$	$(0,2584)$
ϕ_5					$-0,0717$
					$(0,1062)$
σ_1	$0,0066$	$0,0032$	$0,0029$	$0,0017$	$0,0024$
σ_2	$0,0015$	$0,0013$	$0,0012$	$0,0007$	$0,0012$
π_{11}	$0,9445$	$0,8829$	$0,8770$	$0,9753$	$0,8506$
π_{22}	$0,9447$	$0,9482$	$0,9665$	$0,8926$	$0,9531$
$(1-\pi_{11})^{-1}$	$18,0279$	$8,5399$	$5,0652$	$40,4231$	$6,6949$
$(1-\pi_{22})^{-1}$	$18,0811$	$19,3162$	$29,8094$	$9,3085$	$21,3349$
AIC	$-888,2891$	$-999,9118$	$-1009,0400$	$-1006,5700$	$-998,8760$
BIC	$-873,7502$	$-978,1619$	$-980,1188$	$-970,5181$	$-955,7346$
RCM	$16,7452$	$31,3047$	$23,3041$	$27,9967$	$38,4797$

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 5.3.

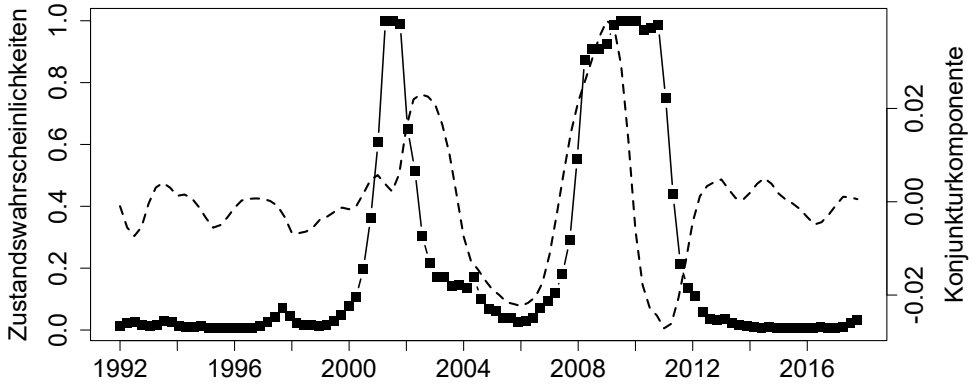
Einige der in der Tabelle 5.7 dargestellten Resultate der MSH(2)-AR(p)-Modellschätzung für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor verdienen besondere Beachtung:

- Die Einführung einer regimeabhängigen Varianz bewirkt, dass für alle Modellvarianten die Modellkonstante insignifikant von Null verschieden ist.
- Eine Modellerweiterung um zusätzliche autoregressive Paramer geht mit einer Veränderung der Volatilitätsdynamik zwischen den beiden Regimen einher. Beispielsweise beträgt für $p = 1$ ($p = 5$) die Standardabweichung des Hochvolatilitätsregimes das mehr als vierfache (das zweifache) der Standardabweichung des Niedrigvolatilitätsregimes.
- Im Hinblick auf beide Informationskriterien zeigt sich das MSH(2)-AR(3)-Modell als überlegen. Für alle Modellvarianten zeigt sich mit Blick auf das AIC und das BIC für die

Konjunkturkomponente des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors eine Überlegenheit der MSH-(2)-AR(p)-Modellklasse gegenüber der MSI-(2)-AR(p)-Modellklasse (siehe die Ergebnisse in der Tabelle 5.3).

- Im Vergleich zu den Ergebnissen für die MSI-(2)-AR(p)-Modellklasse weisen die Ergebnisse der RCM-Statistik auf eine etwas weniger exakte Regimeklassifikation hin.

In der Abbildung 5.21 werden die geglätteten Filterwahrscheinlichkeiten des MSH(2)-AR(3)-Modells für das Hochvolatilitätsregime zusammen mit der Konjunkturkomponente des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors dargestellt. Zustandswahrscheinlichkeiten für das Hochvolatilitätsregime, die nahe bei Eins liegen, lassen sich etwa ab dem Jahr 2008 für das Ende der Hochkonjunkturphase und für den darauffolgenden Konjunktureinbruch sowie in geringerer Anzahl näherungsweise zur Zeit der Hochphase des New-Economy-Booms feststellen.



(- - - - -): Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor. (■ – ■ – ■) : Geglättete Zustandswahrscheinlichkeiten für das erste Regime des MSH(2)-AR(3)-Modells. Die dargestellten Reihen beziehen sich auf den Zeitraum Q4 1991 bis Q4 2016.

Abbildung 5.21: Geglättete Zustandswahrscheinlichkeiten für das erste Regime des MSH(2)-AR(3)-Modells: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich für den Zeitraum vom vierten Quartal des Jahres 1991 bis zum vierten Quartal des Jahres 2016

Die Ergebnisse der zu Vergleichszwecken durchgeführten MSH(2)-AR(p)-Modellschätzungen für die gesamtwirtschaftliche Konjunkturkomponente sind in der Tabelle 5.8 aufgeführt. Die folgenden Ergebnisse verdienen besondere Beachtung:

- Im Vergleich zu den Ergebnissen für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor in Tabelle 5.7 weisen alle fünf Modellvarianten eine höhere bzw. gleich hohe Standardabweichung für das Hochvolatilitätsregime auf. Auch in Bezug auf das Niedrigvolatilitätsregime lässt sich mit Ausnahme des MSH(2)-AR(5)-Modells eine höhere

Tabelle 5.8: Schätzung von MSH(*2*)-AR(*p*)-Modellen: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft

MSH(2)-AR(1): $y_t = \lambda + \phi_1 y_{t-1} + \sigma(S_t)\,\epsilon_t$

	MSH(2)-AR(1)	MSH(2)-AR(2)	MSH(2)-AR(3)	MSH(2)-AR(4)	MSH(2)-AR(5)
λ	$0,0000$	$0,0000$	$0,0000$	$-0,0001$	$0,0000$
	$(0,0004)$	$(0,0004)$	$(0,0002)$	$(0,0001)$	$(0,0002)$
ϕ_1	$0,9223^{***}$	$1,7616^{***}$	$2,2688^{***}$	$2,4676^{***}$	$2,4655^{***}$
	$(0,0369)$	$(0,0528)$	$(0,1013)$	$(0,1123)$	$(0,1243)$
ϕ_2		$-0,9095^{***}$	$-1,8833^{***}$	$-2,5869^{***}$	$-2,5543^{***}$
		$(0,0531)$	$(0,1882)$	$(0,2748)$	$(0,3184)$
ϕ_3			$0,5479^{***}$	$1,4138^{***}$	$1,3303^{***}$
			$(0,0968)$	$(0,2686)$	$(0,3628)$
ϕ_4				$-0,3894^{***}$	$-0,3059$
				$(0,1049)$	$(0,2347)$
ϕ_5					$-0,0312$
					$(0,0854)$
σ_1	$0,0104$	$0,0039$	$0,0029$	$0,0024$	$0,0024$
σ_2	$0,0029$	$0,0015$	$0,0012$	$0,0011$	$0,0011$
π_{11}	$0,9484$	$0,9159$	$0,8868$	$0,8817$	$0,8724$
π_{22}	$0,9866$	$0,9661$	$0,9436$	$0,9263$	$0,9223$
$(1-\pi_{11})^{-1}$	$19,3872$	$11,8923$	$8,8330$	$8,4508$	$7,8342$
$(1-\pi_{22})^{-1}$	$74,5093$	$29,5377$	$17,7237$	$13,5661$	$12,8730$
AIC	$-837,3778$	$-979,0178$	$-1001,5300$	$-1001,7000$	$-989,8373$
BIC	$-822,8389$	$-957,2680$	$-972,6093$	$-965,6478$	$-946,6959$
RCM	$5,2556$	$19,5656$	$31,4574$	$41,6373$	$42,2316$

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 5.3.

oder gleich hohe Standardabweichung der Innovationen feststellen. Deshalb liegt der Schluss nahe, dass die generell höhere Standardabweichung der Störgröße im gesamtwirtschaftlichen Fall[108] nicht auf einzelne Konjunkturphasen beschränkt ist, sondern phasenübergreifend vorliegt.

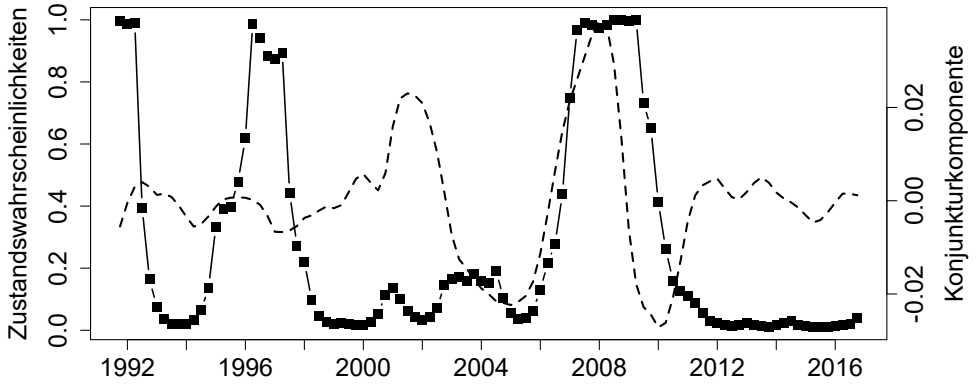
- Im Hinblick auf die Informationskriterien werden im Fall des AIC mit dem MSH(2)-AR(4)-Modell und im Fall des BIC mit dem parametersparsameren MSH(2)-AR(3)-Modell unterschiedliche Modellvarianten präferiert. Ein Likelihood-Ratio-(LR-)Tests der Form $H_0 : \phi_p = 0$ versus $H_0 : \phi_p \neq 0$ mit $p = 4$ (siehe Gleichung 5.1) weist eine Teststatistik

[108] Siehe die Diskussion auf Seite 92.

von $LR = 2(505,85 - 504,77) = 2,16$ auf, wobei die erstgenannte Zahl in der Klammer den Wert der Log-Likelihood-Funktion für das unrestringierte MSH(2)-AR(4)-Modell angibt. Da beim üblichen Signifikanzniveau von 5% der Wert der Teststatistik kleiner als der kritische Wert der χ^2_1-Verteilung mit $3,84$ ist, kann die Nullhypothese des Tests nicht verworfen werden.

- Die Erhöhung der Anzahl autoregressiver Modellparameter geht tendenziell mit einer weniger starren Regimeabgrenzung (gemessen an der RCM-Statistik) einher. Dies deutet darauf hin, dass bei einer verbesserten zeitreihenanalytischen Modellierung auch die Unsicherheit, mit der ein bestimmtes Konjunkturregime vorliegt, genauer abgebildet wird.

Die geglätteten Filterwahrscheinlichkeiten des MSH(2)-AR(3)-Modells für das gesamtwirtschaftliche Hochvolatilitätsregime sind in der Abbildung 5.22 dargestellt. Im Gegensatz zur analogen Darstellung für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor (siehe Abbildung 5.21) ist auffallend, dass in den 1990er Jahren zwei zusätzliche Phasen hoher Volatilität vorliegen. Die Hochphase des New-Economy-Booms sowie die nachfolgende Rezession wurden hingegen nicht dem hochvolatilen Konjunkturregime zugeordnet.



(- - - - -): Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft. (■ – ■ – ■) : Geglättete Zustandswahrscheinlichkeiten für das erste Regime des MSH(2)-AR(3)-Modells. Die dargestellten Reihen beziehen sich auf den Zeitraum Q4 1991 bis Q4 2016.

Abbildung 5.22: Geglättete Zustandswahrscheinlichkeiten für das erste Regime des MSH(2)-AR(3)-Modells: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft für den Zeitraum vom vierten Quartal des Jahres 1991 bis zum vierten Quartal des Jahres 2016

Im Folgenden wird zusätzlich zur Homoskedastizität des Störterms auch die Annahme einer zeitinvarianten Modellkonstante aufgehoben. Diese Modellvariante vom Typ MSIH(2)-AR(p)

wird beispielsweise in Krolzig (1997, S. 241 ff.) im Bereich der Konjunkturanalyse eingesetzt.

Die in der Tabelle 5.9 enthaltenen Ergebnisse der MSIH(2)-AR(p)-Modellschätzung für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor werden in den nachfolgenden Punkten zusammengefasst:

Tabelle 5.9: Schätzung von MSIH(*2*)-AR(*p*)-Modellen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor

MSIH(2)-AR(1): $y_t = \lambda(S_t) + \phi_1 y_{t-1} + \sigma(S_t)\,\epsilon_t$

	MSIH(2)-AR(1)	MSIH(2)-AR(2)	MSIH(2)-AR(3)	MSIH(2)-AR(4)	MSIH(2)-AR(5)
λ_1	$0,0003$	$0,0011$	$0,0003$	$0,0004$	$0,0006$
	$(0,0010)$	$(0,0008)$	$(0,0007)$	$(0,0006)$	$(0,0006)$
λ_2	$-0,0002$	$-0,0003$	$-0,0001$	$-0,0002$	$-0,0003$
	$(0,0002)$	$(0,0002)$	$(0,0002)$	$(0,0002)$	$(0,0002)$
ϕ_1	$0,9412^{***}$	$1,8000^{***}$	$2,1832^{***}$	$2,3796^{***}$	$2,3117^{***}$
	$(0,0424)$	$(0,0472)$	$(0,0988)$	$(0,0988)$	$(0,1158)$
ϕ_2		$-0,9185^{***}$	$-1,6783^{***}$	$-2,4330^{***}$	$-2,2550^{***}$
		$(0,0464)$	$(0,1723)$	$(0,2989)$	$(0,2682)$
ϕ_3			$0,4309^{***}$	$1,4122^{***}$	$1,1469^{***}$
			$(0,0904)$	$(0,2767)$	$(0,3156)$
ϕ_4				$-0,4489^{***}$	$-0,2019$
				$(0,1050)$	$(0,2468)$
ϕ_5					$-0,1092$
					$(0,0985)$
σ_1	$0,0066$	$0,0031$	$0,0029$	$0,0021$	$0,0023$
σ_2	$0,0015$	$0,0013$	$0,0012$	$0,0011$	$0,0011$
π_{11}	$0,9433$	$0,8774$	$0,8811$	$0,8688$	$0,8713$
π_{22}	$0,9443$	$0,9525$	$0,9668$	$0,9199$	$0,9585$
$(1-\pi_{11})^{-1}$	$17,6372$	$8,1551$	$8,4095$	$7,6238$	$7,7723$
$(1-\pi_{22})^{-1}$	$17,9512$	$21,0747$	$30,1059$	$12,4823$	$24,1190$
AIC	$-886,7632$	$-1001,3620$	$-1007,4340$	$-1006,5950$	$-997,8131$
BIC	$-864,9549$	$-972,3624$	$-971,2827$	$-963,3310$	$-947,4814$
RCM	$16,2011$	$23,4031$	$22,0897$	$51,5386$	$30,1362$

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 5.3.

- Sämtliche Modellvarianten weisen ein Konjunkturregime mit einem positiven und ein Konjunkturregime mit einen negativen Schätzwert für die Modellkonstante auf. Allerdings ist keine der Modellkonstanten statistisch signifikant.
- Im Hinblick auf die Standardabweichung des Störterms lassen sich zwischen den Modell-

varianten für den Typ MSIH(2)-AR(p) und den Modellvarianten für den Typ MSH(2)-AR(p) (siehe Tabelle 5.7) keine wesentlichen Änderungen feststellen.

- Mit Blick auf das Informationskriterium BIC erweisen sich die Modellvarianten für den Typ MSIH(2)-AR(p) im Vergleich zu den MSH(2)-AR(p)-Modellschätzungen (siehe Tabelle 5.7) als unterlegen. Mit Blick auf das AIC lässt sich dieser Vergleich zwischen den Modellvarianten hingegen nicht für jede Lag-Ordnung p bestätigen.

Die hierzu korrespondierenden Ergebnisse für die Gesamtwirtschaft sind in der Tabelle 5.10 dargestellt.

Tabelle 5.10: Schätzung von MSIH(*2*)-AR(*p*)-Modellen: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft

MSIH(2)-AR(1): $y_t = \lambda(S_t) + \phi_1 y_{t-1} + \sigma(S_t)\,\epsilon_t$

	MSIH(2)-AR(1)	MSIH(2)-AR(2)	MSIH(2)-AR(3)	MSIH(2)-AR(4)	MSIH(2)-AR(5)
λ_1	$0,0001$	$0,0007$	$-0,0001$	$-0,0002$	$-0,0002$
	$(0,0022)$	$(0,0011)$	$(0,0006)$	$(0,0005)$	$(0,0013)$
λ_2	$-0,0003$	$-0,0002$	$0,0000$	$-0,0000$	$-0,0000$
	$(0,0003)$	$(0,0002)$	$(0,0002)$	$(0,0004)$	$(0,0013)$
ϕ_1	$0,9200^{***}$	$1,7684^{***}$	$2,2694^{***}$	$2,4657^{***}$	$2,4636^{***}$
	$(0,0367)$	$(0,0514)$	$(0,1070)$	$(0,1428)$	$(0,2184)$
ϕ_2		$-0,9217^{***}$	$-1,8843^{***}$	$-2,5818^{***}$	$-2,5508^{**}$
		$(0,0534)$	$(0,1995)$	$(0,4178)$	$(0,8204)$
ϕ_3			$-0,5486^{***}$	$-1,4106^{**}$	$1,3311$
			$(0,1025)$	$(0,4551)$	$(0,7390)$
ϕ_4				$-0,3877^{*}$	$-0,3080$
				$(0,1924)$	$(0,2179)$
ϕ_5					$-0,0300$
					$(0,1669)$
σ_1	$0,0103$	$0,0040$	$0,0029$	$0,0023$	$0,0024$
σ_2	$0,0029$	$0,0015$	$0,0012$	$0,0010$	$0,0010$
π_{11}	$0,9493$	$0,9211$	$0,8869$	$0,8815$	$0,8713$
π_{22}	$0,9865$	$0,9701$	$0,9434$	$0,9140$	$0,9119$
$(1-\pi_{11})^{-1}$	$19,7262$	$12,6734$	$8,8444$	$8,4364$	$7,7673$
$(1-\pi_{22})^{-1}$	$74,3288$	$33,4108$	$17,6735$	$11,6318$	$11,3509$
AIC	$-836,3214$	$-976,6636$	$-999,5461$	$-999,8311$	$-987,9317$
BIC	$-814,5130$	$-947,6638$	$-963,3949$	$-956,5690$	$-937,6000$
RCM	$5,0794$	$15,5472$	$31,6183$	$45,7379$	$45,6751$

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 5.3.

- Mit Blick auf die beiden Informationskriterien erweisen sich sämtliche Modellvarianten des Typs MSIH(2)-AR(p) gegenüber dem Typ MSH(2)-AR(p) (siehe Tabelle 5.8) als überlegen.
- Die Schätzung des MSIH(2)-AR(p)-Modells führt für alle Lag-Ordnungen p zu statistisch insignifikanten Schätzwerten für die Modellkonstante in beiden Regimen.

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass die in diesem Abschnitt aufgehobene Annahme einer regimeinvarianten Standardabweichung des Störterms sowohl bei der gesamtwirtschaftlichen Analyse als auch bei der sektoralen Analyse tendenziell zu einer besseren Erklärung der Daten führt. Bei den bisher vorgestellten Modellen mit heteroskedastischem Störterm zeigt sich das unkompliziertere MSH(2)-AR(p) gegenüber dem MSIH(2)-AR(p) in aller Regel als überlegen. Bei den modellendogen bestimmten Hoch- und Niedrigvolatilitätsphasen zeigen sich Unterschiede bei der gesamtwirtschaftlichen und bei der sektoralen Analyse. Dies deutet möglicherweise darauf hin, dass in einigen Perioden auch der unternehmensorientierte Dienstleistungssektor als Konjunkturtreiber fungierte.

Insgesamt zeigt sich jedoch bei der Gesamtwirtschaft im Vergleich zum unternehmensorientierten Dienstleistungssektor eine fast durchweg höhere Standardabweichung der Innovationen. Dies legt den Schluss nahe, dass der Sektor im Vergleich zur Gesamtwirtschaft eine überwiegend konjunkturstabilisierende Wirkung besitzt.

Im Folgenden soll auf die Prognosequalität der in diesem Abschnitt vorgestellten Regime-Switching-Modelle vom Typ MSH(2)-AR(p) und vom Typ MSIH(2)-AR(p) eingegangen werden. In der Literatur zeigte sich, dass Regime-Switching-Modelle mit regimeabhängiger Standardabweichung eine vergleichsweise schwache Prognoseleistung aufweisen und herkömmlichen AR(p)-Modellen zumeist unterlegen sind (siehe z.B. Ahrens (2000, S. 169)).

Über die Prognoseleistung aller fünf MSH(2)-AR(p)-Modellvarianten für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor informiert die Tabelle 5.11. Folgende Ergebnisse sind hervorzuheben:

- Die Aufnahme zusätzlicher autoregressiver Parameter führt bis zu einer Lag-Ordnung von $p = 3$ sowohl für die MSH(2)-AR(p)-Modelle als auch für die korrespondierenden AR(p)-Modelle zu einer deutlichen Verbesserung der Prognosequalität.
- Die erhöhte Komplexität der MSH(2)-AR(p)-Modelle gegenüber den herkömmlichen AR(p)-Modellen führt lediglich im Fall des MSH(2)-AR(1)-Modells zu einer besseren Prognose.

Die entsprechenden Prognoseergebnisse aller MSH(2)-AR(p)-Modellspezifikationen für die Gesamtwirtschaft sind in der Tabelle 5.12 dargestellt. Es zeigt sich, dass durch die Aufnahme

Tabelle 5.11: Prognosegüte von MSH(*2*)-AR(*p*)-Modellen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich. Quartalsprognosen für den Zeitraum Q1 2010 bis Q4 2016

MSH(2)-AR(1): $y_t = \lambda + \phi_1 y_{t-1} + \sigma(S_t)\,\epsilon_t$

	MSH(2)-AR(1)	MSH(2)-AR(2)	MSH(2)-AR(3)	MSH(2)-AR(4)	MSH(2)-AR(5)
RMSE	$0,0030$	$0,0014$	$0,0012$	$0,0012$	$0,0012$
MAE	$0,0022$	$0,0010$	$0,0009$	$0,0009$	$0,0009$
			Benchmark-Prognosen		
	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)	AR(5)
RMSE	$0,0031$	$0,0014$	$0,0012$	$0,0012$	$0,0012$
MAE	$0,0022$	$0,0010$	$0,0009$	$0,0009$	$0,0009$

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 5.5.

einer regimeabhängigen Standardabweichung der Störgröße ebenfalls nur für eine Modellvariante, dem MSH(2)-AR(3)-Modell, eine verbesserte Prognose gegenüber dem entsprechenden Benchmark-Verfahren generiert werden kann.

Tabelle 5.12: Prognosegüte von MSH(*2*)-AR(*p*)-Modellen: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft. Quartalsprognosen für den Zeitraum Q1 2010 bis Q4 2016

MSH(2)-AR(1): $y_t = \lambda + \phi_1 y_{t-1} + \sigma(S_t)\,\epsilon_t$

	MSH(2)-AR(1)	MSH(2)-AR(2)	MSH(2)-AR(3)	MSH(2)-AR(4)	MSH(2)-AR(5)
RMSE	$0,0037$	$0,0015$	$0,0013$	$0,0013$	$0,0013$
MAE	$0,0025$	$0,0011$	$0,0011$	$0,0010$	$0,0010$
			Benchmark-Prognosen		
	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)	AR(5)
RMSE	$0,0037$	$0,0015$	$0,0014$	$0,0013$	$0,0013$
MAE	$0,0025$	$0,0011$	$0,0011$	$0,0010$	$0,0010$

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 5.5.

Im Folgenden soll auf die Prognoseleistung der MSIH(2)-AR(p)-Modelle eingegangen werden. Die Prognoseergebnisse der gegenüber dem MSH(2)-AR(p)-Modelltyp um ein regimeabhängiges Absolutglied erweiterterten Modelle sind in der Tabelle 5.13 für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor bzw. in der Tabelle 5.14 für die Gesamtwirtschaft abgebildet.

Die Erhöhung der Modellkomplexität gegenüber den traditionellen Benchmark-AR(p)-

Tabelle 5.13: Prognosegüte von MSIH(*2*)-AR(*p*)-Modellen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich. Quartalsprognosen für den Zeitraum Q1 2010 bis Q4 2016

MSIH(2)-AR(1): $y_t = \lambda(S_t) + \phi_1 y_{t-1} + \sigma(S_t)\,\epsilon_t$

	MSIH(2)-AR(1)	MSIH(2)-AR(2)	MSIH(2)-AR(3)	MSIH(2)-AR(4)	MSIH(2)-AR(5)
RMSE	$0,0031$	$0,0013$	$0,0012$	$0,0012$	$0,0012$
MAE	$0,0022$	$0,0010$	$0,0009$	$0,0009$	$0,0009$
	Benchmark-Prognosen				
	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)	AR(5)
RMSE	$0,0031$	$0,0014$	$0,0012$	$0,0012$	$0,0012$
MAE	$0,0022$	$0,0010$	$0,0009$	$0,0009$	$0,0009$

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 5.5.

Modellen führt lediglich beim MSIH(2)-AR(2)-Modell (unternehmensorientierter Dienstleistungssektor) sowie beim MSIH(2)-AR(3)-Modell (Gesamtwirtschaft) zu einer geringfügigen Verbesserung der Prognosequalität, während sich beim MSIH(2)-AR(3)-Modell (Gesamtwirtschaft) sogar eine leichte Verschlechterung der Prognosequalität feststellen lässt.

Für das MSIH(2)-AR(2)-Modell (Gesamtwirtschaft) konnte aufgrund der Instationarität beider Regime keine Quartalsprognosen erstellt werden. Die Instationarität der beiden Regime des MSIH(2)-AR(2)-Modells liegt vor, da die geschätzten AR-Koeffizienten $\hat{\phi}_1 = 1,81$ und $\hat{\phi}_2 = -1,02$ des Modells in der Kalibrationsstichprobe die dritte Stationaritätsbedingung für AR(2)-Prozesse aus (5.6) verletzen.

Tabelle 5.14: Prognosegüte von MSIH(*2*)-AR(*p*)-Modellen: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft. Quartalsprognosen für den Zeitraum Q1 2010 bis Q4 2016

MSIH(2)-AR(1): $y_t = \lambda(S_t) + \phi_1 y_{t-1} + \sigma(S_t)\,\epsilon_t$

	MSIH(2)-AR(1)	MSIH(2)-AR(2)	MSIH(2)-AR(3)	MSIH(2)-AR(4)	MSIH(2)-AR(5)
RMSE	$0,0037$	X	$0,0013$	$0,0013$	$0,0014$
MAE	$0,0025$	X	$0,0011$	$0,0010$	$0,0010$
	Benchmark-Prognosen				
	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)	AR(5)
RMSE	$0,0037$	$0,0015$	$0,0014$	$0,0013$	$0,0013$
MAE	$0,0025$	$0,0011$	$0,0011$	$0,0010$	$0,0010$

X: Aufgrund der Instationarität beider Regime konnten keine Prognosen erstellt werden. Siehe hierzu die Ausführungen auf Seite 102. Siehe auch die Erläuterungen zu Tabelle 5.5.

5.2.6.4 Modellerweiterung um regimeabhängige AR-Koeffizienten

Im Folgenden sollen die in Abschnitt 5.2.6.3 diskutierten MSIH(2)-AR(p)-Modellvarianten um regimeabhängige autoregressive Parameter erweitert werden. Modelle vom Typ MSIAH(2)-AR(p) wurden beispielsweise in Krolzig (1997, S. 250 f.) sowie in Schlittgen (2015, S. 241 ff.) im Bereich der Konjunkturanalyse eingesetzt. Die Überlegung, dass Regimewechsel auch zu Änderungen bei den autoregressiven Parametern führen, geht ursprünglich auf Hansen (1992) zurück (Krolzig 1997, S. 250).

Die Tabelle 5.15 enthält zunächst die Schätzergebnisse für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor. Diese lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Mit Blick auf das Informationskriterium AIC zeigt sich, dass sämtliche Varianten des MSIAH(2)-AR(p)-Modells im Vergleich zu den MSIH(2)-AR(p)-Modellen der Tabelle 5.9 sowie zu den MSH(2)-AR(p)-Modellen der Tabelle 5.7 einen zusätzlichen Erklärungsbeitrag leisten. Die Überlegenheit der MSIAH(2)-AR(p)-Modellklasse lässt sich anhand des BIC jedoch nicht bestätigen.
- Die Einführung regimeabhängiger autoregressiver Parameter bewirkt unter anderem, dass im Vergleich zum MSIH(2)-AR(p)-Modell der Tabelle 5.9 eine teils deutliche Verringerung des regimespezifischen Unterschieds bei der Standardabweichung der Innovationen festzustellen ist. Außerdem zeigt sich, dass durch die flexiblere Modellierungsform die beiden Regime nun eine nahezu gleiche durchschnittliche Dauer aufweisen.
- Beim Blick auf das MSIAH(2)-AR(p)-Modell fällt auf, dass die Einführung regimeabhängiger autoregressiver Parameter zu einem stationären Regime mit $\hat{\phi}_{11} = 0,9204$ sowie zu einem instationären Regime mit $\hat{\phi}_{12} = 1,0034$ führt.
- Die regimeabhängige Modellierung sämtlicher Parameter führt zu vergleichsweise hohen Werten für die RCM-Statistik. Auf diesen Zusammenhang, dass eine bessere Anpassung an die Daten mit einer unschärferen Regimeabgrenzung einhergeht, wird beispielsweise in Ahrens (2000, S. 157) hingewiesen.

Ein Likelihood-Ratio-Test zwischen dem vom AIC präferierten MSIAH(2)-AR(4)-Modell gegenüber dem vom BIC präferierten parametersparsameren MSIAH(2)-AR(2)-Modell führt zu: $LR = 2(524,31 - 510,60) = 27,42$. Da der Wert der Teststatistik beim üblichen Signifikanzniveau von 5% größer als der kritische Wert der χ^2_2-Verteilung mit $5,99$ ist, kann das MSIAH(2)-AR(2)-Modell gegenüber dem MSIAH(2)-AR(4)-Modell verworfen werden.

Im Folgenden soll dieses präferierte Modell für die MSIAH(2)-AR(p)-Modellklasse mit den präferierten Modellen vom Typ MSI(2)-AR(p), vom Typ MSH(2)-AR(p) und vom Typ

Tabelle 5.15: Schätzung von MSIAH(*2*)-AR(*p*)-Modellen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich

MSIAH(2)-AR(1): $y_t = \lambda(S_t) + \phi_1(S_t)\, y_{t-1} + \sigma(S_t)\, \epsilon_t$

	MSIAH(2)-AR(1)	MSIAH(2)-AR(2)	MSIAH(2)-AR(3)	MSIAH(2)-AR(4)	MSIAH(2)-AR(5)
λ_1	$0,0005$	$0,0004$	$0,0004$	$0,0001$	$0,0001$
	$(0,0011)$	$(0,0004)$	$(0,0003)$	$(0,0002)$	$(0,0002)$
λ_2	$-0,0001$	$-0,0003$	$-0,0002$	$-0,0002$	$-0,0003$
	$(0,0002)$	$(0,0002)$	$(0,0002)$	$(0,0002)$	$(0,0002)$
ϕ_{11}	$0,9204^{***}$	$1,9771^{***}$	$2,6263^{***}$	$2,9985^{***}$	$2,8812^{***}$
	$(0,0581)$	$(0,0783)$	$(0,0783)$	$(0,0783)$	$(0,1380)$
ϕ_{12}	$1,0034^{***}$	$1,5416^{***}$	$1,7347^{***}$	$1,7146^{***}$	$1,7589^{***}$
	$(0,0293)$	$(0,0337)$	$(0,0754)$	$(0,0859)$	$(0,0840)$
ϕ_{21}		$-1,0975^{***}$	$-2,5013^{***}$	$-3,8519^{***}$	$-3,4817^{***}$
		$(0,0729)$	$(0,3028)$	$(0,3449)$	$(0,3681)$
ϕ_{22}		$-0,5930^{***}$	$-0,9347^{***}$	$-0,9972^{***}$	$-1,1586^{***}$
		$(0,0372)$	$(0,1294)$	$(0,1983)$	$(0,2075)$
ϕ_{31}			$0,8254^{**}$	$2,5857^{***}$	$1,9634^{***}$
			$(0,1759)$	$(0,3542)$	$(0,4494)$
ϕ_{32}			$0,1855^{**}$	$0,3051$	$0,6110^{*}$
			$(0,0663)$	$(0,1950)$	$(0,2567)$
ϕ_{41}				$-0,7986^{***}$	$-0,2157$
				$(0,1443)$	$(0,3352)$
ϕ_{42}				$-0,0753$	$-0,3898$
				$(0,0831)$	$(0,2079)$
ϕ_{51}					$-0,2312$
					$(0,1252)$
ϕ_{52}					$0,1335$
					$(0,0833)$
σ_1	$0,0067$	$0,0021$	$0,0016$	$0,0011$	$0,0011$
σ_2	$0,0015$	$0,0010$	$0,0009$	$0,0009$	$0,0009$
π_{11}	$0,9345$	$0,8259$	$0,8026$	$0,7347$	$0,7290$
π_{22}	$0,9420$	$0,8737$	$0,8467$	$0,7543$	$0,7689$
$(1-\pi_{11})^{-1}$	$15,2574$	$5,7423$	$5,0652$	$3,7692$	$3,6894$
$(1-\pi_{22})^{-1}$	$17,2391$	$7,9159$	$6,5225$	$4,0704$	$4,3262$
AIC	$-889,0099$	$-1010,6810$	$-1023,2480$	$-1030,6580$	$-1023,2560$
BIC	$-859,9320$	$-967,1811$	$-965,4065$	$-958,5548$	$-936,9730$
RCM	$14,5297$	$38,2491$	$42,9967$	$49,9368$	$47,5519$

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 5.3.

MSIH(2)-AR(p) unter Verwendung des Likelihood-Ratio-Tests und auf Basis des üblichen Signifikanzniveaus verglichen werden. Die Likelihood-Ratio-Teststatistik beträgt beim erstgenannten Vergleich $LR = 2(524,31 - 509,04) = 30,54$, wobei das präferierte Modell vom Typ MSI(2)-AR(p) die Lag-Ordnung $p = 4$ aufweist. Das MSIAH(2)-AR(p) dominiert das MSI(2)-AR(4)-Modell, da der kritische Wert der χ^2_5-Verteilung mit $11,07$ einen deutlich geringeren Wert als die Teststatistik aufweist. Die beiden weiteren Teststatistiken sind $LR = 2(524,31 - 509,05) = 30,52$ sowie $LR = 2(524,31 - 509,25) = 30,12$, wobei die zweitgenannten Zahlen in den Klammern die Werte der Log-Likelihood-Funktion für das MSH(2)-AR(3) bzw. für das MSIH(2)-AR(3) sind. Auch bei diesen beiden Modellvergleichen dominiert die Modellklasse mit dem höchsten Komplexitätsgrad, da die Werte der beiden Teststatistiken jeweils deutlich geringer als die kritischen Werte der χ^2_6-Verteilung bzw. der χ^2_5-Verteilung mit $12,59$ bzw. $11,07$ sind.

Die Resultate der für Vergleichszwecke durchgeführten Modellschätzungen vom Typ MSIAH(2)-AR(p) für die Gesamtwirtschaft sind in der Tabelle 5.16 dargestellt. Die wichtigsten Erkenntnisse lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Im Vergleich zu den Ergebnissen aus Tabelle 5.15 können für die höheren Lag-Ordnungen p deutlichere Unterschiede bei der regimespezifischen Volatilität festgestellt werden.
- Bei den beiden Modellvarianten mit den Lag-Ordnungen $p = 4$ und $p = 5$ zeigt sich, dass das weniger volatile Konjunkturregime auf dem 5-prozentigen Niveau jeweils statistisch signifikant ist. Die Aufhebung aller Annahmen zu der Regimeinvarianz der Modellparameter resultiert bei diesen beiden Modellspezifikationen in regimespezifischen Unterschieden bei der Volatilität der Fehlerterme, bei der Verarbeitung von Konjunkturschocks sowie (vermutlich) beim Niveau der Reihe. Es liegt die Vermutung nahe, dass zumindest bei diesen beiden Modellspezifikationen die Wahl des Regimewechselmodells mit dem höchsten Komplexitätsgrad angemessen ist.

Informationen über die Prognosegüte des MSIAH(2)-AR(p)-Modells sind in der Tabelle 5.17 für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor sowie in der Tabelle 5.18 für die Gesamtwirtschaft enthalten.

Es zeigt sich, dass für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor in vier von fünf Fällen und für die Gesamtwirtschaft in zwei von fünf Fällen die Durchführung des Prognosevorgangs aufgrund des Vorliegens zumindest eines instationären Regimes nicht möglich war. Konnte der Prognosevorgang durchgeführt werden, so zeigt das MSIAH(2)-AR(p)-Modell für den unternehmensorientierten Diensteistungssektor eine im Vergleich zum Benchmark-Verfahren etwas schlechtere Prognoseleistung. Für das korrespondierende Modell

Tabelle 5.16: Schätzung von MSIAH(*2*)-AR(*p*)-Modellen: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft

MSIAH(2)-AR(1): $y_t = \lambda(S_t) + \phi_1(S_t)\, y_{t-1} + \sigma(S_t)\, \epsilon_t$

	MSIAH(2)-AR(1)	MSIAH(2)-AR(2)	MSIAH(2)-AR(3)	MSIAH(2)-AR(4)	MSIAH(2)-AR(5)
λ_1	$0,0011$	$-0,0007$	$-0,0003$	$-0,0005$	$-0,0005$
	$(0,0022)$	$(0,0005)$	$(0,0005)$	$(0,0003)$	$(0,0003)$
λ_2	$-0,0003$	$0,0001$	$0,0002$	$0,0003^{**}$	$0,0002^{*}$
	$(0,0003)$	$(0,0002)$	$(0,0002)$	$(0,0001)$	$(0,0001)$
ϕ_{11}	$0,9112^{***}$	$2,1119^{***}$	$2,1798^{***}$	$2,1900^{***}$	$2,1139^{***}$
	$(0,0850)$	$(0,0590)$	$(0,1811)$	$(0,1865)$	$(0,2145)$
ϕ_{12}	$0,9437^{***}$	$1,5514^{***}$	$2,3738^{***}$	$2,6188^{***}$	$2,6139^{***}$
	$(0,0407)$	$(0,0387)$	$(0,0817)$	$(0,0597)$	$(0,0597)$
ϕ_{21}		$-1,2318^{***}$	$-1,9932^{***}$	$-2,2345^{***}$	$-2,0345^{***}$
		$(0,0577)$	$(0,3707)$	$(0,4263)$	$(0,5171)$
ϕ_{22}		$-0,7160^{***}$	$-1,9758^{***}$	$-2,6319^{***}$	$-2,6104^{***}$
		$(0,0379)$	$(0,1358)$	$(0,1490)$	$(0,1650)$
ϕ_{31}			$0,6285^{**}$	$1,2309^{**}$	$0,9483$
			$(0,2255)$	$(0,4016)$	$(0,6208)$
ϕ_{32}			$0,5827^{***}$	$1,2422^{***}$	$1,1980^{***}$
			$(0,0673)$	$(0,1500)$	$(0,2177)$
ϕ_{41}				$-0,3704^{*}$	$-0,1193$
				$(0,1639)$	$(0,4803)$
ϕ_{42}				$-0,2567$	$-0,2121$
				$(0,0610)$	$(0,1723)$
ϕ_{51}					$-0,1048$
					$(0,1801)$
ϕ_{52}					$-0,0189$
					$(0,0680)$
σ_1	$0,0103$	$0,0018$	$0,0021$	$0,0018$	$0,0018$
σ_2	$0,0029$	$0,0016$	$0,0011$	$0,0007$	$0,0007$
π_{11}	$0,9493$	$0,9363$	$0,8299$	$0,6984$	$0,6654$
π_{22}	$0,9865$	$0,9815$	$0,9192$	$0,7248$	$0,7122$
$(1-\pi_{11})^{-1}$	$19,7397$	$15,7094$	$5,8798$	$3,3151$	$2,9890$
$(1-\pi_{22})^{-1}$	$74,0113$	$54,1423$	$12,3756$	$3,6340$	$3,4748$
AIC	$-834,6698$	$-992,4329$	$-1013,0680$	$-1017,7430$	$-1004,3650$
BIC	$-805,5920$	$-948,9332$	$-955,2264$	$-945,6401$	$-918,0825$
RCM	$5,0312$	$12,1873$	$32,0866$	$51,3992$	$51,9491$

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 5.3.

Tabelle 5.17: Prognosegüte von MSIAH(*2*)-AR(*p*)-Modellen: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich. Quartalsprognosen für den Zeitraum Q1 2010 bis Q4 2016

MSIAH(2)-AR(1): $y_t = \lambda(S_t) + \phi_1(S_t)\, y_{t-1} + \sigma(S_t)\, \epsilon_t$

	MSIAH(2)-AR(1)	MSIAH(2)-AR(2)	MSIAH(2)-AR(3)	MSIAH(2)-AR(4)	MSIAH(2)-AR(5)
RMSE	X	X	X	$0,0013$	X
MAE	X	X	X	$0,0009$	X
			Benchmark-Prognosen		
	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)	AR(5)
RMSE	$0,0031$	$0,0014$	$0,0012$	$0,0012$	$0,0012$
MAE	$0,0022$	$0,0010$	$0,0009$	$0,0009$	$0,0009$

X: Aufgrund der Instationarität mindestens eines Regimes konnten keine Prognosen erstellt werden. Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 5.5 .

Tabelle 5.18: Prognosegüte von MSIAH(*2*)-AR(*p*)-Modellen: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft. Quartalsprognosen für den Zeitraum Q1 2010 bis Q4 2016

MSIAH(2)-AR(1): $y_t = \lambda(S_t) + \phi_1(S_t)\, y_{t-1} + \sigma(S_t)\, \epsilon_t$

	MSIAH(2)-AR(1)	MSIAH(2)-AR(2)	MSIAH(2)-AR(3)	MSIAH(2)-AR(4)	MSIAH(2)-AR(5)
RMSE	$0,0037$	X	X	$0,0012$	$0,0013$
MAE	$0,0025$	X	X	$0,0009$	$0,0009$
			Benchmark-Prognosen		
	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)	AR(5)
RMSE	$0,0037$	$0,0015$	$0,0014$	$0,0013$	$0,0013$
MAE	$0,0025$	$0,0011$	$0,0011$	$0,0010$	$0,0010$

X: Aufgrund der Instationarität mindestens eines Regimes konnten keine Prognosen erstellt werden. Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 5.5.

für die Gesamtwirtschaft kann in zwei von drei Fällen eine im Vergleich zum Benchmark-Verfahren geringfügig bessere Prognoseleistung festgestellt werden.

Insgesamt lassen die Prognoseergebnisse nicht darauf schließen, dass die im Rahmen der empirischen Untersuchung betrachteten modelltechnisch komplexeren Regime-Switching-Modelle den herkömmlichen regimeinvarianten AR(p)-Modellen überlegen sind. Auch die in der Literatur zahlreich vorliegenden Untersuchungsergebnisse lassen zumeist eine ähnliche Schlussfolgerung zu. Schlittgen (2015, S. 243 f.) wies in diesem Zusammenhang darauf hin, dass sich in den meisten empirischen Studien eine Verbesserung der Prognosen durch

den Einsatz von Regimewechselmodellen anstelle von AR(p)-Modellen nicht erkennen ließ. Auch auf Basis der Untersuchungsergebnisse von Clements und Krolzig (1998), die einen umfassenden Prognosevergleich zwischen Regimewechselmodellen und regimeinvarianten AR(p)-Modellen durchführten, konnte eine potentielle Überlegenheit der Prognosemodelle mit dem höheren Komplexitätsgrad nicht aufgezeigt werden. Die beiden Autoren der Studie weisen in ihrem Fazit daraufhin, dass die Ergebnisse des Prognosevergleichs stark davon abhängig sind, ob und inwieweit die in der Kalibrationsstichprobe festgestellten nichtlinearen Strukturen der Zeitreihe auch in der Teststichprobe vorhanden sind (Clements und Krolzig 1998, S. 71).

5.2.7 Ein 3-Zustands-Modell

Eine mögliche Erweiterung der bisher betrachteten Regimewechselmodelle kann auch durch eine Erhöhung der Anzahl an Konjunkturregimen erfolgen. Die konjunkturtheoretische Rechtfertigung für den Einsatz eines Regimewechselmodells mit drei Regimen geht auf Sichel (1994) zurück (Krolzig und Lütkepohl 1995, S. 186). Anhand einer empirischen Analyse des amerikanischen Konjunkturverlaufs in der Zeit sowohl vor als auch nach dem Zweiten Weltkrieg konnte er auf ein Konjunkturverlaufsmuster schließen, das drei individuelle Konjunkturphasen umfasst. Unmittelbar nach dem Zeitraum einer Rezession konnte der Autor eine Phase starker wirtschaftlicher Erholung feststellen. Dies lässt sich nach Sichel (1994) darauf zurückführen, dass die in der Rezession nicht genutzten Produktionskapazitäten ohne weitere Investitionen direkt genutzt werden können. Auf diese durch ein hohes Produktionswachstum gekennzeichnete Konjunkturphase folgt eine Expansionsphase mit moderatem Wirtschaftswachstum. In dieser Phase ist für die weitere Produktionserhöhung ein Ausbau der Kapazitäten, der in aller Regel viel Zeit in Anspruch nimmt, notwendig.

Ein Regimewechselmodell mit drei Regimen vom Typ MSI-AR(0) wurde von Krolzig (1997, S. 243 ff.) für die Konjunkturanalyse in Deutschland eingesetzt. Seine Untersuchungsergebnisse deuten daraufhin, dass zwei der drei Regime aufgrund der geringen Wahrscheinlichkeit ihres Auftretens, ihrer sehr kurzen Dauer und der betragsmäßig hohen Werte für die beiden geschätzten Modellkonstanten nur Perioden mit ungewöhnlich starken Konjunkturbewegungen umfassen. Ein zur Beschreibung des Konjunkturzyklus besser geeignetes Modell kann nach Meinung des Autors durch die Aufnahme von autoregressiven Parametern und zusätzlichen Regimen gebildet werden (Krolzig 1997, S. 245).

Im Folgenden sollen die Auswirkungen auf die bisherigen Modellschätzungen, die durch die Aufnahme eines zusätzlichen dritten Regimes entstehen, kurz skizziert werden. Zu diesem

Zweck wurden die für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor präferierten Modelle des Typs MSI(2)-AR(p) und MSH(2)-AR(p) jeweils um ein drittes Regime erweitert und neu geschätzt. Auf die ausführliche tabellarische Darstellung der Schätzergebnisse soll im Folgenden verzichtet werden.

Die Ergebnisse der Modellschätzung eines Regimewechselmodells vom Typ MSI(3)-AR(4) zeigen, dass neben einem vergleichsweise persistenten Regime mit einer durchschnittlichen Phasendauer von 11,51 Quartalen auch zwei Regime von deutlich kürzerer Dauer vorliegen. Die durchschnittliche Phasendauer der beiden Regime, deren geschätzte Absolutglieder jeweils statistisch signifikant sind und einen positiven bzw. einen negativen Wert aufweisen, beträgt 3,48 bzw. 2,36 Quartale. Das persistente Regime weist einen statistisch insignifikanten Wert für die Modellkonstante auf. Das MSI(3)-AR(4)-Modell kann demnach zwischen den drei Zuständen der starken konjunkturellen Unterauslastung, der gewöhnlichen wirtschaftlichen Aktivität und einer sehr hohen konjunkturellen Auslastung unterscheiden. Mit Blick auf die geglätteten Regimewahrscheinlichkeiten zeigt sich, dass eine starke konjunkturelle Unterauslastung etwa zwischen den Jahren 2004 und 2005 sowie im Krisenjahr 2009 feststellbar ist. Eine sehr hohe Konjunkturauslastung lässt sich hingegen näherungsweise für die Jahre 2001 und 2008 feststellen. Die Eignung des Modells zur Beschreibung des Konjunkturzyklus erscheint aufgrund der starken Asymmetrie der Konjunkturphasen jedoch sehr zweifelhaft.

Im Fall des MSI(3)-AR(3)-Modells lassen die Schätzergebnisse auf zwei Hochvolatilitätsregime mit einer geschätzten Standardabweichung der Innovationen von $0,0030$ bzw. von $0,0022$ und auf ein Niedrigvolatilitätsregime mit einem entsprechenden Wert von $0,0012$ schließen. Das zweitgenannte Hochvolatilitätsregime weist neben einer sehr kurzen durchschnittlichen Dauer von $1,13$ Quartalen die Besonderheit auf, dass die geglätteten Regimewahrscheinlichkeiten zu jedem Zeitpunkt niedriger als die geglätteten Regimewahrscheinlichkeiten des erstgenannten Volatilitätsregimes sind. Aus diesem Grund erscheint die Aufnahme eines dritten Volatilitätsregimes zur Beschreibung des Konjunkturzyklus in diesem Fall nicht sinnvoll zu sein.

5.2.8 Konjunkturampel: Voll- versus Unterauslastungsregime

Bei der Schätzung von Regimewechselmodellen wird durch die Ermittlung von Regimewahrscheinlichkeiten eine Inferenz in Bezug auf das zum Zeitpunkt t vorliegende Regime vorgenommen. Die Regimewahrscheinlichkeiten können in Abhängigkeit von der jeweils betrachteten Informationsmenge entweder in gefilterter Form (siehe hierzu Abschnitt 3.4.1) oder alternativ in geglätteter Form (siehe hierzu Abschnitt 3.4.2) angegeben werden.

Bisher wurde für die konjunkturelle Klassifikation im 2-Zustands-Modell die einfache $0,5-$Regel (siehe Gleichung 3.33) von Hamilton (1989, S. 373 ff.) verwendet. Nach dieser Regel liegt ein Regime dann vor, wenn die geglätteten Regimewahrscheinlichkeiten die 50-Prozentmarke übersteigen. Eine alternative Klassifizierungsmethode für die modellendogen datierten Konjunkturphasen bei Regimewechselmodellen mit zwei Regimen wurde von Abberger und Nierhaus (2008c, S. 29 f.) vorgeschlagen. Die von ihnen präferierte Datierungsregel berücksichtigt im Gegensatz zur $0,5-$Regel den Fall, dass zum Zeitpunkt t eine große wirtschaftliche Unsicherheit über das Vorliegen eines der beiden Konjunkturregime besteht. In der formalen Darstellung lautet die Datierungsregel wie folgt:

$$i_t = \left\{ \begin{array}{lll} 1 & \text{falls} & \Pr\left(S_t = 1 \,|\tilde{y}_T\right) > \frac{2}{3} \\ 2 & \text{falls} & \Pr\left(S_t = 1 \,|\tilde{y}_T\right) < \frac{1}{3} \\ - & \text{sonst} & \end{array} \right\}. \tag{5.7}$$

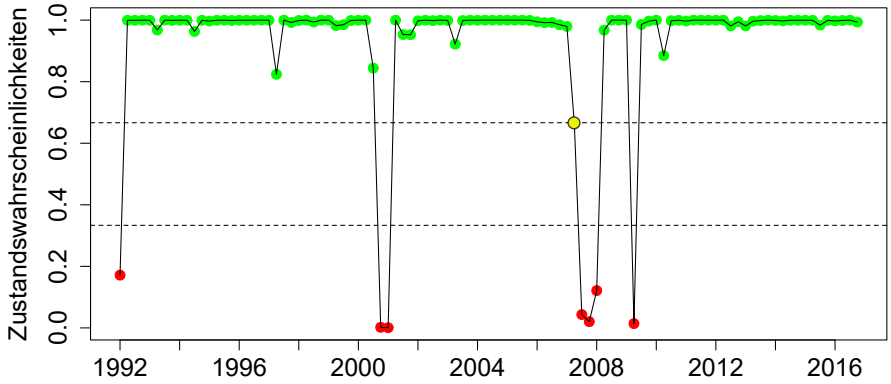
Wird eine zeitnahe Konjunkturanalyse durchgeführt, so sollte für die Konjunkturdatierung mit (5.7) anstatt der geglätteten Regimewahrscheinlichkeiten $\Pr\left(S_t \,|\tilde{y}_T\right)$ die gefilterten Regimewahrscheinlichkeiten $\Pr\left(S_t \,|\tilde{y}_t\right)$ verwendet werden. Für die Regimewahrscheinlichkeiten zwischen einem Drittel und zwei Dritteln[109] lässt sich keine Zustandsaussage treffen. Diese Phase konjunktureller Indifferenz wird als Pufferzone zwischen den beiden Regimen aufgefasst.

Eine beliebte grafische Darstellungsform für den mit Hilfe von (5.7) ermittelten Konjunkturverlauf ist die Konjunkturampel. Übersteigt die geglättete Regimewahrscheinlichkeit $\Pr\left(S_t = 1 \,|\tilde{y}_T\right)$ die $66-$Prozentmarke, so wird dies bei der Konjunkturampel für das erste Regime durch einen grünen Punkt signalisiert. Regimewahrscheinlichkeiten unterhalb der $33-$Prozentmarke werden durch rote Signalpunkte und Regimewahrscheinlichkeiten im Intervall zwischen den beiden Prozentmarken durch gelbe Signalpunkte gekennzeichnet. Eine Konjunkturampel, die auf der der Datierungsregel (5.7) basiert, ist bislang unter anderem in den empirischen Analysen von Abberger und Nierhaus (2008c; 2010b; 2011) und Nierhaus und Abberger (2014; 2015) eingesetzt worden.

Im Folgenden sollen die geglätteten Regimewahrscheinlichkeiten des Konjunkturregimes Unterauslastung des MSI(2)-AR(4)-Modells für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor aus Abschnitt 5.2.6.2 in Form einer Konjunkturampel präsentiert werden. Das Konjunkturregime Unterauslastung (zweites Konjunkturregime) wurde deshalb für die Darstellung gewählt, da es aufgrund seiner Persistenz (durchschnittliche Phasendauer von 19,55

[109] Die Festlegung der Werte $\frac{1}{3}$ und $\frac{2}{3}$ ist empirisch motiviert. Details hierzu finden sich in Abberger und Nierhaus (2008c, S. 29).

Quartalen, siehe die Ergebnisse in Tabelle 5.3) in gewisser Weise den konjunkturellen Normalzustand repräsentiert.



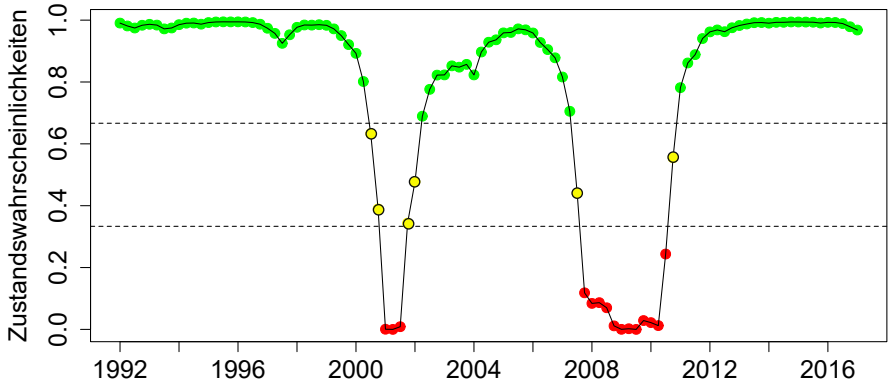
Die konjunkturelle Klassifizierung erfolgte folgendermaßen: Grünes (rotes) Signal, falls die geglättete Regimewahrscheinlichkeit für das Regime 2 (für das Regime 1) größer als zwei Drittel ist. Gelbes Signal, falls die geglättete Regimewahrscheinlichkeiten beider Regime zwischen einem Drittel und zwei Dritteln liegt.

Abbildung 5.23: Konjunkturampel für das zweite Regime des MSI(2)-AR(4)-Modells: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich für den Zeitraum vom ersten Quartal des Jahres 1992 bis zum vierten Quartal des Jahres 2016

Bei der Betrachtung der Konjunkturampel in der Abbildung 5.23 fällt auf, dass rote und gelbe Signalpunkte - die das Regime Vollauslastung bzw. die konjunkturelle Indifferenz repräsentieren - lediglich in sehr geringer Anzahl vorliegen. Der vermeintliche Vorteil einer sehr guten Regimeabgrenzung kann im vorliegenden Fall sicherlich nicht den Nachteil aufwiegen, dass das MSI(2)-AR(4)-Modell den Konjunkturzyklus des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors nur unzureichend abbildet.

5.2.9 Konjunkturampel: Hochvolatilitäts- versus Niedrigvolatilitätsregime

Im Folgenden wird das in Abschnitt 5.2.8 skizzierte Konzept einer Konjunkturampel auf das geschätzte MSH(2)-AR(3)-Volatilitätsmodell für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor aus Abschnitt 5.2.6.3 angewandt. Es liegt die Vermutung nahe, dass das MSH(2)-AR(3)-Modell im Vergleich zum MSI(2)-AR(4)-Modell aufgrund des höheren Wertes der RCM-Statistik (siehe die Tabelle 5.7) und der damit einhergehenden geringeren Regime-Trennschärfe zu einer adäquateren Ampeldarstellung führen kann.



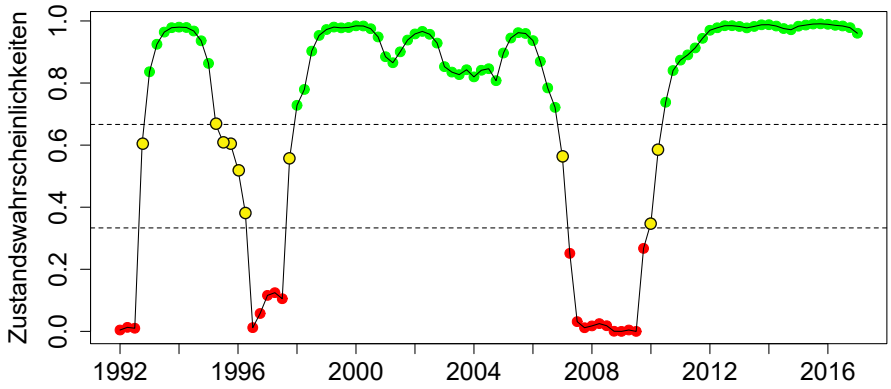
Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.23.

Abbildung 5.24: Konjunkturampel für das zweite Regime des MSH(2)-AR(3)-Modells: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich für den Zeitraum vom ersten Quartal des Jahres 1992 bis zum vierten Quartal des Jahres 2016

Für die in der Abbildung 5.24 dargestellte Konjunkturampel für das des MSH(2)-AR(3)-Modell wurden die geglätteten Regimewahrscheinlichkeiten des zweiten Regimes (Niedrigvolatilitätsregime) ausgewählt. Der Grund hierfür liegt - analog zu dem bereits auf Seite 111 aufgeführten Argument - in der höheren Persistenz des zweiten Konjunkturregimes.[110] Bei der Betrachtung von Abbildung 5.24 fällt zum einen auf, dass die Konjunkturampel des MSH(2)-AR(3)-Modells neben einer recht hohen Trennschärfe auch eine im Vergleich zur Abbildung 5.23 etwas geringere Asynchronität bei der Phasendauer aufweist. Zum anderen ist auffallend, dass die durch die gelben Punkte dargestellten Phasen konjunktureller Indifferenz nur kurzzeitig beim Übergang zwischen den beiden Konjunkturregimen eintreten.

Die Konjunkturampel des zweiten Regimes des MSH(2)-AR(3)-Volatilitätsmodells für die Gesamtwirtschaft wird zu Vergleichszwecken in der Abbildung 5.25 dargestellt. Mit Ausnahme der bereits auf Seite 97 erwähnten Phasenverschiebung des gesamtwirtschaftlichen Hochvolatilitätsregimes in die 1990er Jahre weisen die Abbildungen 5.24 und 5.25 starke Ähnlichkeiten auf.

[110] Siehe hierfür die Ergebnisse der Modellschätzung in der Tabelle 5.7.



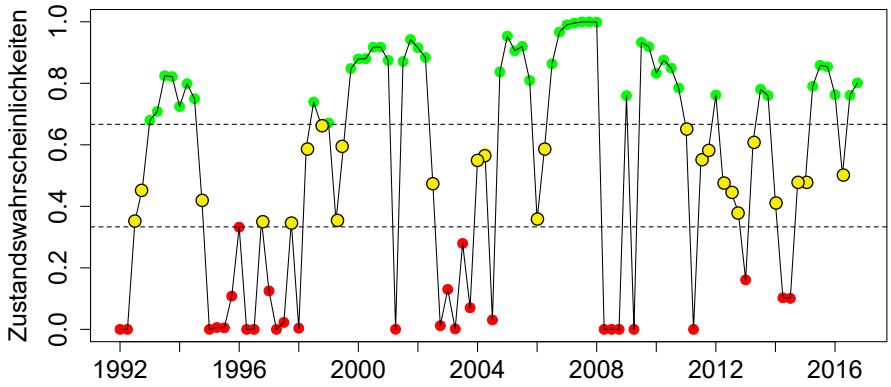
Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.23.

Abbildung 5.25: Konjunkturampel für das zweite Regime des MSH(2)-AR(3)-Modells: Konjunkturkomponente für die Gesamtwirtschaft

5.2.10 Konjunkturampel für ein hochparametrisiertes Modell

Bei den bisherigen Darstellungen der Konjunkturampeln für die vergleichsweise unkomplizierten Modellspezifikationen vom Typ MSI(2)-AR(p) (siehe Abschnitt 5.2.8) sowie vom Typ MSH(2)-AR(p) (siehe Abschnitt 5.2.9) war erkennbar, dass konjunkturelle Indifferenzphasen entweder gar nicht (siehe Abbildung 5.23) oder nur kurzzeitig bei Regimeübergängen (siehe Abbildung 5.24) vorliegen. Einer der wesentlichen Gründe für die Berechnung einer Konjunkturampel ist allerdings die visuelle Darstellung von potentieller konjunktureller Unsicherheit (siehe hierzu z.B. Abberger und Nierhaus (2008c, S. 29)). In diesem Abschnitt wird nun untersucht, ob eine Konjunkturampel für ein hochparametrisiertes Modell vom Typ MSIAH(2)-AR(p) aus Abschnitt 5.2.6.4 die wirtschaftliche Unsicherheit über den konjunkturellen Zustand des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors besser abbilden kann.

Das für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor präferierte MSIAH(2)-AR(p)-Modell weist die Lagordnung $p = 4$ und zwei Konjunkturregime mit annähernd gleicher Persistenz auf (siehe Tabelle 5.15). Die Konjunkturampel für das zweite Regime des MSIAH(2)-AR(p)-Modells ist in der Abbildung 5.26 dargestellt.



Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.23.

Abbildung 5.26: Konjunkturampel für das zweite Regime des MSIAH(2)-AR(4)-Modells: Konjunkturkomponente für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich

Die abgebildete Konjunkturampel signalisiert in 47% aller Fälle ein grünes Signal (zweites Regime), in 28% aller Fälle ein rotes Signal (erstes Regime) und in 25% der Fälle ein gelbes Signal (konjunkturelle Indifferenz). Insgesamt zeigt sich, dass die Regimewahrscheinlichkeiten des hochparametrisierten MSIAH(2)-AR(4)-Modells im Vergleich zu den Modellen mit niedrigerem Komplexitätsgrad eine höhere Volatiltät aufweisen. Diesem scheinbaren Vorteil der besseren Abbildung konjunktureller Unsicherheit steht allerdings auch der Nachteil gegenüber, dass die beiden Konjunkturregime nur sehr schlecht bzw. gar nicht interpretierbar sind. Im Gegensatz zum MSI(2)-AR(p)-Modell bzw. zum MSH(2)-AR(p)-Modells können beim MSIAH(2)-AR(4)-Modell die beiden Regime aufgrund der statistisch insignifikanten Werte für die geschätzten Modellkonstanten und der nur minimalen Differenz bei der regimespezifischen Volatilität weder im Sinne eines Vollauslastungs- bzw. Unterauslastungsregime noch im Sinne eines Hochvolatilitäts- bzw. Niedrigvolatilitätsregimes interpretiert werden.

Die Ergebnisse der Modellschätzungen für das MSIAH(2)-AR(3)-Modell und für das MSIAH(2)-AR(2)-Modell in der Tabelle 5.15 lassen vermuten, dass die Konjunkturregime beider Modellvarianten aufgrund der regimespezifischen Volatilität als Hochvolatilitäts- bzw. als Niedrigvolatilitätsregime aufgefasst werden könnten.

5.3 Ermittlung von synthetischen Dienstleistungsindikatoren

5.3.1 Datengrundlage und Datenaufbereitung

Konjunkturindikatoren für den deutschen Dienstleistungssektor werden von den nationalen und den europäischen Institutionen der amtlichen Statistik (StBA, Deutsche Bundesbank und Statistisches Amt der Europäischen Union (Eurostat)) sowie von einigen nationalen Institutionen der nichtamtlichen Statistik (u.a. ifo Institut für Wirtschaftsforschung, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Deutsche Börse AG) für die Konjunkturanalyse bereitgestellt. Für die Zwecke der empirischen Untersuchung wurde zunächst eine umfangreiche, aus insgesamt 566 Einzelindikatoren bestehende Ausgangsdatenbasis angelegt, wobei die Einzelindikatoren durchgehend eine vierteljährliche oder höhere Frequenz aufweisen.

Zusätzliche Anforderungen - beispielsweise die in Abschnitt 4.2 erwähnte Konformität, Aktualität, Plausibilität[111] und Stabilität der Daten - wurden an die Indikatoren nicht gestellt. Einer der Gründe hierfür ist, dass einige der wichtigsten Dienstleistungsindikatoren - an dieser Stelle seien die Umsatz- und Beschäftigtenindizes aus der Konjunkturerhebung im Dienstleistungsbereich genannt - aktuell frühestens zwei Monate nach dem Ende des Berichtsquartals und damit später als die gewählten Referenzreihen (vierteljährliche VGR-Ergebnisse der Bruttowertschöpfung) veröffentlicht werden. Zum anderen wurde nach dem Kenntnisstand des Autors die überwiegende Mehrzahl der Indikatoren aus der Ausgangsdatenbasis noch nicht auf ihre Eignung für die Konjunkturanalyse hin untersucht.

Zur Berücksichtigung der engen Verknüpfung zwischen industrienahen Dienstleistungsbereichen und dem Industriesektor wurden einige ausgewählte Indikatoren für die Industrie und einzelne ausgewählte gesamtwirtschaftliche Indikatoren in die Ausgangsdatenbasis aufgenommen. Die zur Beschaffung der Zeitreihen genutzten Datenanbieter sind das StBA mit ihrer Datenbank GENESIS-Online, die Deutsche Bundesbank mit ihrer Zeitreihen-Datenbank, Eurostat mit der Eurostat Online-Datenbank, das ifo Institut für Wirtschaftsforschung mit seinem öffentlich zugänglichen Zeitreihen- und Diagrammservice, das ZEW mit seinen historischen Datenreihen[112] sowie die ARIVA.DE AG mit dem von ihr betriebenen Finanzportal ARIVA.DE. Zusätzlich wurden einige der nicht kostenfrei verfügbaren Zeitreihen des ifo Insituts für Wirtschaftsforschung über dessen Datenvertrieb erworben.

[111] Dem Vorwurf des „Measurement without theory“ (Koopmanns 1947) ist die empirische Konjunkturindikatorforschung sehr häufig ausgesetzt.

[112] Die Zeitreihen zur ZEW Konjunkturumfrage Informationswirtschaft wurden unter freundlicher Mithilfe von Herrn Dr. Erdsiek bereitgestellt.

Das Start- und Endquartal des Untersuchungszeitraumes ist das erste Quartal des Jahres 1991 bzw. das vierte Quartal des Jahres 2016.[113] Die Zeitreihenlänge wurde dann verkürzt, wenn die Einführung der verwendeten Konjunkturstatistik erst nach dem Startquartal des Untersuchungszeitraums lag. Konjunkturstatistiken, deren Einführung erst nach dem Jahr 2011 erfolgten, wurden aufgrund ihrer eingeschränkten Datenverfügbarkeit nicht in die Untersuchung miteinbezogen.

Für den Fall, dass der entsprechende Datenanbieter die Einzelzeitreihen nicht nur in ihrer Rohform, sondern zusätzlich auch in saison-, arbeitstäglich bzw. preisbereinigter Form bereitstellt, wurden jeweils die bereinigten Zeitreihen ausgewählt.[114] Werden die Inputzeitreihen nicht in arbeitstäglich- und saisonbereinigter Form angeboten, so wurde jeweils (mit Ausnahme der Aktienindizes und der Geldmarktsätze) eine manuelle Saisonbereinigung unter Verwendung des X-13ARIMA-SEATS-Verfahrens in der Programmierumgebung R durchgeführt. Eine manuelle Preisbereinigung erfolgte hingegen nicht. Fehlende Zeitreihenwerte wurden unter Anwendung eines linearen Interpolationsverfahrens geschätzt.

Liegen die Daten - wie beispielsweise bei der Ergebnisdarstellung von Konjunkturumfragen - in Saldenform vor, so wurde die entsprechende Zeitreihe zunächst in Indexform mit dem Basisjahr 2010 gebracht. Für einige Inputzeitreihen aus dem Datenbestand der Deutschen Bundesbank, deren Darstellung bis zu einer bestimmten Berichtsperiode in Deutscher Mark (DM) und nach dieser in Euro (EUR) erfolgt, wurden die Angaben für den Zeitraum bis zum konzeptionellen Bruch von DM in EUR umgerechnet. Die Umrechnung erfolgt jeweils mit Hilfe des unwiderruflich festgelegten Umrechnungskurses 1 EUR = 1,95583 DM.

Ist die Erscheinungsweise der verwendeten Inputzeitreihe monatlich, so wurde im Fall von Bestandsgrößen die vierteljährliche Verdichtung durch Summenbildung und im Fall von Stromgrößen die Verdichtung durch Durchschnittsbildung durchgeführt. Bei der vierteljährlichen Verdichtung monatlicher Zeitreihen, deren Startzeitpunkte keine Quartalsanfangsmonate und/oder deren Endzeitpunkte keine Quartalsendmonate darstellen, wurden die betreffenden Monate von der weiteren Analyse ausgeschlossen.[115] Absolute Zuwächse statt Quartalsraten wurden grundsätzlich dann berechnet, wenn die betreffende Reihe negative Werte oder

[113] Im Fall von Monatsdaten ist der Start- und Endmonat entsprechend der Januar 1991 bzw. der Dezember 2016.

[114] Im Rahmen der empirischen Studie wird, falls vom Datenanbieter für die Einzelzeitreihe eine Kalender- und Saisonbereinigung mit Hilfe mehrerer Verfahren angeboten wird, das X-12-ARIMA-Verfahren bevorzugt.

[115] Einen Sonderfall stellen die in in Abschnitt 5.3 verwendeten Aktienindizes, die in täglicher Frequenz vorliegen, dar. In ihrem Fall wurden die letzten verfügbaren Kurswerte jedes Quartals zur direkten Berechnung von Quartalsrenditen genutzt.

Tabelle 5.19: Überblick über die ausgewählten Inputzeitreihen zur Beschreibung der Konjunkturentwicklung im unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich

	gesamt	Wirtschaftsbereiche							sonst[2]
		PG[1]	HVG	IuK	FuV	GuW	UDL	SDL	
Anzahl	566	32	141	56	125	83	66	58	5
∅ Zeitreihenlänge[3]	60	93	62	52	61	62	50	51	70

[1] PG: Produzierendes Gewerbe [2] Sonst: Sonstige Inputzeitreihen [3] Angabe in Quartalen. Das Startquartal wurde bei der Berechnung der durchschnittlichen Zeitreihenlänge vernachlässigt. Inputzeitreihen mit Startzeitpunkt Q4 1991 wurden beispielsweise dem Jahr 1991 zugeordnet.

Werte nahe bei Null aufweist bzw. theoretisch aufweisen könnte oder wenn die betreffende Inputzeitreihe Verhältniszahlen darstellt.

Eine Überprüfung der Stationarität der Quartalsraten (bzw. der vierteljährlichen absoluten Zuwächse) erfolgte unter Verwendung der sequentiellen Unit-Root-Teststrategie von Dolado et al. (1990) in der weiterentwickelten Version von Küsters (2017, S.161 ff.) für jede Einzelzeitreihe separat. Im Fall von Inputzeitreihen, die einen stochastischen Trend aufweisen, wurde eine einmalige Differenzenbildung der Zeitreihe durchgeführt. Bei trendstationären Zeitreihen, die definitionsgemäß durch ein deterministisches Trendverhalten gekennzeichnet sind, wurde eine Bereinigung um den Trend vorgenommen.

Im nächsten Datenaufbereitungsschritt wurde das Problem, dass Einzelindikatoren typischerweise unterschiedlich starke konjunkturelle Ausschläge und demzufolge auch unterschiedlich starken Einfluss auf die Entwicklung des Gesamtindikators aufweisen, angegangen. Zur Lösung des Problems wurden alle Inputzeitreihen mittelwertbereinigt und auf die Standardabweichung eins normiert.[116]

Die in der Ausgangsdatenbasis vorliegenden Inputzeitreihen wurden anschließend - u.a. für die Zwecke einer detaillierten Ergebnisdarstellung - den einzelnen Wirtschaftsbereichen des Dienstleistungssektors oder dem Bereich des Produzierenden Gewerbes zugeordnet. Eine exakte Zuordnung konnte nur für den Fall, dass die Grundgesamtheit der jeweiligen Statistik im entsprechenden Methodenbericht genannt wird und sich eindeutig einem oder mehreren Wirtschaftsbereich(en) zuordnen lässt, vorgenommen werden. Lag dieser Fall nicht vor, so wurden die jeweiligen Inputzeitreihen anhand von Plausibilitätsüberlegungen den einzelnen Wirtschaftsbereichen zugeordnet.

[116] Dies entspricht dem in Döhrn (2014, S. 91) für die Erstellung von Gesamtindikatoren erläuterten Vorgehen.

Die nach Wirtschaftsbereichen gegliederten Angaben zur Anzahl und zur durchschnittlichen Zeitreihenlänge der (bereinigten) Inputzeitreihen sind in der Tabelle 5.19 aufgeführt. Mit Blick auf die dargestellten Kenngrößen wird deutlich, dass das statistische Datenmaterial für den Bereich des Produzierenden Gewerbes im Durchschnitt vergleichsweise viele Beobachtungspunkte aufweist. Die sichtbaren Unterschiede bei der durchschnittlichen Zeitreihenlänge erklären sich unter anderem dadurch, dass der Fokus der Konjunkturberichterstattung der amtlichen und der nichtamtlichen Statistik etwa bis zum Jahr 2005 vorwiegend auf den Bereichen der Industrie und des Handels lag (Kaumanns 2007).

Eine ausführliche Darstellung, in der sich Hinweise über eventuell vorliegende deterministische und stochastische Trends bei den Inputzeitreihen, Informationen über die Zuordnung der Inputzeitreihen zu den einzelnen Wirtschaftsbereichen und Hinweise hinsichtlich des Startzeitpunkts der bereinigten Einzelindikatoren finden, ist im Anhang dieser Arbeit ab Seite 180 dargestellt. Zur Unterscheidung der einzelnen Inputzeitreihen wurde zum einen eine laufende Nummer (001 bis 566) und zum anderen eine inhaltliche Kurzbezeichnung für jede Inputzeitreihe verwendet. Zusätzliche Informationen zu den einzelnen Inputzeitreihen finden sich - gegliedert nach dem jeweiligen Datenanbieter - im Anhang dieser Arbeit ab S. 151.

Die (gemessen an der Anzahl enthaltener Einzelzeitreihen) vergleichsweise umfangreiche Ausgangsdatenbasis sollte jedoch nicht über einige grundlegende Probleme, die sich bei der Datenbeschaffung von Dienstleistungsindikatoren ergeben, hinwegtäuschen. Statistische Ungenauigkeiten treten unter anderem deshalb auf, da es sich bei einer Vielzahl der ausgewählten Inputzeitreihen um „Doppelzählungen“[117] handelt, die redundante Informationen beinhalten und deshalb überproportional oft in den Gesamtindikator eingehen. Als ein Beispiel unter vielen soll in diesem Kontext auf die beiden Inputzeitreihen „Beschäftigte im KfZ-Handel“ sowie „Teilzeitbeschäftigte im KfZ-Handel“ hingewiesen werden.

Darüber hinaus handelt es sich bei einer überwiegenden Mehrheit der verfügbaren vierteljährlichen und höherfrequenten Datenreihen zum Dienstleistungssektor nicht um Konjunkturindikatoren im „klassischen“ Sinne[118], sondern um regulatorische Finanzmarktinformationen, um buchhalterische Erfolgsgrößen oder um die Renditeentwicklung von Branchenindizes.

In der wissenschaftlichen Literatur finden sich für einige dieser Kenngrößen Informationen

[117] Der Begriff der „Doppelzählung“ findet sich in Tichy (1994, S. 17).

[118] Eine Übersicht über „klassische“ Konjunkturindikatoren, die vergleichsweise häufig für die Konjunkturanalyse und -prognose der deutschen Wirtschaft eingesetzt werden, findet sich auf der Homepage des StBA (`https://www.destatis.de/DE/ZahlenFakten/Indikatoren/Konjunkturindikatoren/Konjunkturindikatoren.html`).

darüber, welchen (idealtypischen) Ursache-Wirkungs-Zusammenhang sie mit dem gesamtwirtschaftlichen Konjunkturverlauf aufweisen. Beispielsweise wird die Wechselwirkung zwischen den Erträgen aus Bankgeschäften und dem Konjunkturverlauf in Heldt (2013, S. 11) thematisiert. Eine Diskussion über die Auswirkung der Bankbilanzierungen auf das Konjunkturgeschehen findet sich in Schulte-Mattler und Manns (2012). Walter (1994, S. 145) erläutert, wie das geldpolitische Instrument der Mindestreservepolitik für die Konjunktursteuerung eingesetzt wird. In May (2009, S. 127) werden die Fondsarten vorgestellt, welche dem jeweiligen Fondsmanagement die Umschichtung des Anlagekapitals aufgrund einer veränderten konjunkturellen Entwicklung ermöglichen. Auf den Zusammenhang zwischen der Wertentwicklung von offenen Immobilienfonds und der konjunkturellen Entwicklung am Immobilienmarkt wird in Riegler et al. (2012) eingegangen.

5.3.2 Ermittlung geeigneter Einzelindikatoren

Zur Überprüfung der Frage, ob die Änderung einer erklärenden Variable x_t unmittelbare und/oder zeitverzögerte Auswirkungen auf eine Zielvariable entfaltet, kann ein dynamisches Regressionsmodell der Form

$$y_t = \gamma + \delta_0 x_t + \delta_1 x_{t-1} + \ldots + \delta_b x_{t-b} + \epsilon_t \tag{5.8}$$

herangezogen werden.[119] Die Regressionskoeffizienten $\delta_0, \delta_1, \ldots, \delta_b$ in (5.8) symbolisieren den Wirkungsverlauf und der Modellparameter b die Wirkungsdauer der Inputzeitreihe auf die Outputzeitreihe. Wird der Fehlerterm ϵ_t als White-Noise-Prozess modelliert, so entspricht (5.8) einem Modell mit verteilten Verzögerungen (engl.: distributed lags). Falls hingegen der Tatsache Rechnung getragen wird, dass ϵ_t auch die im Modell unberücksichtigten, potentiell autokorrelierten Einflussgrößen repräsentiert, so wird für ϵ_t ein ARIMA(p, d, q)-Prozess unterstellt und das Modell (5.8) als Transferfunktionsmodell bezeichnet (Makridakis et al. 1997, S. 405).

Potentielle Vor- und/oder Gleichlaufeigenschaften eines Konjunkturindikators lassen sich nachweisen, wenn für y_t in (5.8) eine Referenzreihe der konjunkturellen Entwicklung und für x_t eine potentiell zur Beschreibung der konjunkturellen Entwicklung geeignete Indikatorzeitreihe verwendet wird.

In der vorliegenden empirischen Studie wurden als konjunkturelle Referenzreihen die preis-,

[119] Vgl. hierzu u.a. die Ausführungen in Makridakis et al. (1997, S. 403 ff.).

kalender- und saisonbereinigten Quartalsraten für die Bruttowertschöpfung der Wirtschaftsbereiche des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors[120] sowie die Quartalsraten der preis- und saisonbereinigten Bruttowertschöpfung auf der aggregierten Ebene des gesamten unternehmensorientierten Dienstleistungssektors[121] verwendet. Für die einzelnen Inputzeitreihen wurden die im vorangegangenen Abschnitt 5.3.1 erläuterten und ab Seite 180 detailliert vorgestellten Einzelzeitreihen aus der Ausgangsdatenbasis eingesetzt.

Falls die Schätzung des Transferfunktionsmodells (5.8)[122] auf dem angesetzten Signifikanzniveau von 5% zu einem signifikanten Koeffizientenschätzer[123] $\hat{\delta}_1$ führt, dann wird die verwendete Inputzeitreihe x_t nachfolgend als Frühindikator[124] für die konjunkturelle Referenzreihe y_t bezeichnet.[125] Wird zusätzlich zur Signifikanz auch das Vorzeichen des Koeffizientenschätzers berücksichtigt, so kann auf ein pro- bzw. antizyklisches Verhalten des Indikators geschlossen werden. Ein Frühindikator, dessen Entwicklung prozyklisch (antizyklisch) verläuft, weist einen signifikanten Koeffizientenschätzer $\hat{\delta}_1$ mit positivem (negativem) Vorzeichen auf. Zur Bestimmung geeigneter Präsenzindikatoren wurde der Koeffizientenschätzer $\hat{\delta}_0$ in analoger Weise auf Signifikanz und Vorzeichen hin überprüft.

Aufgrund der Tatsache, dass die Schätzung von (5.8) konstruktionsbedingt keine Identifikation konjunktureller Spätindikatoren ermöglicht, wurden die nachlaufenden Dienstleistungsindikatoren unter Verwendung eines alternativen Verfahrens festgestellt. Hierbei handelt es sich um das Prewhitening-Verfahren zur Kreuzkorrelationsprüfung von Box und Jenkins (1976, S. 379 f.), das unter anderem in Pankratz (1991, S. 196 ff.) ausführlich erläutert wird. Weist die konjunkturelle Referenzreihe und die um ein Quartal zeitlich nachlaufende Inputzeitreihe

[120] Die einzelnen Wirtschaftsbereiche des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors werden auf Seite 50 dieser Arbeit genannt.

[121] Die Berechnungsgrundlage dieser Zeitreihe wird auf Seite 71 erläutert.

[122] Die Schätzung von (5.8) erfordert, dass sowohl die Output- als auch die Inputzeitreihe in stationärer Form vorliegt (Makridakis et al., S. 407). Aus diesem Grund wurden auch die Outputvariablen unter Verwendung der sequentiellen Unit-Root-Teststrategie von Dolado et al. (1990) in der Modifikation von Enders (1995) auf Stationarität hin überprüft und gegebenenfalls in eine stationäre Form überführt.

[123] Der Koeffizientenschätzer $\hat{\delta}_1$ gibt an, um wieviele Einheiten sich y_t aufgrund der vor einem Quartal erfolgten Einheitsänderung von x_t im Durchschnitt verändert hat.

[124] Frühindikatoren weisen im Folgenden annahmegemäß ein Vorlauf von einem Quartal zur konjunkturellen Referenzreihe auf.

[125] Das Transferfunktionsmodell (5.8) wurde jeweils unter Verwendung der `auto.arima`-Funktion aus der `forecast`-Bibliothek von Hyndman geschätzt, wobei für die Wirkungsdauer b der willkürliche Wert $b = 4$ angenommen wurde. Die Inputvariablen x_t, x_{t-1}, x_{t-2}, x_{t-3} und x_{t-4} wurden als externe Regressoren in die Funktion aufgenommen. Der Fehlerterm ϵ_t wurde als univariater autoregressiver Prozess mit maximaler Lag-Ordnung $p = 2$ modelliert, wobei die Modellordnung selbst durch Optimierung des AIC-Kriteriums festgelegt wurde.

einen linearen Zusammenhang auf dem angesetzten Signifikanzniveau von 5% auf, so wird die entsprechende erklärende Variable im Folgenden als nachlaufender Konjunkturindikator aufgefasst. Das Vorzeichen des Kreuzkorrelationsschätzers diente zur Feststellung eines pro- bzw. antizyklischen Verhaltens des Indikators.

Dieser Abschnitt soll mit einer Vorstellung der identifizierten Indikatoren und einer Anmerkung zur vorliegenden multiplen Testproblematik enden. Ein multiples Testproblem liegt dann vor, wenn bei einem statistischen Datensatz - beispielsweise bei der in Abschnitt 5.3.1 vorgestellten Ausgangsdatenbasis - mehrere Testprobleme unter Verwendung von statistischen Signifikanztests überprüft werden (Fahrmeir et al. 2003, S. 426). Die Wahrscheinlichkeit, dass man bei der Durchführung von statistischen Signifikanztests mindestens einen Fehler 1. Art begeht, steigt mit der Anzahl durchgeführter Tests. Im Fall von c unabhängigen Tests beträgt die Wahrscheinlichkeit, dass mindestens ein fälschlicherweise signifikantes Ergebnis erzielt wird,

$$\alpha^{\star} = 1 - (1 - \alpha)^{c}, \tag{5.9}$$

wobei α das ausgewählte Signifikanzniveau symbolisiert.[126]

Eine Präsentation der ermittelten Früh-, Präsenz- und Spätindikatoren für den gesamten unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich, bei der für jeden identifizierten Indikator der jeweilige Startzeitpunkt, sein zyklisches Verhalten und seine Zugehörigkeit zu einem spezifischen Wirtschaftsbereich aufgelistet wird, findet sich ab Seite 188 im Anhang dieser Arbeit.[127] Aufgrund der multiplen Testproblematik wird im Folgenden auf eine Diskussion der vorgestellten Ergebnisse auf der Ebene der Einzelindikatoren verzichtet.

Beim Blick auf die in den Tabellen 5.20 und 5.21 dargestellten aggregierten Ergebnisse über die identifizierten Konjunkturindikatoren können verhältnismäßig starke wirtschaftsbereichsspezifische Differenzen ausgemacht werden. Zur Beschreibung der konjunkturellen Lage in den Wirtschaftsbereichen HVG und UDL stehen im Vergleich zu den sonstigen Bereichen des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors vergleichsweise viele Konjunkturindikatoren zur Verfügung. Eine ebenfalls hohe Anzahl an Konjunkturindikatoren, die zur Beschreibung des Konjunkturverlaufs herangezogen werden können, lässt sich für den Bereich des gesamten unternehmensorientierten Dienstleistungssektor, für den nachfolgend die Kurzbezeichnung GESDL verwendet wird, feststellen. Diese Ergebnisse sind allerdings wenig erstaunlich. Bereits

[126] Dieser sogenannten α-Fehlerinflation kann durch die Anwendung bestimmter Korrekturmaßnahmen - beispielsweise durch die Anwendung der Bonferroni-Korrektur - entgegengewirkt werden.

[127] Aus Gründen der Übersichtlichkeit wurde auf eine Darstellung der einzelnen identifizierten Konjunkturindikatoren für die Wirtschaftsbereiche des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors verzichtet.

in den Abschnitten 5.1.1.2 und 5.1.1.3 dieser Arbeit wurde gezeigt, dass die Bereiche HVG, UDL und GESDL Ähnlichkeiten mit dem Konjunkturverlauf für die Gesamtwirtschaft aufweisen. Früh- und Spätindikatoren, die in den Abbildungen 5.20 und 5.21 durch die Symbole (-1) bzw. (1) dargestellt werden, sind im Vergleich zu den Präsenzindikatoren unterrepräsentiert.

Tabelle 5.20: Übersicht über die identifizierten Konjunkturindikatoren für den Unternehmenssektor im Dienstleistungsbereich und für dessen Teilbereiche

Name d. Referenz-zeitr.	Indikator-zeitr.	Indikatorzeitr. n. zeitl. Einstufung (-1)	(0)	$(+1)$	Indikatorzeitreihen nach den Wirtschaftsbereichen PG	HVG	IuK	FuV	GuW	UDL	SDL	sonst
Absolute Werte												
HVG	224	61	144	19	22	62	8	32	51	27	19	3
IuK	178	52	90	36	18	45	17	34	23	23	15	3
FuV	208	86	89	33	8	48	34	30	34	30	23	1
GuW	159	46	79	13	5	30	21	35	24	12	10	1
UDL	289	124	125	40	33	90	21	45	34	48	13	5
SDL	183	52	115	16	16	41	23	26	29	20	26	2
GESDL[1]	288	88	152	48	40	82	22	44	31	49	15	5
Absolute Werte dividiert durch die Anzahl durchgeführter Signifikanztests über den Kreuzkorrelationskoeff. (Angaben in %)												
HVG	13,19	10,78	25,44	3,36	22,92	14,67	4,76	8,53	20,48	13,64	10,92	20,00
IuK	10,48	9,19	15,90	6,36	18,75	10,64	10,12	9,07	9,24	11,62	8,62	20,00
FuV	12,25	15,19	15,72	5,83	8,33	11,35	20,24	8,00	13,65	15,15	13,22	6,67
GuW	8,13	8,13	13,96	2,30	5,21	7,09	12,50	9,33	9,64	6,06	5,75	6,67
UDL	17,02	21,91	22,08	7,07	34,38	21,28	12,50	12,00	13,65	24,24	7,47	33,33
SDL	10,78	9,19	20,32	2,83	16,67	9,69	13,69	6,93	11,65	10,10	14,94	13,33
GESDL	16,96	15,55	26,86	8,48	41,67	19,39	13,10	11,73	12,45	24,75	8,62	33,33
Anzahl positiver Kreuzkorrelationskoeff. dividiert durch die Anzahl signifikanter Kreuzkorrelationskoeff. (Angaben in %)												
HVG	68,75	73,77	70,83	36,84	81,82	70,97	37,50	53,13	80,39	66,67	57,89	66,67
IuK	69,66	75,00	70,00	61,11	88,89	80,00	64,71	61,76	52,17	78,26	46,67	100,00
FuV	62,02	62,79	62,92	57,58	62,50	66,67	67,65	46,67	79,41	53,33	47,83	100,00
GuW	64,49	71,74	58,23	76,92	60,00	76,67	66,67	65,71	50,00	58,33	70,00	0,00
UDL	82,01	79,84	82,40	87,50	84,85	94,44	76,19	64,44	79,41	81,25	61,54	100,00
SDL	66,12	55,77	71,30	62,50	81,25	85,37	60,87	34,62	55,17	65,00	73,08	100,00
GESDL	77,43	80,68	75,66	77,08	92,50	81,71	77,27	54,54	80,65	79,59	66,67	80,00

[1] GESDL: gesamter unternehmensorientierter Dienstleistungssektor.

Tabelle 5.21: Detaillierte Übersicht über die identifizierten Konjunkturindikatoren für den Unternehmenssektor im Dienstleistungsbereich und für dessen Teilbereiche

Name d.	Indikatorzeitreihen nach den Wirtschaftsbereichen sowie n. zeitl. Einstufung																							
Referenz-	PG			HVG			IuK			FuV			GuW			UDL			SDL			sonst		
zeitr.	(−1)	(0)	(+1)	(−1)	(0)	(+1)	(−1)	(0)	(+1)	(−1)	(0)	(+1)	(−1)	(0)	(+1)	(−1)	(0)	(+1)	(−1)	(0)	(+1)	(−1)	(0)	(+1)
	Absolute Werte																							
HVG	4	18	0	20	37	5	2	6	0	12	19	1	17	31	3	2	20	5	4	11	4	0	2	1
IuK	8	6	4	14	24	7	2	11	4	8	20	6	6	13	4	7	8	8	5	7	3	2	1	0
FuV	2	6	0	15	19	14	15	14	5	13	15	2	17	12	5	13	15	2	10	8	5	1	0	0
GuW	2	2	1	8	16	6	8	11	2	13	20	2	8	15	1	2	10	0	5	5	0	0	0	1
UDL	12	17	4	41	36	13	7	9	5	22	17	6	19	13	2	17	21	10	3	10	0	3	2	0
SDL	1	13	2	13	27	1	9	14	0	10	11	5	10	16	3	3	13	4	6	19	1	0	2	0
GESDL	14	20	6	28	40	14	3	15	4	13	25	6	14	13	4	12	25	12	2	12	1	2	2	1
	Absolute Werte dividiert durch die Anzahl durchgeführter Signifikanztests über den Kreuzkorrelationskoeff. (Angaben in %)[1]																							
HVG	13	56	0	14	26	4	4	11	0	10	15	1	21	37	4	3	3	8	7	19	7	0	40	20
IuK	25	19	13	10	17	5	4	20	7	6	16	5	7	16	5	11	12	12	9	12	5	40	20	0
FuV	6	19	0	11	14	10	27	25	9	10	12	2	21	15	6	20	23	3	17	13	9	20	0	0
GuW	6	6	3	6	11	4	14	20	4	10	16	2	10	18	1	3	15	0	9	9	0	0	0	20
UDL	38	53	13	29	26	9	13	16	9	18	14	5	23	16	2	26	32	15	5	17	0	60	40	0
SDL	3	41	6	9	19	1	16	25	0	8	9	4	12	19	4	5	20	6	10	33	2	0	40	0
GESDL	44	63	19	20	28	10	5	27	7	10	20	5	17	16	5	18	38	18	3	21	2	40	40	20
	Anzahl positiver Kreuzkorrelationskoeff. dividiert durch die Anzahl signifikanter Kreuzkorrelationskoeff. (Angaben in %)[1]																							
HVG	75	83	X	55	84	40	50	33	X	75	42	0	100	74	33	0	70	80	100	64	0	X	100	0
IuK	75	100	100	79	79	86	100	73	25	63	70	33	83	46	25	71	75	88	60	43	33	100	100	X
FuV	100	50	X	80	63	57	67	57	100	46	53	0	8	67	80	31	73	50	40	75	20	100	X	X
GuW	50	50	X	88	63	100	50	73	100	77	60	50	63	47	0	100	50	X	80	60	X	X	X	0
UDL	75	88	100	93	97	92	71	67	100	68	65	50	79	77	100	77	81	90	33	70	X	100	100	X
SDL	100	85	50	85	85	100	22	86	X	50	27	20	60	50	67	67	54	100	33	84	100	X	100	X
GESDL	93	90	100	71	88	86	100	67	100	62	52	50	93	77	50	92	72	83	50	75	0	100	100	0

[1] Die Angaben zu Prozentwerten sind ohne Nachkommastellen gerundet.
X: Nachweis ist nicht sinnvoll bzw. Fragestellung trifft nicht zu.

5.3.3 Vorstellung der synthetischen Gesamtindikatoren

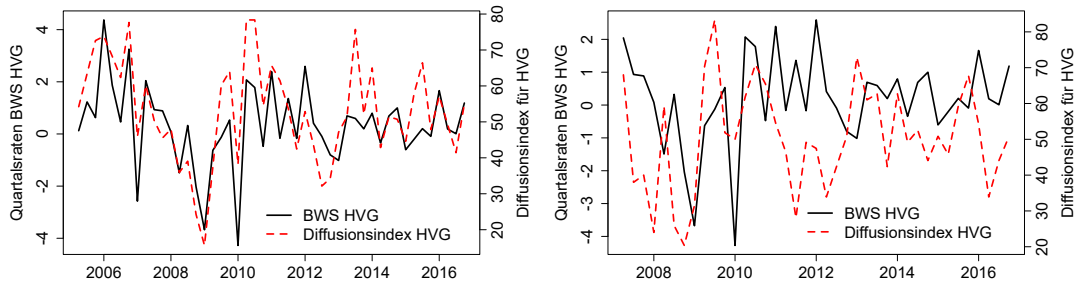
Die Zusammenfassung der im vorangegangenen Abschnitt 5.3.2 vorgestellten Konjunkturindikatoren zu Indikatorenbündeln wird in diesem Abschnitt anhand der drei aus dem Methodenteil dieser Arbeit bekannten Verdichtungsverfahren des Diffusionsindex, des gewichteten Sammelindikators und des Faktormodells vorgenommen. Die einzelnen Indikatorenbündel umfassen entweder die identifizierten Frühindikatoren oder die festgestellten Präsenzindikatoren, die zur Beschreibung des Konjunkturverlaufs des jeweiligen Wirtschaftsbereichs geeignet sind. Aufgrund der vergleichsweise geringen Bedeutung von Spätindikatoren für die Konjunkturanalyse und -prognose wurde auf eine Bündelung dieses Indikatortyps verzichtet.

Im Fall der gewichteten Sammelindikatoren wurden die Konjunkturindikatoren, die bei der Parameterschätzung eine verhältnismäßig hohe Signifikanz aufweisen, stärker gewichtet. Ist der Parameterschätzer auf dem 5% (dem 1%, dem $0,1\%$)-Niveau signifikant, dann wurden die Indikatoren mit den (willkürlich gewählten) Gewichtungsfaktoren $0,25$ ($0,5$ bzw.1) versehen. Im Fall der Faktormodelle wurde der erste Faktor ermittelt und dieser - in Analogie zu den Ausführungen in Döhrn (2014, S. 97 ff.) - bei den Präsenzindikatoren als „Konjunkturlage“ und bei den Frühindikatoren als „Konjunkturerwartungen“ bezeichnet.

Im nachfolgenden Abschnitt 5.3.3.1 werden die ermittelten, aus Frühindikatoren oder Präsenzindikatoren zusammengefassten Diffusionsindizes für die einzelnen Wirtschaftsbereiche des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors präsentiert. Die Ergebnisdarstellung auf der aggregierten Ebene des gesamten unternehmensorientierten Dienstleistungsbereichs erfolgt in Abschnitt 5.3.3.2. Eine Überprüfung, ob und wie genau die synthetisch konstruierten Konjunkturindikatoren (Diffusionsindex, gewichteter Sammelindex, Faktormodell) die konjunkturellen Wendepunkte im historischen Konjunkturverlauf des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors signalisieren, erfolgt in Abschnitt 5.3.3.3.

5.3.3.1 Sektorale Betrachtung

Aufgrund der vergleichsweise geringen Verfügbarkeit geeigneter Dienstleistungsindikatoren in den 1990er Jahren und in der ersten Hälfte der 2000er Jahre wurden die in diesem Abschnitt vorgestellten Diffusionsindizes in der Regel nur für den Zeitraum ab dem zweiten Quartal des Jahres 2005 bis zum vierten Quartal des Jahres 2016 berechnet. Lag der Fall vor, dass der Startzeitpunkt eines konjunkturellen Früh- oder Präsenzindikators nach dem zweiten Quartal des Jahres 2005 liegt, so wurde dieser Indikator ab seinem Startzeitpunkt in die Berechnung des Diffusionsindex aufgenommen.

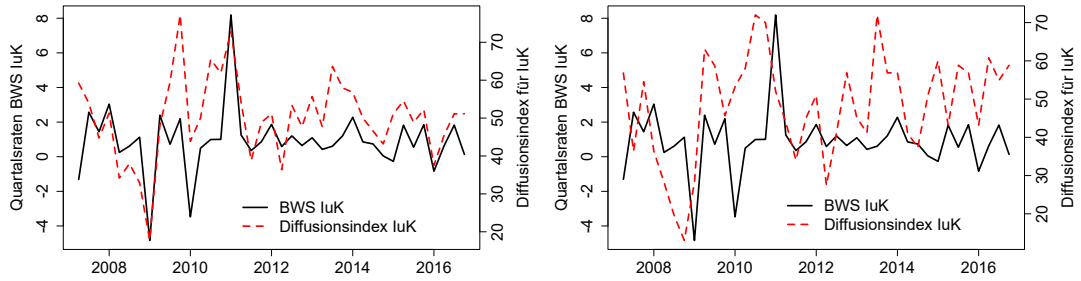


(- - - - -): Aus gleichlaufenden (Teilgraphik auf der linken Seite) bzw. aus vorlaufenden (Teilgraphik auf der rechten Seite) Konjunkturindikatoren zusammengesetzter Diffusionsindex für den Bereich HVG. (———) Quartalsraten der preis-, saison- und kalenderbereinigten vierteljährlichen Bruttowertschöpfung für den Wirtschaftsbereich HVG. Die Teilgraphik auf der linken Seite bezieht sich auf den Zeitraum des zweiten Quartals des Jahres 2005 bis zum vierten Quartal des Jahres 2016. Der Startzeitpunkt der dargestellten Reihen in der Teilgraphik auf der rechten Seite ist das zweite Quartal des Jahres 2007.

Abbildung 5.27: Diffusionsindizes aus vorlaufenden und gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den Bereich Handel, Verkehr, Gastgewerbe

Die Diffusionsindizes für die Bereiche HVG und IuK sind in den Abbildungen 5.27 und 5.28 dargestellt. Die aus der visuellen Inspektion gewonnen Erkenntnisse reduzieren sich auf zwei Punkte:

- Der aus gleichlaufenden Konjunkturindikatoren zusammengesetzte Diffusionsindex für den Bereich HVG weist starke Ähnlichkeiten mir der konjunkturellen Entwicklung des Wirtschaftsbereichs auf. Die Zeitpunkte von konjunkturellen Wendepunkten und das Ausmaß der Konjunkturschwankungen werden durch den Diffusionsindex relativ genau widergespiegelt. Der entsprechende Diffusionsindex für den Bereich IuK überschätzt die tatsächlichen Konjunkturschwankungen, datiert aber die konjunkturellen Wendepunkte zumeist korrekt.
- Für den Bereich HVG liegen im Vergleich zur Anzahl der Präsenzindikatoren nur eine vergleichsweise geringe Anzahl an geeigneten konjunkturellen Frühindikatoren vor. Dies zeigt sich auch bei dem aus Frühindikatoren zusammengesetzten Diffusionsindex für diesen Bereich, der keinen deutlich sichtbaren Quartalsvorlauf vor der tatsächlichen konjunkturellen Entwicklung aufweist. Der Diffusionsindex für den Bereich IuK, der sich ausschließlich aus Frühindikatoren zusammensetzt, weist einen im Vergleich zur tatsächlichen Entwicklung zu volatilen Verlauf auf. Der starke Konjunktureinbruch im ersten Quartal des Jahres 2009 wird allerdings korrekt bereits im vierten Quartal des Jahres 2008 angezeigt.

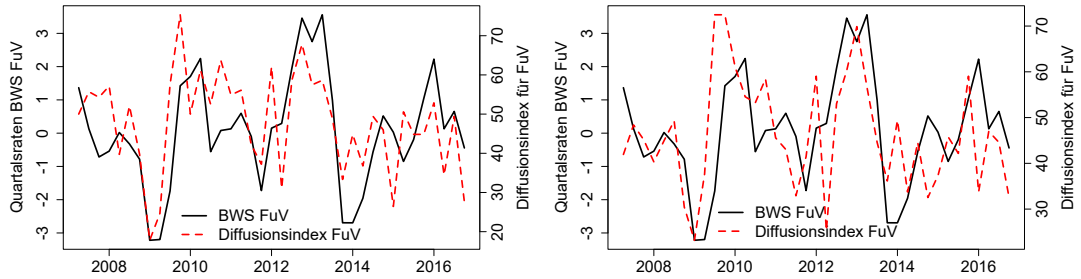


(- - - - -): Aus gleichlaufenden (Teilgraphik auf der linken Seite) bzw. aus vorlaufenden (Teilgraphik auf der rechten Seite) Konjunkturindikatoren zusammengesetzter Diffusionsindex für den Bereich IuK. Beide Teilgraphiken beziehen sich auf den Zeitraum des zweiten Quartals des Jahres 2007 bis zum vierten Quartal des Jahres 2016. Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.27.

Abbildung 5.28: Diffusionsindizes aus vorlaufenden und gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den Bereich Information und Kommunikation

In den Abbildungen 5.29 und 5.30 sind die Diffusionsindizes für die Bereiche FuV und GuW illustriert. Folgende Erkenntnisse lassen sich beim Blick auf die beiden Graphiken ableiten:

- Beide Diffusionsindizes für den Bereich FuV weisen vergleichsweise viele fehlerhafte Wendepunktsignale auf. Der Konjunktureinruch im ersten Quartal des Jahres 2009 wird von dem aus gleichlaufenden Indikatoren bestehenden Index jedoch korrekt abgebildet.

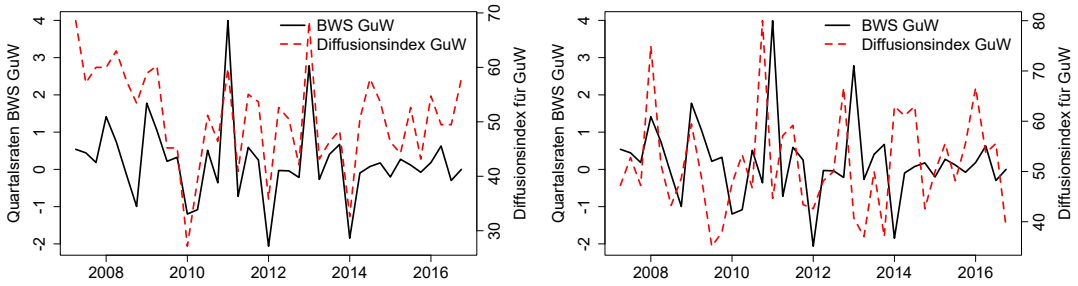


(- - - - -): Aus gleichlaufenden (Teilgraphik auf der linken Seite) bzw. aus vorlaufenden (Teilgraphik auf der rechten Seite) Konjunkturindikatoren zusammengesetzter Diffusionsindex für den Bereich FuV. Beide Teilgraphiken beziehen sich auf den Zeitraum des zweiten Quartals des Jahres 2007 bis zum vierten Quartal des Jahres 2016. Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.27.

Abbildung 5.29: Diffusionsindizes aus vorlaufenden und gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den Bereich Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen

- Die Diffusionsindizes für den Bereich GuW weisen eine verhältnismäßig gute Qualität auf. Die meisten historischen konjunkturellen Wendepunkte werden durch die Indizes

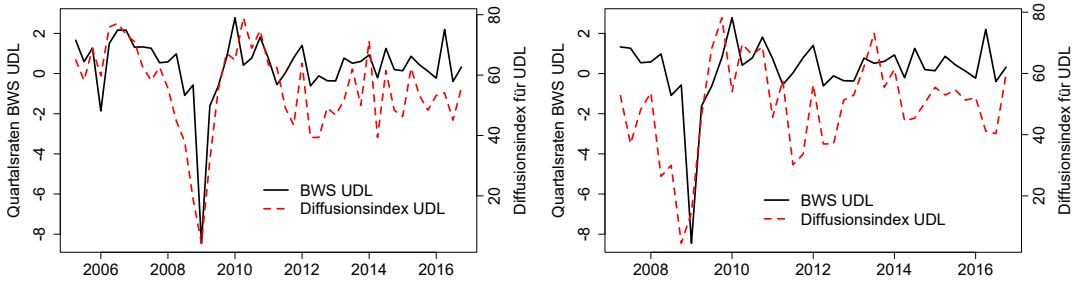
korrekt dargestellt bzw. prognostiziert.



(- - - - -): Aus gleichlaufenden (Teilgraphik auf der linken Seite) bzw. aus vorlaufenden (Teilgraphik auf der rechten Seite) Konjunkturindikatoren zusammengesetzter Diffusionsindex für den Bereich GuW. Beide Teilgraphiken beziehen sich auf den Zeitraum des zweiten Quartals des Jahres 2007 bis zum vierten Quartal des Jahres 2016. Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.27.

Abbildung 5.30: Diffusionsindizes aus vorlaufenden und gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den Bereich Grundstücks- und Wohnungswesen

Diffusionsindizes für die Bereiche UDL und SDL finden sich in den Abbildungen 5.31 und 5.32. Die visuelle Inspektion der Abbildungen lässt sich wie folgt zusammenfassen.

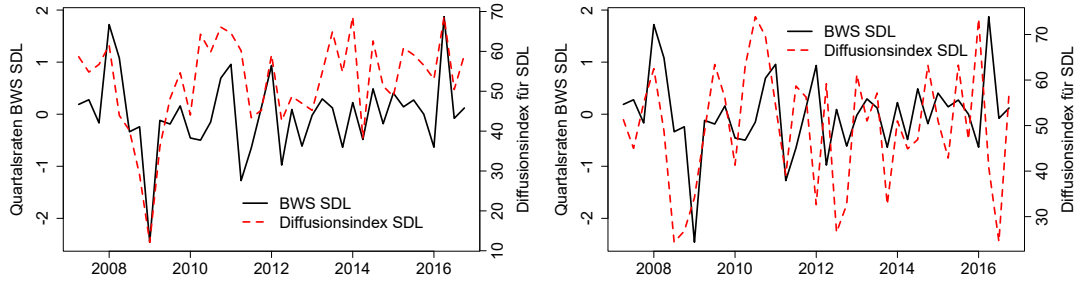


(- - - - -): Aus gleichlaufenden (Teilgraphik auf der linken Seite) bzw. aus vorlaufenden (Teilgraphik auf der rechten Seite) Konjunkturindikatoren zusammengesetzter Diffusionsindex für den Bereich UDL. Die Teilgraphik auf der linken Seite bezieht sich auf den Zeitraum des zweiten Quartals des Jahres 2005 bis zum vierten Quartal des Jahres 2016. Der Startzeitpunkt der dargestellten Reihen in der Teilgraphik auf der rechten Seite ist das zweite Quartal des Jahres 2007. Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.27.

Abbildung 5.31: Diffusionsindizes aus vorlaufenden und gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den Bereich Unternehmensdienstleister

- Der aus gleichlaufenden Konjunkturindikatoren bestehende Diffusionsindex für den Bereich UDL signalisiert fast alle konjunkturellen Wendepunkte der Referenzreihe korrekt. Der heftige konjunkturelle Einbruch im ersten Quartal des Jahres 2009 und der darauf folgende starke Konjunkturaufschwung im Bereich UDL wird von dem aus

vorlaufenden Indikatoren zusammengesetzten Diffusionsindex exakt prognostiziert.



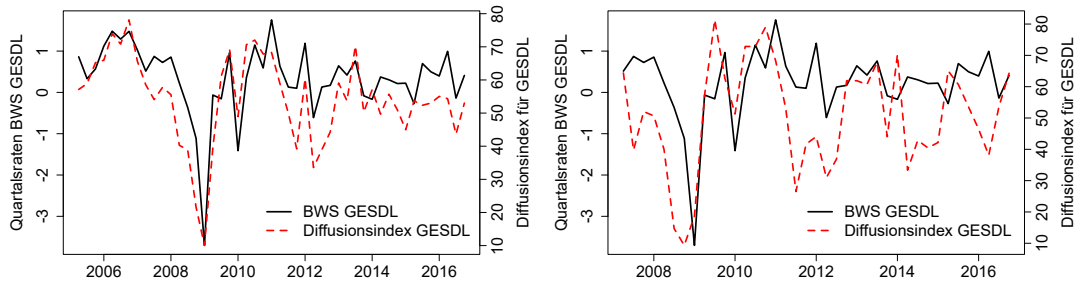
(- - - - -): Aus gleichlaufenden (Teilgraphik auf der linken Seite) bzw. aus vorlaufenden (Teilgraphik auf der rechten Seite) Konjunkturindikatoren zusammengesetzter Diffusionsindex für den Bereich SDL. Beide Teilgraphiken beziehen sich auf den Zeitraum des zweiten Quartals des Jahres 2007 bis zum vierten Quartal des Jahres 2016. Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.27.

Abbildung 5.32: Diffusionsindizes aus vorlaufenden und gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den Bereich Sonstige Dienstleister

- Beide Diffusionsindizes für den Bereich SDL sind durch starke Schwankungsanfälligkeiten gekennzeichnet. Ihre Qualität als Konjunkturindikator ist insgesamt als gering einzustufen.

5.3.3.2 Aggregierte Betrachtung

Die beiden Diffusionsindizes für den gesamten unternehmensorientierten Dienstleistungs-



(- - - - -): Aus gleichlaufenden (Teilgraphik auf der linken Seite) bzw. aus vorlaufenden (Teilgraphik auf der rechten Seite) Konjunkturindikatoren zusammengesetzter Diffusionsindex für den unternehmensorientierten Dienstleistungssektor. Die Teilgraphik auf der linken Seite bezieht sich auf den Zeitraum des zweiten Quartals des Jahres 2005 bis zum vierten Quartal des Jahres 2016. Der Startzeitpunkt der Reihen in der Teilgraphik auf der rechten Seite ist das zweite Quartal des Jahres 2007. Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.27.

Abbildung 5.33: Diffusionsindizes aus vorlaufenden und gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich

sektor werden in der Abbildung 5.33 vorgestellt. Es zeigt sich, dass die zusammengesetzten Präsenzindikatoren für diesen Bereich die konjunkturellen Wendepunkte in aller Regel korrekt datieren. Beim Blick auf die zusammengesetzten Frühindikatoren ist auffallend, dass das Ausmaß der Konjunkturschwankungen oftmals zu stark ausgewiesen und konjunkturelle Wendepunkte häufig nicht ein Quartal im Vorraus angezeigt werden. Die vollständigen Werte der Diffusionsindizes ab dem zweiten Quartal des Jahres 1991 finden sich in der Tabelle sowie 5.23.

Tabelle 5.22: Diffusionsindex mit gleichlaufenden Indikatoren zur Beschreibung der konjunkturellen Entwicklung im Unternehmenssektor des Dienstleistungsbereichs

Berichtsjahr	Quartalsrate der Referenzreihe				Wert des Diffusionsindex				Anzahl der Indikatoren			
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4
1991	-	-0,36	0,40	0,50	-	25,00	29,17	43,75	-	48	48	48
1992	1,91	0,63	0,67	0,51	52,08	26,00	34,00	38,00	48	50	50	50
1993	-0,29	1,49	0,31	0,33	28,00	42,00	63,46	44,23	50	50	52	52
1994	0,54	-0,15	1,16	0,70	57,69	59,02	57,38	59,02	52	61	61	61
1995	0,89	0,95	0,44	0,73	44,26	50,82	36,07	44,26	61	61	61	61
1996	0,69	0,56	0,74	0,75	27,87	47,54	50,82	52,46	61	61	61	61
1997	-0,80	1,76	0,40	0,58	44,26	67,21	68,85	63,33	61	61	61	60
1998	1,44	0,16	0,97	1,14	71,67	49,18	52,46	55,74	60	61	61	61
1999	0,18	0,54	1,18	1,05	47,54	44,29	63,38	84,51	61	70	71	71
2000	0,98	0,19	-0,27	0,19	67,61	74,65	47,89	45,07	71	71	71	71
2001	3,59	0,53	-0,21	0,43	60,00	22,54	23,94	39,44	70	71	71	71
2002	0,60	-0,45	0,04	-0,62	33,80	31,94	44,44	29,17	71	72	72	72
2003	-1,37	-0,01	0,79	-0,40	36,11	44,74	65,79	44,74	72	76	76	76
2004	-0,01	0,58	-0,32	0,83	60,53	53,95	31,58	60,53	76	76	76	76
2005	-0,09	0,86	0,33	0,57	47,37	57,14	58,89	65,22	76	91	90	92
2006	1,12	1,48	1,29	1,48	65,96	73,96	70,83	78,13	94	96	96	96
2007	1,03	0,51	0,87	0,72	65,63	58,52	54,07	57,78	96	135	135	135
2008	0,85	0,23	-0,37	-1,11	55,56	40,29	38,85	21,58	135	139	139	139
2009	-3,70	-0,06	-0,16	0,96	10,07	39,57	61,15	69,06	139	139	139	139
2010	-1,41	0,36	1,15	0,59	48,94	70,63	72,03	67,83	141	143	143	143
2011	1,76	0,63	0,13	0,10	68,28	58.90	50,00	39,19	145	146	146	148
2012	1,19	-0,61	0,13	0,17	60,40	33,56	38,93	44,30	149	149	149	149
2013	0,64	0,42	0,76	-0,08	59,06	53,69	70,27	50,34	149	149	148	149
2014	-0,17	0,37	0,30	0,21	57,05	49,66	55,70	51,01	149	149	149	149
2015	0,22	-0,27	0,70	0,50	44,97	53,69	52,35	53,02	149	149	149	149
2016	0,40	0,99	-0,14	0,41	55,03	54,36	43,62	53,02	149	149	149	149

Tabelle 5.23: Diffusionsindex mit vorlaufenden Indikatoren zur Beschreibung der konjunkturellen Entwicklung im Unternehmenssektor des Dienstleistungsbereichs

Berichtsjahr	Quartalsrate der Referenzreihe				Wert des Diffusionsindex				Anzahl der Indikatoren			
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4
1991	-	-0,36	0,40	0,50	-	16,67	29,17	54,17	-	24	24	24
1992	1,91	0,63	0,67	0,51	50,00	16,67	25,00	29,17	24	24	24	24
1993	-0,29	1,49	0,31	0,33	50,00	54,17	62,50	50,00	24	24	24	24
1994	0,54	-0,15	1,16	0,70	70,83	57,69	66,67	55,56	24	26	27	27
1995	0,89	0,95	0,44	0,73	25,93	33,33	33,33	22,22	27	27	27	27
1996	0,69	0,56	0,74	0,75	37,04	40,74	51,85	48,15	27	27	27	27
1997	-0,80	1,76	0,40	0,58	55,56	51,85	66,67	52,00	27	27	27	25
1998	1,44	0,16	0,97	1,14	65,38	55,56	37,04	37,04	26	27	27	27
1999	0,18	0,54	1,18	1,05	37,04	45,16	45,71	91,43	27	31	35	35
2000	0,98	0,19	-0,27	0,19	65,71	54,29	40,00	40,00	35	35	35	35
2001	3,59	0,53	-0,21	0,43	42,86	45,71	22,86	45,71	35	35	35	35
2002	0,60	-0,45	0,04	-0,62	62,86	42,68	25,71	22,86	35	35	35	35
2003	-1,37	-0,01	0,79	-0,40	37,14	52,17	54,35	69,57	35	46	46	46
2004	-0,01	0,58	-0,32	0,83	56,52	32,61	28,26	52,17	46	46	46	46
2005	-0,09	0,86	0,33	0,57	47,83	59,26	73,58	87,04	46	54	53	54
2006	1,12	1,48	1,29	1,48	83,93	62,50	44,64	71,43	56	56	56	56
2007	1,03	0,51	0,87	0,72	66,07	64,38	39,73	52,05	56	73	73	73
2008	0,85	0,23	-0,37	-1,11	50,68	40,00	14,67	9,33	73	75	75	75
2009	-3,70	-0,06	-0,16	0,96	18,67	57,33	81,33	62,67	75	75	75	75
2010	-1,41	0,36	1,15	0,59	51,28	72,84	72,84	79,01	78	81	81	81
2011	1,76	0,63	0,13	0,10	68,29	53,01	26,51	41,67	82	83	83	84
2012	1,19	-0,61	0,13	0,17	44,05	30,95	36,90	61,90	84	84	84	84
2013	0,64	0,42	0,76	-0,08	61,90	60,71	67,86	44,05	84	84	84	84
2014	-0,17	0,37	0,30	0,21	70,24	33,33	42,86	40,48	84	84	84	84
2015	0,22	-0,27	0,70	0,50	42,17	65,06	60,71	53,57	83	83	84	84
2016	0,40	0,99	-0,14	0,41	46,43	38,10	53,57	64,29	84	84	84	84

5.3.3.3 Verhalten an konjunkturellen Wendepunkten

An Konjunkturindikatoren wird unter anderem der Anspruch gestellt, konjunkturelle Wendepunkte rechtzeitig und zuverlässig anzuzeigen. Nachfolgend wird das Verhalten an konjunkturellen Wendepunkten für die synthetisch konstruierten Konjunkturindikatoren, welche ausschließlich aus Präsenzindikatoren bestehen, unter Berücksichtigung der Angaben aus Tabelle 5.24 diskutiert. In der Tabelle sind neben den unter Verwendung des BBQ-Verfahrens datierten konjunkturellen Wendepunkten für die konjunkturellen Referenzzeitreihen des gesamten unternehmensorientierten Dienstleistungssektors auch die entsprechenden konjunkturellen Wendepunkte für den Diffusionsindex, für den gewichteten Sammelindikator und für das Faktormodell aufgeführt. Aus der Tabelle geht hervor, dass der gewichtete Sammelindikator mehr tatsächlich eingetretene konjunkturelle Wendepunkte korrekt datiert und weniger fälschlicherweise angezeigte konjunkturelle Wendepunkte aufweist als die beiden konkurrierenden Verfahren.An dieser Stelle sollte allerdings darauf hingewiesen werden, dass der Diffusionsindex und der gewichtete Sammelindikator einen entscheidenden Vorteil gegenüber dem Faktormodell aufweisen. Identifizierte Konjunkturindikatoren, deren Startzeitpunkt nach dem zweiten Quartal des Jahres 2005 liegt, werden in den beiden erstgenannten Verfahren berücksichtigt und beim Faktormodell von der Schätzung ausgeschlossen.

Die Tabelle 5.25 enthält Informationen über das Wendepunktverhalten der Indikatorenbündel, die ausschließlich aus Frühindikatoren zusammengesetzt sind. Im Gegensatz zur Tabelle 5.24 werden weniger Wendepunkte korrekt lokalisiert und dafür mehr Fehlalarme ausgelöst. Der Diffusionsindex kann sich bei der Bewertung knapp gegenüber dem gewichteten Sammelindex durchsetzen.

Tabelle 5.24: Verdichtete Informationen aus gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für die Wirtschaftsbereiche des Unternehmenssektors im Dienstleistungsbereich

Jahr	Quartalsraten Referenzreihe [1]				Diffusionsindex (ungewichtet)[2]				Diffusionsindex (gewichtet)[3]				Faktormodel[4]			
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4
2005																
2006		H				□		H		□		H		H		
2007																
2008																
2009	T				T				T			H	T			
2010							H							H		
2011	H				□				□				□			
2012		T				T				T				□	T	
2013			H				H				H				H	
2014																T
2015		T			T	□			T	□			H	□		T
2016		H			H	□				H				□		
	Korrekt datierte Wendepunkte (in %)[5]															
	7 / 7 = 100,00				3 / 7 = 42,86				4 / 7 = 57,14				3 / 7 = 42,86			
	Inkorrekt datierte Wendepunkte (in %)[6]															
	0 / 7 = 0,00				4 / 7 = 57,14				3 / 7 = 42,86				5 / 8 = 62,50			

H / T: Datierte konjunkturelle Hoch- bzw. Tiefpunkte unter Verwendung der Bry-Boschan-Prozedur für Quartalsdaten (BBQ-Verfahren). □ : Konjunktureller Wendepunkt der Referenzreihe [1] Quartalsraten Referenzreihe: Quartalsraten der realen Bruttowertschöpfung für die unternehmerisch geprägten Teilbereiche des Dienstleistungssektors. [2] Diffusionsindex: Sammelindex, in welchen die gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den Bereich GESDL mit gleicher Gewichtung eingehen. [3] Diffusionsindex (gewichtet): Sammelindex, in welchen die gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den Bereich GESDL mit unterschiedlicher Gewichtung eingehen. Die Gewichte der Indikatoren wurden so kalibriert, dass der konjunkturelle Verlauf der Referenzreihe möglichst gut wiedergegeben wird. [4] Faktormodell: Der erste Faktor bildet den Konjunkturindikator. [5] Anzahl korrekt datierter Wendepunkte dividiert durch die Anzahl der Wendepunkte der Referenzreihe. [6] Anzahl inkorrekt datierter Wendepunkte dividiert durch die Anzahl der gesamten datierten Wendepunkte.

Tabelle 5.25: Verdichtete Informationen aus vorlaufenden Konjunkturindikatoren für die Wirtschaftsbereiche des Unternehmenssektors im Dienstleistungsbereich

Jahr	Quartalsraten Referenzreihe				Diffusionsindex (ungewichtet)				Diffusionsindex (gewichtet)				Faktormodel			
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4	Q1	Q2	Q3	Q4
2007											T					
2008								T	H			T				T
2009	T						H				H				H	
2010					T			H	T			H				
2011	H						T				T				T	
2012		T														
2013			H												H	
2014					H				H						T	
2015		T												H		
2016		H				T				T			T			
	Korrekt datierte Wendepunkte (in %)															
	7 / 7 = 100,00				2 / 7 = 28,57				2 / 7 = 28,57				1 / 7 = 14,29			
	Inkorrekt datierte Wendepunkte (in %)															
	0 / 7 = 0,00				5 / 7 = 71,43				7 / 9 = 77,78				6 / 7 = 85,71			

Siehe die Erläuterungen zu Tabelle 5.24

6 Schlussbemerkung und Ausblick

Im Rahmen dieser Arbeit wurden die Konjunkturdynamiken in den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereichen der deutschen Wirtschaft visualisiert, analysiert und prognostiziert. Insbesondere wurde die Forschungsfrage untersucht, ob die bisweilen in der wissenschaftlichen Literatur anzutreffende Nichtberücksichtigung einzelner Dienstleistungsbereiche bei der Konjunkturanalyse gerechtfertigt scheint. Die in aller Regel nicht vollständige Aufnahme des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors bei gesamtwirtschaftlichen Konjunkturanalysen ist insbesondere darauf zurückzuführen, dass die vorliegenden Konjunkturindikatoren für die meisten Teilbereiche eine Reihe von gravierenden Nachteilen aufweisen. Hierzu zählen

- die vergleichsweise lange zeitliche Verzögerung der amtlichen Indikatoren zwischen Erhebungszeitraum und Zeitpunkt der Veröffentlichung,
- die zumeist niedrigere zeitliche Frequenz der Indikatoren,
- die vergleichsweise geringe Anzahl amtlicher Indikatoren,
- die vergleichsweise geringe Zeitreihenlänge der Indikatoren sowie
- die Vernachlässigung potentiell konjunkturrelevanter Bereiche in der Grundgesamtheit der Konjunkturerhebung.

Die Ausführungen in Kapitel 2 im Methodenteil dieser Arbeit sollten dem Leser als Einführung in zeitreihenanalytische Verfahren dienen, mit denen die empirisch unbeobachtbaren Phänomene Konjunktur und Wachstum auch auf der sektoralen Ebene abgeschätzt werden können. Die im empirischen Teil der Arbeit in Kapitel 5 vorgestellten Ergebnisse für diese Schätzungen lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Die Heterogenität des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors in Deutschland zeigt sich unter anderem an den Konjunkturverläufen der einzelnen Bereiche seit der deutschen Wiedervereinigung. Während sich für die beiden Wirtschaftsbereiche, die den Handel, die Verkehrsdienstleister, das Gastgewerbe und die unternehmensorientierten Dienstleister umfassen, eine gewisse konjunkturelle Nähe zur Gesamtwirtschaft feststellen lässt, ist dies bei der Finanzdienstleistungsbranche, bei der Informations- und Kommunikationsbranche und bei den persönlichen Dienstleistern nur bedingt und bei der Immobilienbranche in Deutschland nicht der Fall.
- Die einzelnen Dienstleistungsbereiche zeichen sich durch ein unterschiedliches Ausmaß bei den Konjunkturausschlägen aus. Für die Finanzdienstleistungsbranche und - in geringerem Ausmaß - für die Informations- und Kommunikationsbranche lassen sich

vergleichsweise starke Konjunkturausschläge messen, während die zyklischen Schwankungen bei den persönlichen Dienstleistern und in der Immobilienbranche eher gedämpft ausfallen.

- Die konjunkturelle Entwicklung des unternehmensorientierten Dienstleistungssektors ist im Vergleich zum gesamtwirtschaftlichen Konjunkturverlauf zeitlich leicht verzögert. Die Konjunkturausschläge des Sektors sind, mit Ausnahme der Jahre um die Jahrtausendwende, tendenziell weniger stark ausgeprägt.

Den Mittelpunkt des Kapitels 3 bildeten die Markov-Regimewechselmodelle, auf deren Basis sich die konjunkturelle Entwicklung ökonometrisch modellieren lässt. Die im empirischen Teil dieser Arbeit präsentierten Ergebnisse für diesen Themenkomplex ließen einige generalisierende Erkenntnisse zu:

- Der unternehmensorientierte Dienstleistungssektor weist im Vergleich zur Gesamtwirtschaft Unterschiede bei den Niveaulagen in den konjunkturellen Phasen sowie Unterschiede bei den zeitlichen Lagen der Phasen im Konjunkturzyklus auf. Konjunkturell bedingte Abweichungen von der Normalauslastung der Kapazitäten sind im unternehmensorientierten Dienstleistungssektor im Vergleich tendenziell geringer.
- Bei der Darstellung in einer Konjunkturuhr lassen sich für den Sektor, im Vergleich zur Gesamtwirtschaft, teilweise gänzlich andere konjunkturelle Dynamiken in den einzelnen Konjunkturphasen feststellen. Wird der Konjunkturverlauf mit Hilfe von Konjunkturampeln visualisiert, so zeigt sich, dass parametersparsame Markov-Regimewechselmodelle die Unsicherheit über die konjunkturelle Lage nicht adäquat abbilden.
- Die regimeabhängigen autoregressiven Parameter sind (von einzelnen Ausnahmen abgesehen) in beiden Konjunkturregimen sowohl für den Sektor als auch für die Gesamtwirtschaft statistisch signifikant. Hieraus kann geschlussfolgert werden, dass die Verarbeitung von Konjunkturschocks ebenfalls vom vorliegenden Konjunkturregime abhängig ist.
- Wird die ökonomische Unsicherheit anhand der geschätzten Standardabweichung der Fehlerterme gemessen, so ist diese im gesamtwirtschaftlichen Fall in beiden Konjunkturregimen in der Regel höher als im unternehmensorientierten Dienstleistungssektor.
- Innerhalb des gewählten Prognosezeitraums sind die Markov-Regimewechselmodelle den univariaten autoregressiven Modellen bei der Quartalsprognose nicht überlegen.

Die Heterogenität des Dienstleistungssektors zeigt sich auch bei der Anzahl verfügbarer Dienstleistungsindikatoren, die stark vom jeweiligen Dienstleistungssbereich abhängt. In den

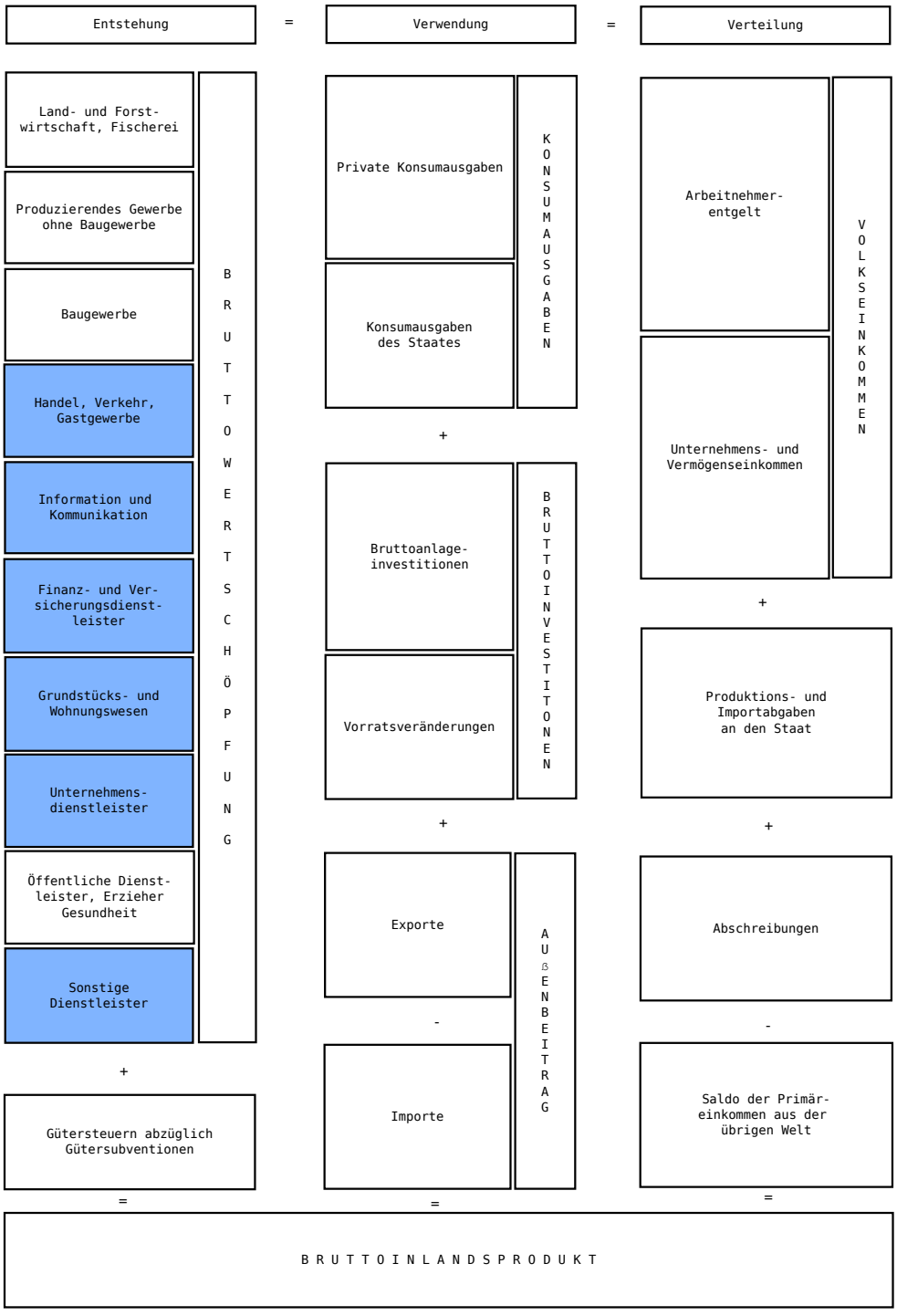
industrienahen Dienstleistungsbereichen des Handels und des Verkehrs, in denen die Konjunkturverläufe bereits durch die gängigen Konjunkturindikatoren der Industrie vergleichsweise zuverlässig beschrieben werden können, ist die Verfügbarkeit von Konjunkturdaten der amtlichen Statistik vergleichsweise hoch. Eine vergleichsweise geringe Anzahl geeigneter Indikatoren der amtlichen Statistik findet sich hingegen für die Bereiche der personenbezogenen Dienstleister, der Unternehmensdienstleister sowie der Informations- und Kommunikationsdienstleister.

Zur Darstellung der gegenwärtigen Konjunkturlage sowie zur Konjunkturprognose in ausgewählten Diensleistungsbereichen eignen sich die monatlichen Konjunkturindikatoren des ifo Instituts für Wirtschaftsforschung. Aufgrund der noch jungen Historie dieser Datenreihen wurden sie in der vorliegenden Arbeit nicht für die Zwecke der Prognose eingesetzt.

Eine zukünftige nutzenstiftende Konjunkturanalyse und -prognose für den Dienstleistungssektor wird davon abhängig sein, ob die vorhandenen Datenlücken in Zukunft gefüllt und die Datenaktualität des statistischen Materials auf einen möglichst einheitlichen Stand mit der Industrie gebracht werden können. Es ist anzunehmen, dass der Bedarf an Prognoseerstellungen für ausgewählte Dienstleistungsbereiche durch den Bedeutungsgewinn der konjunkturell hochsensitiven Zeitarbeitsbranche in Zukunft weiter zunimmt.

Anhang

A Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen



Die blau markierten Wirtschaftsbereiche gehören dem unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich an. *Quelle*: In Anlehnung an StBA (2017r, S. 6).

Abbildung A.1: Überblick über die Entstehungsrechnung in den VGR

Tabelle A.1: Ausgewählte Ergebnisse aus den jährlichen VGR für den Dienstleistungsbereich

VGR-Aggregate	Dienstleistungssektor				Gesamtwirtschaft				Dienstl.-Anteil			
	1991	2000	2010	2016	1991	2000	2010	2016	1991	2000	2010	2016
	preisbereinigt, Kettenindex (2010 = 100)								in % an der Gesamtwirtschaft[1]			
Bruttowertschöpfung ...	70,13	89,05	100,00	109,29	77,40	90,14	100,00	110,40	61,90	68,00	69,10	68,90
Bruttoanlagevermögen .	64,47	83,48	100,00	108,89	68,54	86,54	100,00	107,20	76,50	78,65	81,61	83,27
	Durchschnitt in 1 000								in % an der Gesamtwirtschaft			
Erwerbstätige[2]	23 760	27 801	30 323	32 461	38 790	39 917	41 020	43 638	61,30	69,65	73,92	74,39
Arbeitnehmer[3]	21 454	24 942	26 965	29 151	35 227	35 922	36 533	39 305	60,90	69,43	73,81	74,17
	EUR								in % zur Gesamtwirtschaft			
Bruttolöhne und -gehälter je Arbeitnehmer[4]	18 756	22 926	25 793	30 340	19 886	25 065	28 388	33 304	94,32	91,47	90,86	91,10
Arbeitnehmerentgelt je Arbeitnehmer	22 831	28 438	31 945	37 178	24 254	31 193	35 091	40 661	94,13	91,17	91,03	91,44
	Index (2010 = 100)											
Arbeitsproduktivität je Erwerbstätigen[5]	89,50	97,13	100,00	102,09	83,56	93,95	100,00	104,03	X	X	X	X
Lohnstückkosten (Personenkonzept)[6]	79,85	91,65	100,00	114,00	82,72	94,11	100,00	111,39	X	X	X	X

[1] Die Berechnung erfolgte auf Basis der Bruttowertschöpfung bzw. der Bruttoanlagevermögen in jeweiligen Preisen. [2] Zu den Erwerbstätigen zählen die Personen, die als Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer oder als Selbstständige bzw. mithelfende Familienangehörige eine auf wirtschaftlichen Erwerb gerichtete Tätigkeit ausüben [3] Arbeitnehmer arbeiten auf vertraglicher Basis für eine gebietsansässige institutionelle Einheit und erhalten hierfür eine Vergütung (Arbeitnehmerentgelt). [4] Die Bruttolöhne- und gehälter sind alle Löhne und Gehälter, die Entgeltempfängern aus ihrem Dienst- oder Arbeitsverhältnis zufließen. [5] Bruttoinlandsprodukt bzw. Bruttowertschöpfung (preisbereinigt, Kettenindex 2010 = 100) je Erwerbstätigen (umgerechnet auf Messzahlen 2010 = 100) [6] Arbeitnehmerentgelt je Arbeitnehmer (umgerechnet auf 2010 = 100) in Relation zur Arbeitsproduktivität (Bruttoinlandsprodukt bwz. Bruttowertschöpfung preisbereinigt, 2010 = 100 je Erwerbstätigen). X: Nachweis ist nicht sinnvoll bzw. Fragestellung trifft nicht zu.

Quellen: GENESIS-Online-Datenbank des Statistischen Bundesamtes, Tabellencode 81000-0116 (Bruttoanlagevermögen) und StBA (2017c, S. 56 ff.). Es wurden die Begriffsdefinitionen des StBA verwendet.

Tabelle A.2: Ausgewählte Ergebnisse aus den jährlichen VGR für die Wirtschaftsbereiche im Dienstleistungsbereich

VGR-Aggregate	Jahr	Gesamte Volkswirtschaft								
			Dienstleistungsbereiche							
		gesamt	gesamt	HVG[2]	IuK[3]	FuV[4]	GuW[5]	UDL[6]	ÖDLEG[7]	SDL[8]
		preisbereinigt, Kettenindex (2010 = 100)								
Bruttowertschöpfung	1991	77,40	70,13	77,04	35,95	124,54	53,40	68,54	75,20	85,98
	2000	90,14	89,05	85,61	67,98	134,98	82,41	92,49	90,00	99,24
	2010	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
	2016	110,40	107,20	111,05	131,98	107,44	103,89	110,03	107,65	100,21
Bruttoanlagevermögen	1991	68,54	64,47	61,06	71,12	68,39	63,58	47,25	72,66	67,07
	2000	86,54	83,48	83,52	91,93	95,07	83,44	67,47	86,51	83,11
	2010	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
	2016	107,20	108,89	108,33	104,02	107,59	109,99	109,08	107,00	104,77
		in % an der Gesamtwirtschaft[1]								
Bruttowertschöpfung	1991	100,00	61,90	16,17	3,54	5,00	8,42	8,98	15,86	3,96
	2000	100,00	68,00	16,01	4,56	4,42	10,99	10,71	17,06	4,29
	2010	100,00	69,10	15,96	4,45	4,58	11,51	10,61	17,85	4,16
	2016	100,00	68,90	16,03	4,74	3,94	10,91	11,04	18,17	4,07
Bruttoanlagevermögen	1991	100,00	76,50	6,78	2,20	1,88	42,25	3,74	17,12	2,52
	2000	100,00	78,65	7,20	1,97	1,96	45,33	4,00	15,79	2,42
	2010	100,00	81,61	7,29	1,59	1,67	47,91	4,66	16,01	2,48
	2016	100,00	83,27	7,18	1,45	1,69	50,04	4,53	15,95	2,42

[1] Die Berechnung erfolgte auf Basis der Bruttowertschöpfung bzw. der Bruttoanlagevermögen in jeweiligen Preisen. Bei den Bruttoanlagevermögen beziehen sich die jeweiligen Preise auf die Wiederbeschaffungspreise des Anlagenbestands am Jahresende. [2] HVG: Handel, Verkehr, Gastgewerbe [3] IuK: Information und Kommunikation [4] FuV: Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstl. [5] GuW: Grundstücks- und Wohnungswesen [6] UDL: Unternehmensdienstl. [6] ÖDLEG: Öffentliche Dienstl., Erziehung, Gesundheit [7] SDL: Sonstige Dienstl.

Quellen: GENESIS-Online-Datenbank des Statistischen Bundesamtes, Tabellencode 81000-0116 (Bruttoanlagevermögen) und 81000-0013 (Bruttowertschöpfung), StBA (2017c, S. 56 ff.) und eigene Berechnungen. Es wurden die Begriffsdefinitionen des StBA verwendet.

Noch Tabelle A.2: Ausgewählte Ergebnisse aus den jährlichen VGR für die Wirtschaftsbereiche im Dienstleistungsbereich

VGR-Aggregate	Jahr	Gesamte Volkswirtschaft								
			Dienstleistungsbereiche							
		gesamt	gesamt	HVG[3]	IuK[4]	FuV[5]	GuW[6]	UDL[7]	ÖDLEG[8]	SDL[9]
		Durchschnitt in 1000								
Erwerbstätige[1]	1991	38 790	23 760	8 814	959	1 206	253	2 308	8 090	2 130
	2000	39 917	27 801	9 379	1 081	1 288	439	3 810	9 058	2 746
	2010	41 020	30 323	9 476	1 162	1 214	463	5 172	9 915	2 921
	2016	43 638	32 461	9 976	1 240	1 179	468	5 903	10 735	2 960
Arbeitnehmer[2]	1991	35 227	21 454	7 714	918	1 098	207	1 884	7 805	1 828
	2000	35 922	24 942	8 180	989	1 154	373	3 243	8 621	2 382
	2010	36 533	26 965	8 355	1 018	1 061	393	4 371	9 315	2 454
	2016	39 305	29 151	8 943	1 108	1 026	414	5 072	10 081	2 507
		in % an der Gesamtwirtschaft								
Erwerbstätige	1991	100,00	61,30	22,72	2,47	3,11	0,65	5,95	20,86	5,49
	2000	100,00	69,65	23,50	2,71	3,23	1,10	9,54	22,69	6,88
	2010	100,00	73,92	23,10	2,83	2,96	1,13	12,61	24,17	7,12
	2016	100,00	74,39	22,86	2,84	2,70	1,07	13,53	24,60	6,78
Arbeitnehmer	1991	100,00	60,90	21,90	2,61	3,12	0,59	5,35	22,16	5,19
	2000	100,00	69,43	22,70	2,75	3,21	1,04	9,03	24,00	6,63
	2010	100,00	73,81	22,87	2,79	2,90	1,08	11,96	25,50	6,72
	2016	100,00	74,17	22,75	2,82	2,61	1,05	12,90	25,65	6,38

[1] Zu den Erwerbstätigen zählen die Personen, die als Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer oder als Selbstständige bzw. mithelfende Familienangehörige eine auf wirtschaftlichen Erwerb gerichtete Tätigkeit ausüben [2] Arbeitnehmer arbeiten auf vertraglicher Basis für eine gebietsansässige institutionelle Einheit und erhalten hierfür eine Vergütung (Arbeitnehmerentgelt). [3] HVG: Handel, Verkehr, Gastgewerbe [4] IuK: Information und Kommunikation [5] FuV: Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstl. [6] GuW: Grundstücks- und Wohnungswesen [7] UDL: Unternehmensdienstl. [8] ÖDLEG: Öffentliche Dienstl., Erziehung, Gesundheit [9] SDL: Sonstige Dienstl.

Quellen: GENESIS-Online-Datenbank des Statistischen Bundesamtes, Tabellencode 81000-0015, StBA (2017c, S. 56 ff.) und eigene Berechnungen. Es wurden die Begriffsdefinitionen des StBA verwendet.

Noch Tabelle A.2: Ausgewählte Ergebnisse aus den jährlichen VGR für die Wirtschaftsbereiche im Dienstleistungsbereich

VGR-Aggregate	Jahr	Gesamte Volkswirtschaft								
			Dienstleistungsbereiche							
		gesamt	gesamt	HVG[3]	IuK[4]	FuV[5]	GuW[6]	UDL[7]	ÖDLEG[8]	SDL[9]
		EUR								
Bruttolöhne und -gehälter je Arbeitnehmer[1]	1991	19 886	18 756	17 205	24 302	30 491	21 662	17 408	19 452	13 553
	2000	25 065	22 926	20 492	34 836	39 812	23 220	20 179	24 531	16 038
	2010	28 388	25 793	22 977	43 131	46 517	22 934	23 216	27 531	17 679
	2016	33 304	30 340	26 775	53 122	53 741	27 275	28 564	32 011	20 789
Arbeitnehmerentgelt je Arbeitnehmer[2]	1991	24 254	22 831	20 683	29 089	38 147	25 618	20 704	24 077	16 104
	2000	31 193	28 438	24 808	42 758	51 064	28 059	24 917	31 072	19 316
	2010	35 091	31 945	27 594	52 964	58 350	27 753	28 518	35 140	21 275
	2016	40 661	37 178	31 963	64 405	69 075	32 862	34 079	40 372	24 836
		in % zur Gesamtwirtschaft								
Bruttolöhne und -gehälter je Arbeitnehmer	1991	100,00	94,32	86,52	122,21	153,33	108,93	87,54	97,82	68,15
	2000	100,00	91,47	81,76	138,98	158,84	92,64	80,51	97,87	63,99
	2010	100,00	90,86	80,94	151,93	163,86	80,79	81,78	96,98	62,28
	2016	100,00	91,10	80,40	159,51	161,37	81,90	85,77	96,12	62,42
Arbeitnehmerentgelt je Arbeitnehmer	1991	100,00	94,13	85,28	119,93	157,28	105,62	85,36	99,27	66,40
	2000	100,00	91,17	79,53	137,08	165,43	89,95	79,88	99,61	61,92
	2010	100,00	91,03	78,64	150,93	166,28	79,09	81,27	100,14	60,63
	2016	100,00	91,43	78,61	158,40	169,88	80,82	83,81	99,29	61,08

[1] Die Bruttolöhne- und gehälter sind alle Löhne und Gehälter, die Entgeltempfängern aus ihrem Dienst- oder Arbeitsverhältnis zufließen. [2] Das Arbeitnehmerentgelt umfasst die Bruttolöhne- und gehälter sowie die Sozialbeiträge der Arbeitgeber. [3] HVG: Handel, Verkehr, Gastgewerbe [4] IuK: Information und Kommunikation [5] FuV: Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstl. [6] GuW: Grundstücks- und Wohnungswesen [7] UDL: Unternehmensdienstl. [8] ÖDLEG: Öffentliche Dienstl., Erziehung, Gesundheit [9] SDL: Sonstige Dienstl.

Quellen: GENESIS-Online-Datenbank des Statistischen Bundesamtes, Tabellencode 81000-0015, StBA (2017c, S. 56 ff.) und eigene Berechnungen. Es wurden die Begriffsdefinitionen des StBA verwendet.

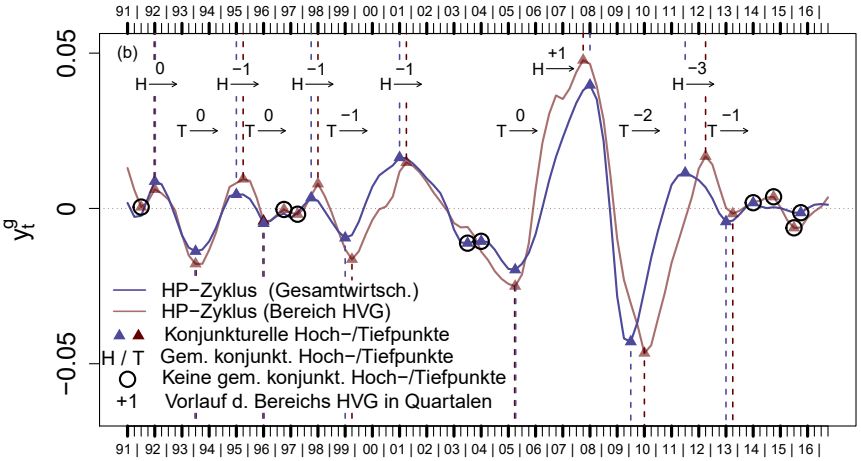
Noch Tabelle A.2: Ausgewählte Ergebnisse aus den jährlichen VGR für die Wirtschaftsbereiche im Dienstleistungsbereich

VGR-Aggregate		Gesamte Volkswirtschaft								
			Dienstleistungsbereiche							
		gesamt	gesamt	HVG[3]	IuK[4]	FuV[5]	GuW[6]	UDL[7]	ÖDLEG[8]	SDL[9]
		% der Arbeitsstunden								
Geleistete Arbeitsstunden je Erwerbstätigen	1991	100,00	99,02	103,35	96.19	110.00	105.93	100.74	95.73	85.92
	2000	100,00	96,83	101,32	100.17	109.01	93.78	96.70	95.32	80.05
	2010	100,00	96,96	99,84	106.30	107.50	88.34	98.10	96.22	81.29
	2016	100,00	96,59	97,90	109.76	109.63	86.84	97.54	97.27	78.63
		Index (2010 = 100)								
Arbeitsproduktivität je Erwerbstätigen[1].....	1991	83,56	89,50	82,83	43,56	125,37	97,73	153,61	92,17	117,91
	2000	93,95	97,13	86,49	73,07	127,22	86,91	125,55	98,51	105,56
	2010	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
	2016	104,03	102,09	105,48	123,68	110,63	102,78	96,41	99,43	98,88
Lohnstückkosten (Personenkonzept)[2].....	1991	82,72	79,85	90,50	126,08	52,15	94,45	47,26	74,33	64,20
	2000	94,11	91,65	103,94	110,48	68,79	116,34	69,59	89,76	86,00
	2010	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
	2016	111,39	114,00	109,82	98,32	107,01	115,22	123,94	115,54	118,05

[1] Bruttoinlandsprodukt bzw. Bruttowertschöpfung (preisbereinigt, Kettenindex 2010 = 100) je Erwerbstätigen (umgerechnet auf Messzahlen 2010 = 100) [2] Arbeitnehmerentgelt je Arbeitnehmer (umgerechnet auf 2010 = 100) in Relation zur Arbeitsproduktivität (Bruttoinlandsprodukt bwz. Bruttowertschöpfung preisbereinigt, 2010 = 100 je Erwerbstätigen). [3] HVG: Handel, Verkehr, Gastgewerbe [4] IuK: Information und Kommunikation [5] FuV: Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstl. [6] GuW: Grundstücks- und Wohnungswesen [7] UDL: Unternehmensdienstl. [8] ÖDLEG: Öffentliche Dienstl., Erziehung, Gesundheit [9] SDL: Sonstige Dienstl.

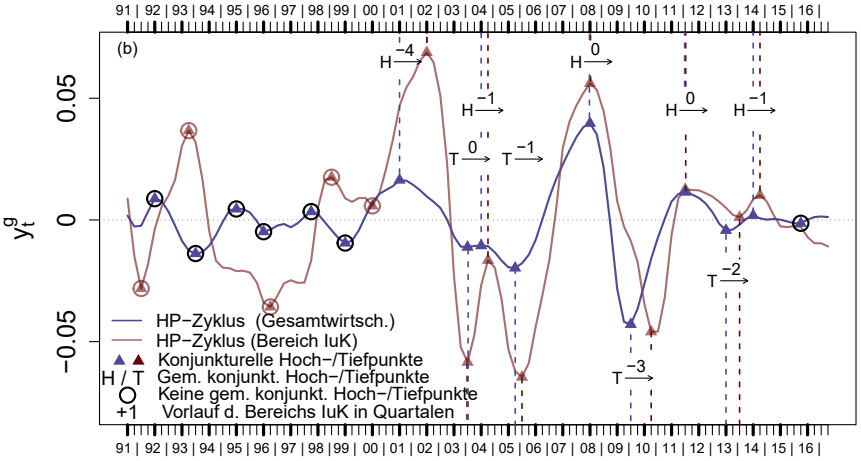
Quellen: GENESIS-Online-Datenbank des Statistischen Bundesamtes, Tabellencode 81000-0114 (geleistete Arbeitsstunden), 81000-0017 (Arbeitsproduktivität und Lohnstückkosten), StBA (2017c, S. 56 ff.) und eigene Berechnungen. Es wurden die Begriffsdefinitionen des StBA verwendet.

B Konjunkturverläufe in den Dienstleistungsbereichen



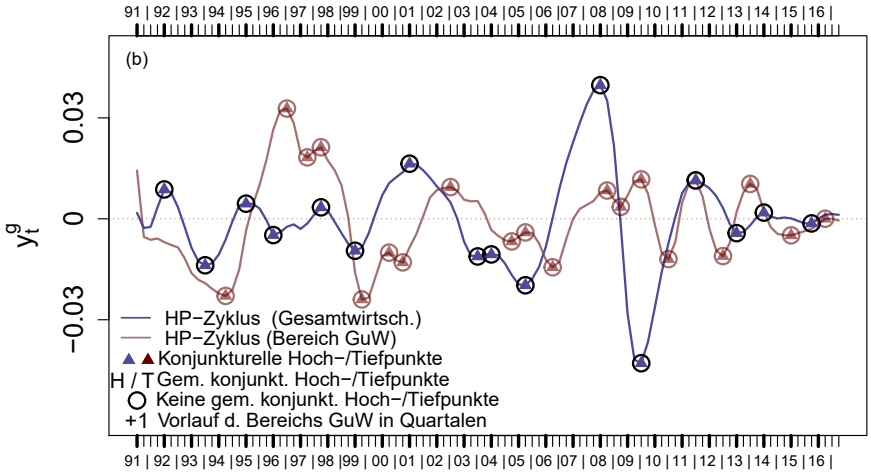
Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.1.

Abbildung A.2: Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für die Gesamtwirtschaft und für den Bereich Handel, Verkehr, Gastgewerbe



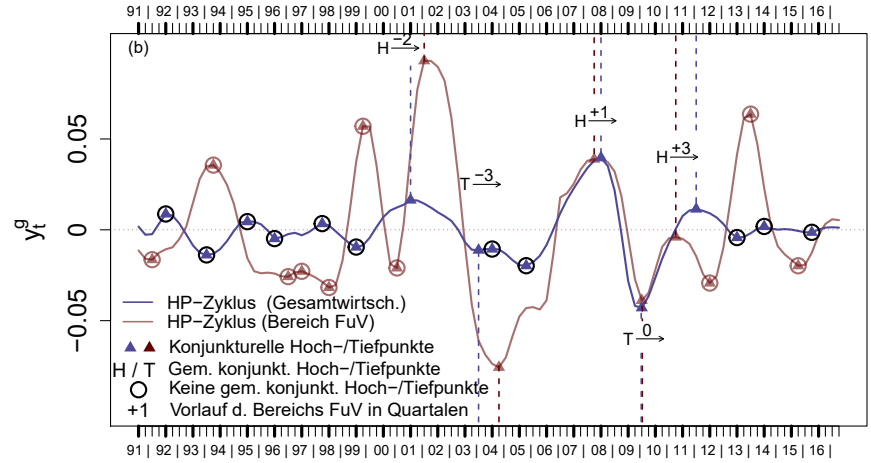
Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.1.

Abbildung A.3: Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für die Gesamtwirtschaft und für den Bereich Information und Kommunikation



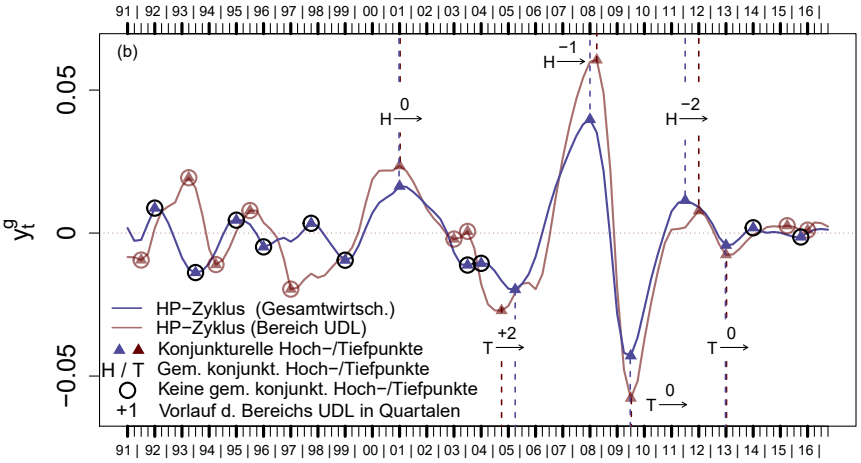
Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.1.

Abbildung A.5: Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für die Gesamtwirtschaft und für den Bereich Grundstücks- und Wohnungswesen



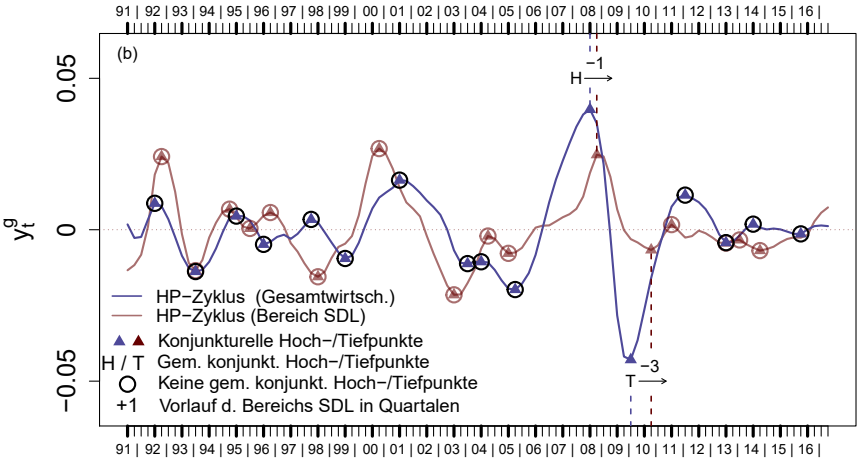
Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.1.

Abbildung A.4: Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für die Gesamtwirtschaft und für den Bereich Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen



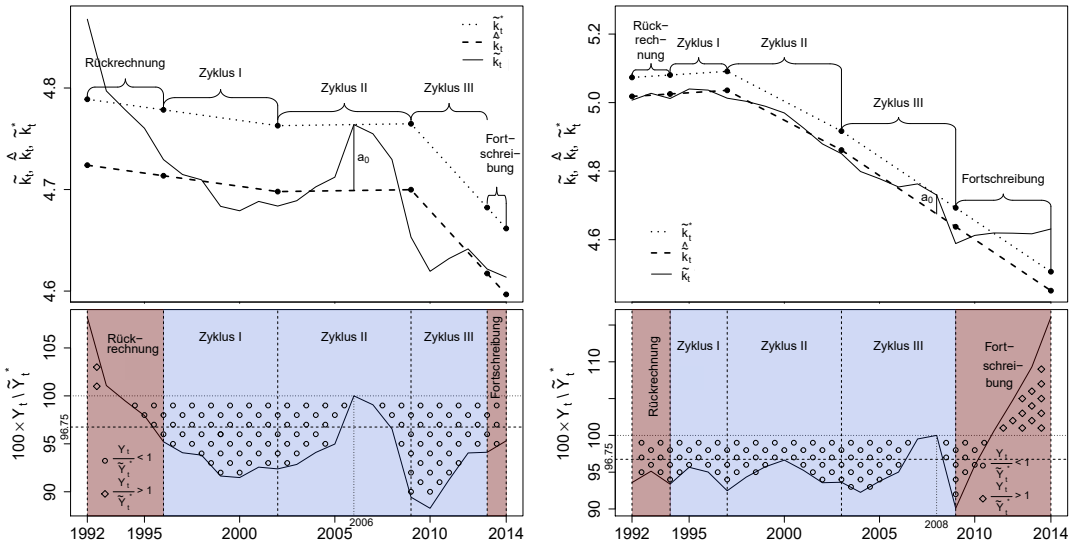
Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.1.

Abbildung A.6: Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für die Gesamtwirtschaft und für den Bereich Unternehmensdienstleister



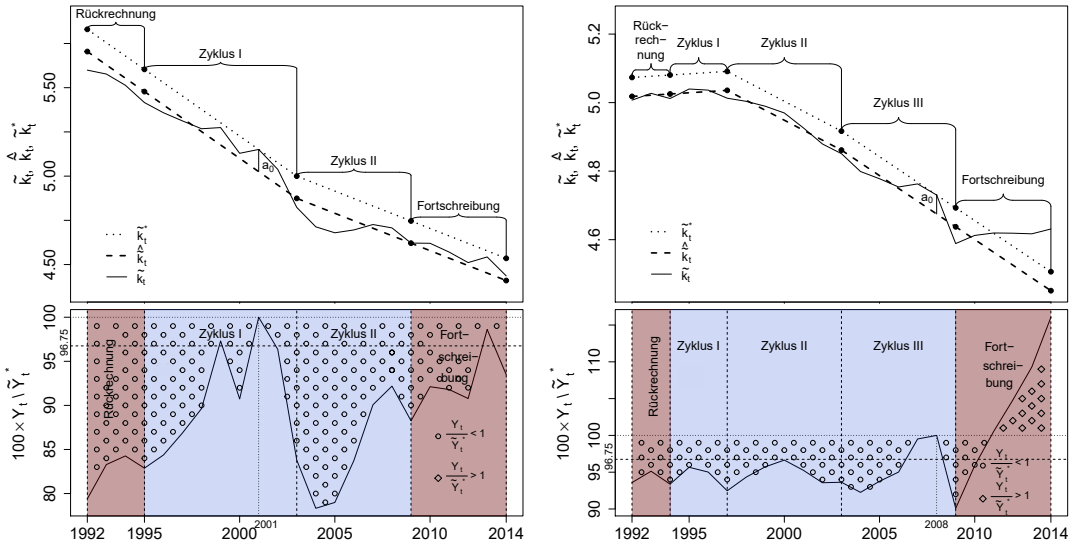
Siehe die Erläuterungen zu Abbildung 5.1.

Abbildung A.7: Konjunkturkomponente des HP-Filters und lokalisierte Wendepunkte auf Basis des BBQ-Algorithmus für den Bereich Sonstige Dienstleister



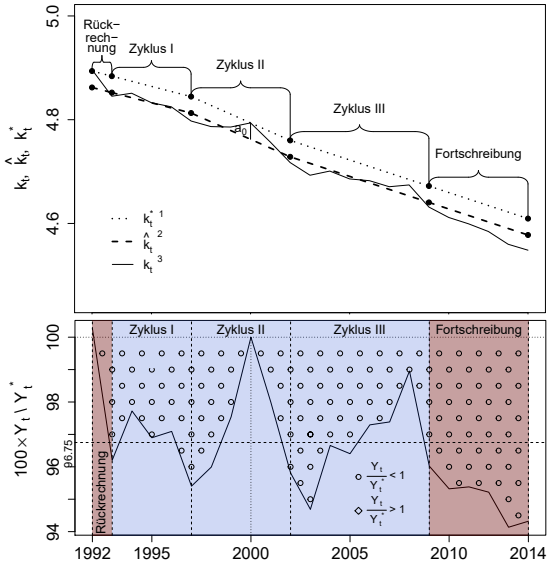
Die Teilgraphiken auf der linken (rechten) Seite beziehen sich auf den Bereich HVG (IuK). Siehe die Diskussion auf S. 64 sowie die Erläuterungen zu Abbildung 5.8.

Abbildung A.8: Potentielle Kapitalproduktivitäten und Auslastungsgrade nach der modifizierten kapitalstockorientierten SVR-Methode für die Bereiche HVG und IuK



Die Teilgraphiken auf der linken (rechten) Seite beziehen sich auf den Bereich FuV (UDL). Siehe die Diskussion auf S. 64 sowie die Erläuterungen zu Abbildung 5.8.

Abbildung A.9: Potentielle Kapitalproduktivitäten und Auslastungsgrade nach der modifizierten kapitalstockorientierten SVR-Methode für die Bereiche FuV und UDL



Siehe die Diskussion auf S. 64 sowie die Erläuterungen zu Abbildung 5.8.

Abbildung A.10: Potentielle Kapitalproduktivität und Auslastungsgrad nach der modifizierten kapitalstockorientierten SVR-Methode für den Bereich SDL

C Hinweise zu den verwendeten Inputzeitreihen

Im Folgenden werden die in Abschnitt 5.3 im Hauptteil dieser Arbeit analysierten potentiellen Konjunkturindikatoren (auch Inputzeitreihen genannt) näher vorgestellt. Die Erläuterungen zu den Zeitreihen beschränken sich auf jene Informationen, die für die sachgerechte Interpretation der Ergebnisse im empirischen Teil dieser Arbeit benötigt werden. Für detailliertere Informationen zu den Einzelstatistiken wird nachfolgend auf die zugrundeliegenden Methodenberichte (falls vorhanden) verwiesen.

Amtliche Statistiken aus der Datenbank GENESIS-Online des StBA

Im Folgenden werden kurze Erläuterungen zu den Inputzeitreihen, die dem statistischen Informationssystem GENESIS-Online des StBA entnommen wurden, gegeben. Die Bezeichnungen der folgenden Unterkapitel orientieren sich an dem Namen der zugrundeliegenden Erhebung.[128]

Produktionsindex im Produzierenden Gewerbe[129]

Die Tabelle $42153 - 0001$ der Datenbank GENESIS-Online enthält die monatlichen Angaben zum Produktionsindex im PG. Der Produktionsindex zählt gemäß StBA (2017o, S. 2) zu den wichtigsten Indikatoren im Rahmen des konjunkturstatistischen Angebots im PG. Die verwendete Inputzeitreihe wurde deshalb im Rahmen der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Produzierendes Gewerbe zugeordnet.

Die wichtigste Datenquelle für die Indexberechnung stellt die monatliche Produktionsstatistik im VG dar (a.a.O., S. 4). Diese misst monatlich die bundesweite Produktion bei Betrieben im VG mit 50 und mehr Beschäftigten (a.a.O., S. 4). Der Produktionsindex wird nach dem Laspeyres-Konzept berechnet (a.a.O., S. 4). Der Berichtszeitraum ist der jeweilige Monat (a.a.O., S. 2). In der Datenbank liegen die Ergebnisse seit Januar 1991 als monatliche Zeitreihe ohne Bruch vor (a.a.O., S. 2). Die veröffentlichten monatlichen Ergebnisse der Statistik sind vorläufig und enthalten ca. zehn Prozent Schätzungen (a.a.O., S. 5). Die Ergebnisse werden 38 Tage nach Ende des Berichtszeitraums veröffentlicht (a.a.O., S. 5). Das StBA bietet die Ergebnisse auch in kalender- und saisonbereinigter Form nach dem

[128] Eine Übersicht über die einzelnen Erhebungen der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder bietet das EVAS.

[129] Die verwendete Inputzeitreihe hat die laufende Nummer 001.

X-12-ARIMA-Verfahren sowie dem Berliner Verfahren, Version 4.1 an. StBA (2017o) enthält weitere detaillierte Informationen zu der Statistik.

Statistik der Baugenehmigungen[130]

Die Tabellen $31111 - 0002$ sowie $31111 - 0006$ der Datenbank GENESIS-Online enthalten detaillierte monatliche Informationen zu den Baugenehmigungen im Hochbau bzw. im Fertigteilbau (Neubau). Die Statistik der Baugenehmigungen kann nach StBA (2016d, S. 2) zur kurzfristigen Beurteilung der konjunkturellen Lage auf dem Immobilienmarkt verwendet werden. Alle verwendeten Inputzeitreihen werden deshalb im Rahmen der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Grundstücks- und Wohnungswesen des Dienstleistungssektors zugeordnet.

Die Grundgesamtheit für die Bundesstatistik stellen die genehmigungspflichtigen Baumaßnahmen in Deutschland dar (a.a.O., S. 2). Der Berichtszeitraum ist jeweils der Monat, in welchem die Baugenehmigung erteilt wird (a.a.O., S. 4). In der Datenbank liegen die Ergebnisse seit Januar 2003 als monatliche Zeitreihe ohne Bruch vor. Die Bundesergebnisse der Statistik sind endgültige Monatsergebnisse, welche ca. 8 Wochen nach Ende des Berichtszeitraums veröffentlicht werden (a.a.O., S. 7). Eine Saisonbereinigung wird durch das StBA nicht durchgeführt. StBA (2016d) enthält weitere detaillierte Informationen zu der Statistik.

Monatsbericht für Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes[131]

Die Tabelle $42111 - 0002$ enthält monatliche Ergebnisse zu den Beschäftigten und zum Umsatz der Betriebe im VG. Die Ergebnisse des Monatsberichts für Betriebe des VG sowie des Bergbaus und der Gewinnung von Steinen und Erden können gemäß StBA (2015a, S. 2) u.a. zur kurzfristigen Beurteilung der konjunkturellen Lage im VG genutzt werden. Die verwendeten Inputzeitreihen werden deshalb im Rahmen der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Produzierendes Gewerbe zugeordnet.

Die Grundgesamtheit für die Bundesstatistik sind die Betriebe des VG sowie des Bergbaus und der Gewinnung von Steinen und Erden in Deutschland mit 50 und mehr Beschäftigten (a.a.O., S. 2). Die Angaben zu Umsatz, geleisteten Arbeitsstunden und Entgelten in der Statistik beziehen sich auf den Berichtsmonat (a.a.O., S. 4). Die Angaben der Zeitreihen zu den Beschäftigten und zu den Betrieben beziehen sich auf das Ende des jeweiligen

[130] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $355 - 368$.

[131] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $005 - 008$.

Berichtsmonats (a.a.O., S. 4). In der Datenbank liegen die Ergebnisse seit Januar 2005 als monatliche Zeitreihen vor. Die zeitliche Vergleichbarkeit der Ergebnisse ist allerdings u.a. aufgrund der Dynamik innerhalb des Berichtskreises (Zugänge/Abgänge) nur kurzfristig vollständig gegeben (a.a.O., S. 8). Die Bundesergebnisse der Statistik werden ca. 45 Tage nach dem Ende des Berichtsmonats veröffentlicht (a.a.O., S. 8). Eine Saisonbereinigung wird durch das StBA nicht durchgeführt.

Auftragseingangsindex im Verarbeitenden Gewerbe[132]

Die Tabelle $42151 - 0004$ enthält monatliche Ergebnisse zum Auftragseingangsindex im VG. Der Index des Auftragseingangs gilt als ein zentraler und aktueller Frühindikator für die konjunkturelle Entwicklung in Deutschland (StBA, 2017f, S. 3). Die verwendeten Inputzeitreihen werden im Rahmen der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Produzierendes Gewerbe zugeordnet.

Der Index des Auftragseingangs misst die monatlichen in- und ausländischen Bestellungen bei deutschen Unternehmen des VG (a.a.O., S. 3). Die Ergebnisse des Auftragseingangsindex ergeben sich aus der Wertsumme der in einem Berichtsmonat fest akzeptierten Aufträge, welche ins Verhältnis zum Ergebnis für den Monatsdurchschnitt im Basisjahr (derzeit 2010) gesetzt werden (a.a.O., S. 4). In der Datenbank liegen die Ergebnisse seit Januar 1991 als monatliche Zeitreihen ohne Bruch vor. Die Bundesergebnisse der Statistik werden 37 Tage nach Berichtsmonat veröffentlicht (a.a.O., S. 2).

Die Ergebnisse zum Auftragseingangsindex werden durch das StBA auch kalender- und saisonbereinigt nach X-12-ARIMA und preisbereinigt als Volumenindex bereitgestellt. StBA (2017f) enthält weitere Informationen zu der Statistik.

Vierteljährliche VGR des Bundes[133]

Die Tabellen $81000 - 0016$ und $81000 - 0018$ enthalten die vierteljährlichen Ergebnisse für die Wirtschaftsbereiche aus den VGR des Bundes. Angaben zu den wichtigsten Datenquellen der vierteljährlichen VGR finden sich in der Methodenbeschreibung (StBA 2017e, S. 73). In der Datenbank liegen die Ergebnisse seit dem 1. Quartal 1991 als Zeitreihe ohne Bruch vor. Die vierteljährlichen VGR-Ergebnisse für die Wirtschaftsbereiche werden ca. 55 Tage nach

[132] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $002 - 004$.

[133] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $023 - 032$, $159 - 173$, $220 - 229$, $345 - 354$, $427 - 437$, $494 - 503$ sowie $551 - 563$.

dem Ende des Berichtsquartals veröffentlicht. Die vierteljährlichen VGR-Ergebnisse werden durch das StBA auch kalender- und saisonbereinigt nach X-12-ARIMA sowie dem Berliner Verfahren (BV), Version 4.1 bereitgestellt. StBA (2017r) enthält weitere Informationen zur vierteljährlichen VGR.

Monatsstatistik im Handel[134]

Tabellen $45212-0004$, $45212-0002$, $45211-0004$,$45211-0002$, $45214-0004$ und $45214-0002$ enthalten Ergebnisse zur Monatsstatistik im Handel. Die Monatsstatistik im Handel wird, in Abgrenzung zur Strukturstatistik, auch als Konjunkturerhebung bezeichnet (StBA 2017l, S. 5). Die verwendeten Inputzeitreihen werden im Rahmen der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Handel, Verkehr, Gastgewerbe zugeordnet. Der Berichtszeitraum ist für alle Merkmale der Statistik der jeweilige Berichtsmonat (a.a.O., S. 2). Die Ergebnisse der Monatsstatistik im Handel sind rückwirkend bis zum Berichtsmonat Januar 1994 zeitlich vergleichbar (a.a.O., S. 10). Die Ergebnisse der Statistik werden für den Bereich des Einzelhandels ca. 30 Tage und für den Bereich des Großhandels sowie des KfZ-Handels ca. 60 Tage nach Ende des Berichtsmonats veröffentlicht.

Die Ergebnisse der Monatsstatistik im Handel werden vom StBA auch kalender- und saisonbereinigt nach X-12-ARIMA sowie dem Berliner Verfahren (BV), Version 4.1 bereitgestellt. Die Umsatzmesszahlen für den Handel werden vom StBA zudem inflationsbereinigt angeboten. StBA (2017l) enthält weitere Informationen zu der Statistik.

Monatserhebung im Gastgewerbe[135]

Die Tabellen $45213-0004$ und $45213-0002$ enthalten Ergebnisse zur Monatsstatistik im Gastgewerbe. Die Monatsstatistik dient, in Abgrenzung zur Strukturerhebung, vorwiegend der Darstellung der konjunkturellen Entwicklung im Gastgewerbe (StBA, 2017k, S. 8). Die verwendeten Inputzeitreihen werden im Rahmen der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Handel, Verkehr, Gastgewerbe zugeordnet.

Der Berichtszeitraum ist für die Merkmale der jeweilige Kalendermonat (a.a.O., S. 2). Die zeitliche Vergleichbarkeit der Ergebnisse ist aufgrund des Wechsels der Stichprobe im Jahr 2003 eingeschränkt (a.a.O., S. 2). Die Ergebnisse der Monatsstatistik werden ca. 45 Tage nach dem Ende des Berichtsmonats veröffentlicht. Die Ergebnisse der Monatsstatistik im Gastgewerbe

[134] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $033-044$.

[135] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $045-048$.

werden vom StBA auch kalender- und saisonbereinigt nach dem X-12-ARIMA-Verfahren sowie dem Berliner Verfahren (BV), Version 4.1 bereitgestellt. Die Umsatzmesszahlen für das Gastgewerbe werden vom StBA zudem inflationsbereinigt angeboten. StBA (2017k) enthält weitere Informationen zu der Statistik.

Monatserhebung im Tourismus[136]

Die Tabelle $45412-0008$ enthält Ergebnisse zur Monatserhebung im Tourismus. Die monatliche Statistik beschreibt die konjunkturelle Entwicklung im Beherbergungsgewerbe (StBA 2017j, S. 4). Die verwendeten Inputzeitreihen werden im Rahmen der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Handel, Verkehr, Gastgewerbe zugeordnet.

Der Berichtszeitraum ist für die Merkmale der jeweilige Berichtsmonat (a.a.O., S. 2). Merkmalsdefinitionen der Monatserhebung finden sich in a.a.O. (S. 4 ff.). Die Ergebnisse bis 2010 sind wegen definitorischer und konzeptioneller Unterschiede nicht voll mit den Ergebnissen ab 2011 vergleichbar (a.a.O., S. 9). Die Ergebnisse der Monatserhebung werden etwa 40 Tage nach Ablauf des Berichtsmonats veröffentlicht (a.a.O., S. 2). Die Ergebnisse der Monatserhebung im Tourismus werden vom StBA teilweise auch kalender- und saisonbereinigt nach dem BV, Version 4.1 bereitgestellt (a.a.O., S. 7). StBA (2017j) enthält weitere Informationen zu der Statistik.

Monatliche Statistik zum Straßengüterverkehr[137]

Die Tabelle $46231-0002$ enthält Ergebnisse zur monatlichen Statistik im Straßengüterverkehr. Das Kraftfahrt-Bundesamt (KBA) ist seit dem Berichtsjahr 2009 alleinig für die Durchführung dieser Erhebung verantwortlich (KBA 2012 sowie KBA 2017a). Die verwendeten Inputzeitreihen werden im Rahmen der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Handel, Verkehr, Gastgewerbe zugeordnet.

Als Berichtszeitraum ist für die Merkmale die sogenannte Halbwoche[138] festgeschrieben (KBA 2012). Zur Darstellung der Ergebnisse werden die Angaben auf die Monatsfrequenz hochgerechnet (a.a.O.). Anmerkungen zur Aktualität und Pünktlichkeit der Statistik sowie zur zeitlichen Vergleichbarkeit sind in den methodischen Erläuterungen nicht enthalten. Eine

[136] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $049-050$.

[137] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $051-052$.

[138] Die 1. Halbwoche umfasst den Zeitraum von Sonntag 22.00 Uhr bis Mittwoch 24:00 Uhr (KBA 2012).

Saisonbereinigung der angebotenen Zeitreihen wird durch das StBA nicht durchgeführt. Merkmalsdefinitionen der Monatserhebung sind in KBA (2012) enthalten.

Monatliche Statistik zum Güterverkehr der Eisenbahnen[139]

Die Tabelle $46131 - 0004$ enthält Ergebnisse zur monatlichen Statistik zum Güterverkehr der Eisenbahnen. Die Daten der Statistik dienen als Grundlage für verkehrspolitische Entscheidungen und Maßnahmen der höchsten Verkehrsbehörden des Bundes, der Länder und von EU-Institutionen (StBA 2013, S. 4).

Die verwendeten Inputzeitreihen werden im Rahmen der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Handel, Verkehr, Gastgewerbe zugeordnet. Der Berichtszeitraum ist für die Merkmale der jeweilige Kalendermonat (a.a.O., S. 3). Merkmalsdefinitionen der monatlichen Statistik finden sich in a.a.O. (S. 4). In der Datenbank liegen die Ergebnisse seit Januar 2005 als monatliche Zeitreihen ohne Bruch vor (a.a.O., S. 2). Die Ergebnisse der monatlichen Statistik werden etwa 8 Wochen nach Ablauf des Berichtsmonats veröffentlicht (a.a.O., S. 2). Eine Saisonbereinigung der angebotenen Zeitreihen wird durch das StBA nicht durchgeführt. StBA (2013) enthält weitere Informationen zu der Statistik.

Monatliche Güterverkehrsstatistik der Binnenschifffahrt[140]

Die Tabellen $46321 - 0004$ und $46321 - 0006$ enthalten monatliche Ergebnisse zur Güterverkehrsstatistik der Binnenschifffahrt. Zweck der Statistik ist die Gewinnung zuverlässiger und umfassender Daten zur Güterbeförderung und zum Güterumschlag auf deutschen Binnenwasserstraßen sowie in deutschen Binnenhäfen (StBA 2017h, S. 2).

Die verwendeten Inputzeitreihen werden im Rahmen der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Handel, Verkehr, Gastgewerbe zugeordnet. Der Berichtszeitraum ist für die Merkmale der jeweilige Kalendermonat (a.a.O., S. 2). Kurze Merkmalsdefinitionen der monatlichen Statistik finden sich in a.a.O. (S. 5). In der Datenbank liegen die Ergebnisse für das Merkmal Beförderungsleistung seit Januar 1976 und für das Merkmal beförderte Güter seit Januar 2011 vor. Die Ergebnisse weisen eine sehr hohe zeitliche Vergleichbarkeit auf (a.a.O., S. 2). Die Ergebnisse der Monatsstatistik werden etwa 8 - 12 Wochen nach Ende des Berichtsmonats veröffentlicht (a.a.O., S. 2). Eine Saisonbereinigung der angebotenen Zeitrei-

[139] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $053 - 060$.

[140] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $061 - 062$.

hen wird durch das StBA nicht durchgeführt. StBA (2017h) enthält weitere Informationen zu der Statistik.

Statistik über die Transporte von Rohöl (Rohrfernleitungsstatistik)[141]

Die Tabelle $46911 - 0001$ enthält monatliche Ergebnisse aus der Rohrfernleitungsstatistik. Erhebungsinhalt der Statistik ist u.a. die durch Rohrfernleitungen eingegangene Erdölmenge in deutsche Raffinerien. (StBA 2017p, S. 2).

Die verwendeten Inputzeitreihen werden im Rahmen der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Handel, Verkehr, Gastgewerbe zugeordnet. Der Berichtszeitraum ist für die Merkmale der jeweilige Kalendermonat (a.a.O., S. 2). In der Datenbank liegen die Ergebnisse für das Merkmal Rohölmenge seit Januar 1962 und für das Merkmal Beförderungsleistung seit Januar 1993 vor. Die Ergebnisse sind seit 1991 zeitlich voll vergleichbar (a.a.O., S. 2). Die monatlichen Ergebnisse der Statistik werden ca. 7 Wochen nach dem Ende des Berichtszeitraums veröffentlicht (a.a.O., S. 2). Eine Saisonbereinigung der angebotenen Zeitreihen wird durch das StBA nicht durchgeführt. StBA (2017p) enthält weitere Informationen zu der Statistik.

Verkehrsleistungsstatistik im Luftverkehr[142]

Die Tabellen $46421 - 0009$ und $46421 - 0012$ enthalten monatliche Ergebnisse aus der Verkehrsleistungsstatistik im Luftverkehr. Im Rahmen der Erhebung werden in- und ausländische Fluggesellschaften in Deutschland zu Flügen und Verkehrsleistungen für die Beförderung von Personen, Fracht und Post befragt (StBA 2017g, S. 2).

Die verwendeten Inputzeitreihen werden im Rahmen der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Handel, Verkehr, Gastgewerbe zugeordnet. Der Berichtszeitraum erstreckt sich für die Merkmale jeweils auf den vollen Kalendermonat (a.a.O., S. 3). Kurze Merkmalsdefinitionen der monatlichen Statistik finden sich in a.a.O. (S. 4). Aufgrund der Einführung neuer und des Ausschlusses alter Meldeflughäfen sind die aggregierten Ergebnisse nur für den Zeitraum ab Januar 2011 voll vergleichbar. Die monatlichen Ergebnisse der Statistik werden ca. 6 Wochen nach dem Ende des Berichtszeitraums veröffentlicht (a.a.O., S. 2). Eine Saisonbereinigung der angebotenen Zeitreihen wird durch das StBA nicht durchgeführt. StBA (2017g) enthält weitere Informationen zu der Statistik.

[141] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $063 - 066$.

[142] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $067 - 070$.

Statistik des Kraftfahrzeug- und Anhängerbestands[143]

Die Tabelle $46251 - 0005$ enthält monatliche Ergebnisse zur Statistik des Kraftfahrzeug- und Anhängerbestands. Die Statistik wird vom KBA u.a. unter Verwendung von Meldungen der Kraftfahrzeug-Zulassungsstellen über die monatlichen Neuzulassungen und Besitzumschreibungen von Kraftfahrzeugen und Anhängern durchgeführt (KBA 2017b, S. 1).

Die verwendeten Inputzeitreihen werden im Rahmen der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Handel, Verkehr, Gastgewerbe zugeordnet. Ein Berichtsmonat umfasst alle Datenmeldungen der Zulassungsstellen, welche bis zum letzten Werktag des Monats im KBA eingehen (a.a.O., S. 1). Ausführliche Merkmalsdefinitionen der Statistik sind in a.a.O. (S. 3 ff.) enthalten. Anmerkungen zur Aktualität und Pünktlichkeit der Statistik sowie zur zeitlichen Vergleichbarkeit sind in den methodischen Erläuterungen nicht enthalten. Eine Saisonbereinigung der angebotenen Zeitreihen wird durch das StBA nicht durchgeführt. KBA (2017b) enthält weitere Informationen zu der Statistik.

Monatlicher Index der Tarifverdienste und Arbeitszeiten[144]

Die Tabelle $62231 - 0001$ enthält Ergebnisse zu den tariflichen Monatsverdiensten der Arbeitnehmer in Deutschland. Die im Rahmen der empirischen Studie betrachteten Tarifverdienste mit Sonderzahlungen enthalten neben den regelmäßig und dauerhaft zu bezahlenden Tarifverdiensten (tarifliche Grundvergütung) auch tariflich festgelegte Einmalzahlungen (tarifliche Sonderzahlungen) wie z.B. Urlaubs- und Weihnachtsgeld (StBA 2016b, S. 5). Die Tarifindizes sind als Laspeyres-Festbasis-Indizes, d.h. mit festem Wägungsschema, konzipiert. Das Wägungsschema eines Tarifindizes beinhaltet die einbezogenen Tarifverträge sowie die Anzahl der Arbeitnehmer und wird üblicherweise alle fünf Jahre turnusmäßig überarbeitet (a.a.O., S. 6). Die in der Datenbank vorliegenden Zeitreihen sind für den gesamten Betrachtungszeitraum seit Januar 2010 zeitlich voll vergleichbar (a.a.O., S. 2). In der Regel werden die Ergebnisse der Statistik am Ende des Betrachtungszeitraums veröffentlicht (a.a.O., S. 2). Der Berichtszeitraum erstreckt sich für die Merkmale jeweils auf den vollen Kalendermonat (a.a.O., S. 2). Eine Saisonbereinigung der angebotenen Zeitreihen wird durch das StBA nicht durchgeführt. StBA (2016b) enthält weitere Informationen zu der Statistik.

[143] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $071 - 072$.

[144] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $073 - 075$, 176, 230, 387, $442 - 443$ und $504 - 505$.

Verbraucherpreisindex für Deutschland[145]

Die Tabelle $61111 - 0004$ enthält monatliche Ergebnisse des Verbraucherpreisindex (VPI) in fachlicher Gliederung nach den Güterarten (Verwendungszwecken). Zweck des VPI ist primär die Inflationsmessung (StBA 2018a, S. 2). Dementsprechend sind die Indizes als Laspeyres-Festbasis-Indizes, d.h. mit festem Wägungsschema, konzipiert. Das Wägungsschema des VPI umfasst die Ausgabestrukturen der privaten Haushalte in Deutschland und wird üblicherweise alle fünf Jahre turnusmäßig überarbeitet (a.a.O., S. 10). Die zeitliche Vergleichbarkeit der Ergebnisse ist für den Berichtszeitraum zwischen zwei turnusmäßigen Überarbeitungen voll gewährleistet. (a.a.O., S. 2). Der Berichtszeitraum ist der jeweilige Kalendermonat (a.a.O., S. 3).[146] Eine Saisonbereinigung der angebotenen Zeitreihen wird durch das StBA nicht durchgeführt. StBA (2018a) enthält detaillierte Informationen zu der Statistik.

Index der Einzelhandelspreise[147]

Die Tabelle $61131 - 0002$ enthält Monatsangaben zum Index der Einzelhandelspreise. Die verwendete Inputzeitreihe wurde im Rahmen der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Handel, Verkehr, Gastgewerbe zugeordnet.

Der Index wird aus den identischen Basisdaten wie der VPI abgeleitet (StBA 2010, S. 6). Die Einführung eines neuen Wägungsschemas, welches aktuelle Verbrauchsgewohnheiten im Einzelhandel abbildet, erfolgt alle fünf Jahre im Rahmen einer großen Revision (a.a.O., S. 6). Die zeitliche Vergleichbarkeit der Ergebnisse ist wie beim VPI für den Berichtszeitraum zwischen zwei turnusmäßigen Überarbeitungen voll gewährleistet. (a.a.O., S. 2). Der Berichtszeitraum ist der jeweilige Kalendermonat (a.a.O., S. 3). Die Ergebnisse werden ca. 2 Wochen nach dem Ende des jeweiligen Berichtsmonats veröffentlicht (a.a.O., S. 2). Eine Saisonbereinigung der angebotenen Zeitreihen wird durch das StBA nicht durchgeführt. StBA (2010) enthält weitere Informationen zu der Statistik.

Index der Großhandelsverkaufspreise[148]

Die Tabelle $61281 - 0002$ enthält Monatsangaben zum Index der Großhandelsverkaufspreise. Der Preisindex gilt als einer der wichtigsten Indikatoren für die Beobachtung des Wirtschafts-

[145] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $075 - 077$, $177 - 178$, $231 - 232$ und 388.

[146] Die Preiserhebung erfolgt üblicherweise während eines Zeitraums von mind. einer Woche um die Monatsmitte (a.a.O., S. 3).

[147] Die verwendete Inputzeitreihe hat die laufende Nummer 078.

[148] Die verwendete Inputzeitreihe hat die laufende Nummer 079.

und Konjunkturverlaufs (StBA 2012a, S. 1 des Anhangs III). Die verwendete Inputzeitreihe wurde im Rahmen der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Handel, Verkehr, Gastgewerbe zugeordnet.

Der Index ist als Laspeyres-Festbasis-Index, d.h. mit festem Wägungsschema, konzipiert (a.a.O., S. 6). Das Wägungsschema des Indizes wird turnusmäßig alle fünf Jahre überarbeitet (a.a.O., S. 5). Die zeitliche Vergleichbarkeit der Ergebnisse ist aufgrund der Einführung neuer Wägungsschemata nur zwischen zwei Revisionen voll gewährleistet (a.a.O., S. 2). Der Erhebungstermin ist der 5. Tag des jeweiligen Berichtsmonats (a.a.O., S. 3). Eine Ergebnisveröffentlichung erfolgt ca. 10 Tage nach dem Ende des Berichtsmonats (a.a.O., S. 2). Eine Saisonbereinigung der angebotenen Zeitreihen wird durch das StBA nicht durchgeführt. StBA (2012a) enthält weitere Informationen zu der Statistik.

Statistik über beantragte Insolvenzverfahren[149]

Die Tabellen $52411 - 0005$ und $52411 - 0012$ beinhalten monatliche Ergebnisse zu den Insolvenzverfahren, für welche ein Insolvenzeröffnungsantrag bei einem deutschen Amtsgericht gestellt wurde (StBA 2016c, S. 3). Die Insolvenzstatistik verfolgt das Ziel, das Insolvenzgeschehen in Deutschland umfassend abzubilden (a.a.O., S. 4 des Fragebogens). Die Statistik zählt zu den wichtigen konjunkturellen Spätindikatoren (a.a.O., S. 4 des Fragebogens). Im Rahmen der empirischen Studie werden neben der Anzahl der beantragten Insolvenzverfahren auch die Höhe der voraussichtlichen Forderungen berücksichtigt. Ausführliche Merkmalsdefinitionen sowie einen Überblick über die unterschiedlichen Typen der Insolvenzverfahren sind in a.a.O. (S. 4 f.) enthalten. Der Berichtszeitraum enthält alle beantragten Insolvenzverfahren, deren Meldezeitpunkt innerhalb des jeweiligen Kalendermonats liegt (a.a.O., S. 6). Die Ergebnisse der Statistik über beantragte Insolvenzverfahren werden spätestens zweieinhalb Monate nach dem Ende des Berichtsmonats veröffentlicht (a.a.O., S. 2). Eine Saisonbereinigung der angebotenen Zeitreihen wird durch das StBA nicht durchgeführt. StBA (2016c) enthält weitere Informationen zu der Statistik.

[149] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $080 - 085$, $179 - 180$, $314 - 315$, $401 - 402$, $444 - 447$ und $508 - 509$.

Vierteljährliche Verdiensterhebung (VVE)[150]

Die Tabelle $62321 - 0002$ beinhaltet die Vierteljahreswerte zur Verdiensterhebung in den Wirtschaftsbereichen. Die Erhebung liefert u.a. wichtige Informationen über die konjunkturelle Entwicklung sowie die internationale Wettbewerbsfähigkeit (StBA 2017q, S. 2). Insbesondere bildet die Erhebung die kurzfristige Entwicklung von Durchschnittsverdiensten ab und ermöglicht hierdurch die Durchführung von Konjunkturanalysen (a.a.O., S. 6). Bei der im Rahmen der Erhebung durchgeführten Stichprobenziehung werden Betriebe berücksichtigt, welche zum Zeitpunkt der Ziehung zehn oder mehr Arbeitnehmer beschäftigen (siehe, auch für Ausnahmen, a.a.O. (S. 4)). Im Rahmen der empirischen Studie werden sowohl die nach dem Geschlecht, nach Ost-/Westdeutschland und nach fünf Leistungsgruppen[151] untergliederten Angaben verwendet.

Der Berichtszeitraum umfasst ein Quartal (a.a.O., S. 2). Die Ergebnisse der Erhebung werden spätestens 85 Tage nach dem Ende eines Berichtsquartals bekanntgegeben (a.a.O., S. 2). Die zeitliche Vergleichbarkeit der Ergebnisse ist aufgrund eines im Berichtsjahr 2012 vorgenommenen Teilaustauschs der Stichprobenbetriebe beeinträchtigt (a.a.O., S. 2). Eine Saisonbereinigung der angebotenen Zeitreihen wird durch das StBA nicht durchgeführt. StBA (2017q) enthält weitere Informationen zu der Statistik.

Konjunkturstatistik im Dienstleistungsbereich (KiD)[152]

Die Tabellen $47414 - 0001$ und $47414 - 0008$ enthalten vierteljährliche KiD-Ergebnisse zu den Beschäftigten und zu den Umsätzen in ausgewählten Dienstleistungsbereichen. Zweck der Statistik ist die Darstellung der konjunkturellen Entwicklung in ausgewählten deutschen Dienstleistungsbereichen als Hilfe für wirtschafts- und strukturpolitische Entscheidungen (StBA 2017a, S. 5). Die für die KiD benötigten Daten werden für große Unternehmen (mind. 15 Mio. Euro Jahresumsatz und/oder mind. 250 Beschäftigte) mit Hilfe einer Primärerhebung gewonnen. (a.a.O., S. 2). Kleine und mittlere Unternehmen sind von der Auskunftspflicht

[150] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $087 - 146$, $182 - 201$, $317 - 336$, $404 - 423$, $449 - 488$ und $511 - 550$.

[151] Eine Leistungsgruppe umfasst Beschäftigte mit vergleichbarem Tätigkeits- und Qualifikationsprofil am Arbeitsplatz (a.a.O., S. 5). Die Leistungsgruppe 1 umfasst Arbeitnehmer in leitender Stellung mit Aufsichts- und Dispositionsbefugnis (StLÄ o.J.). Die Leistungsgruppe 2 beinhaltet Arbeitnehmer mit sehr schwierigen bis komplexen oder vielgestaltigen Tätigkeiten. Der Leistungsgruppe 3 werden Arbeitnehmer mit schwierigen Fachtätigkeiten zugeordnet. Die Leistungsgruppe 4 umfasst angelernte Arbeitnehmer mit vorwiegend einfachen Tätigkeiten. Die Leistungsgruppe 5 beinhaltet ungelernte Arbeitnehmer mit einfachen, schematischen Tätigkeiten.

[152] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufende Nummern $174 - 175$ und $438 - 441$.

befreit und werden im Rahmen der KiD durch Nutzung von Verwaltungsdaten berücksichtigt (a.a.O., S. 4).[153]

Der Berichtszeitraum für das Merkmal Umsatz umfasst ein Quartal (a.a.O., S. 2). Der Berichtszeitpunkt für das Merkmal Beschäftigte ist der letzte Tag des Quartals (a.a.O., S. 2). Die Ergebnisse der KiD liegen frühestens 2 Monate nach dem Ende eines Berichtsquartals vor (a.a.O, S. 2). Die zeitliche Vergleichbarkeit der Ergebnisse ist seit dem 1. Quartal 2005 gegeben (a.a.O., S. 8). Die Zeitreihen aus der KiD werden vom StBA auch kalender- und saisonbereinigt für das Merkmal Umsatz sowie saisonbereinigt für das Merkmal Beschäftigte nach dem X-12-ARIMA-Verfahren angeboten.

Statistik der Kaufwerte für Bauland[154]

Die Tabelle $61511 - 0002$ enthält vierteljährliche Angaben aus der Statistik der Kaufwerte für Bauland. Zweck der Statistik ist u.a. die Schaffung einer umfassenden Datenbasis über die Merkmale von verkauften bzw. gekauften unbebauten Baugrundstücken für die Analyse der Baukonjunktur (StBA 2012b, S. 2). Die verwendeten Inputzeitreihen werden im Rahmen der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Grundstücks- und Wohnungswesen zugeordnet.

Die im Rahmen der empirischen Studie verwendeten Baulandpreise beziehen sich nicht auf einen Stichtag, sondern auf das gesamte Berichtsquartal (a.a.O., S. 5). Die Bundesergebnisse werden spätestens 20 Wochen nach dem Ende eines Berichtsquartals veröffentlicht (a.a.O., S. 5). Die zeitliche Vergleichbarkeit der Angaben ist prinzipiell gewährleistet (a.a.O., S. 6). Saisonbereinigte Zeitreihen für die Statistik werden vom StBA nicht angeboten.

Häuserpreisindex (HPI)[155]

Die Tabelle $61262 - 0002$ beinhaltet vierteljährliche Ergebnisse des Häuserpreisindex (HPI). Zweck der Statistik ist u.a. die Schaffung einer Datenbasis über die Preisentwicklung von Wohnimmobilien (StBA 2017n, S. 2). Die verwendeten Inputzeitreihen werden im Rahmen der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Grundstücks- und Wohnungswesen zugeordnet.

---

[153] Die Kombination aus Verwaltungsdatennutzung und Primärerhebung zur Datengewinnung in der KiD wird als Mixmodell bezeichnet (a.a.O., S. 4). Methodische Erläuterungen hierzu finden sich auch in Fischer und Oertel (2009) sowie in Kaumanns und Schelhase (2007).

[154] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $389 - 397$.

[155] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $398 - 400$.

Die in der Statistik ausgewiesenen Preise beziehen sich jeweils auf den Zeitpunkt der notariellen Unterzeichnung (a.a.O., S. 3). Die Ergebnisse des HPI sind erst seit dem Berichtsjahr 2014 zeitlich vergleichbar (a.a.O., S. 2). Saisonbereinigte Zeitreihen für den HPI werden vom StBA nicht angeboten.

Amtliche Statistiken aus der Datenbank der Deutschen Bundesbank

Im Folgenden werden kurze Erläuterungen zu den Inputzeitreihen, die dem umfangreichen Zeitreihen-Datenbestand der Deutschen Bundesbank entnommen wurden, gegeben. Die Bezeichnungen der folgenden Unterkapitel orientieren sich an dem Namen der zugrundeliegenden Zeitreihen-Datenbank der Deutschen Bundesbank.

Im Gegensatz zu den Qualitätsberichten des StBA beinhalten die methodischen Erläuterungen zu den Statistiken der Deutschen Bundesbank zumeist keine Angaben hinsichtlich der zeitlichen Vergleichbarkeit der Ergebnisse.

Statistiken zum Themenbereich Geld- und Kapitalmärkte

Alle verwendeten Inputzeitreihen zum Themenbereich Geld- und Kapitalmärkte werden in der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen zugeordnet.

Themenbereich Geldmarkt

Die im Rahmen der empirischen Studie verwendeten Statistiken zum Geldmarkt beziehen sich auf den Interbankengeldmarkt. Die Ergebnisse dieses Themenbereichs werden u.a. im Unterkapitel Zinssätze des statistischen Teils des Monatsbericht der Deutschen Bundesbank veröffentlicht.[156] Am Interbankengeldmarkt agieren Geschäftsbanken zum Ausgleich von kurzfristigen Liquiditätsüberschüssen bzw. -engpässen hauptsächlich untereinander.

Als Inputzeitreihen wurden der Euro Overnight Index Average (EONIA) und die Euro Interbank Offered Rate (EURIBOR) mit einer Laufzeit von einem Monat und von drei Monaten ausgewählt.

[156] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $311 - 313$.

EONIA ist ein auf der Basis effektiver Umsätze von 30 Banken ermittelter Durchschnittssatz für Tagesgeld im Euro-Interbankenmarkt (siehe Deutsche Bundesbank (o.J.e) für zusätzliche Erläuterungen).

EURIBOR ist der berechnete Durchschnittssatz für unbesicherte Kredite, die Banken anderen Banken mit hoher Bonität gewähren (siehe Deutsche Bundesbank (o.J.d) für zusätzliche Erläuterungen). Die Berechnung von EURIBOR-Zinssätzen erfolgt für Kredite mit Laufzeiten von einer Woche sowie einem, drei, sechs und zwölf Monaten (a.a.O.).

Themenbereich Kapitalmarkt

Die im Rahmen der empirischen Studie verwendeten Statistiken zum Kapitalmarkt beziehen sich auf die Marktkapitalisierung inländischer Aktien sowie auf ausgewählte deutsche Renten- und Aktienindizes. Die Ergebnisse dieses Themenbereichs werden u.a. im Unterkapitel Kapitalmarkt des statistischen Teils des Monatsbericht der Deutschen Bundesbank veröffentlicht.

Die verwendeten Inputzeitreihen zur Marktkapitalisierung inländischer Aktien sind nach einzelnen Branchen (z.B. Banken und Versicherungsbranche) untergliedert.[157]

Die verwendeten Inputzeitreihen zur Abbildung des deutschen Aktienmarkts sind der DAX und der Composite DAX (CDAX) der Deutsche Börse AG.[158] Beim DAX handelt es sich um einen Performanceindex, der die Wertentwicklung von 30 Unternehmen des deutschen Aktienmarkts abbildet (siehe u.a. Deutsche Bundesbank (2017b, S. 84) für Erläuterungen). Der CDAX beschreibt die durchschnittliche Wertentwicklung aller in den Marktsegmenten General Standard und Prime Standard gelisteten Aktien von im Inland ansässigen Gesellschaften (a.a.O., S. 84).

Als Inputzeitreihen zur Darstellung des deutschen Rentenmarkts wurden der Deutsche Rentenindex (REX) sowie der iBoxx-€-Deutschland-Index (jeweils als Performance-Indizes ermittelt) ausgewählt.[159] Der REX misst die Wertentwicklung deutscher Staatsanleihen (siehe a.a.O. (S. 85) für Erläuterungen). Der iBoxx-€-Deutschland-Index stellt die Wertentwicklung von börsennotierten Bundeswertpapieren dar (siehe a.a.O. (S. 85) für Erläuterungen).

[157] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $303 - 307$.

[158] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $299 - 300$.

[159] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $301 - 302$.

Statistiken zum Themenbereich Euroraum und Euro-Länder

Alle verwendeten Inputzeitreihen zum Themenbereich Euroraum und Euro-Länder werden in der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen zugeordnet.

Aus dem Themenbereich Euroraum und Euro-Länder werden für die Zwecke der empirischen Studie die Angaben zum deutschen Beitrag zur Geldmenge im Eurosystem verwendet.[160]

Das am engsten gefasste Geldmengenaggregat M1 erfasst neben dem Bargeldumlauf von Nichtbanken auch die täglich fälligen Einlagen von Nichtbanken bei monetären Finanzinstituten. Der Bargeldumlauf ist bei den Angaben zum deutschen Beitrag für die Geldmengenaggregate allerdings nicht enthalten. Der deutsche Beitrag zum Geldmengenaggregat M2 ist weiter gefasst und enthält zusätzlich Einlagen mit einer vereinbarten Laufzeit von bis zu zwei Jahren sowie Einlagen mit einer Kündigungsfrist von bis zu drei Monaten. Das am weitesten gefasste Geldmengenaggregat M3 erfasst zusätzlich Repogeschäfte, Geldmarktfondsanteile und Schuldverschreibungen mit einer Laufzeit von bis zu drei Monaten.

Statistiken zum Themenbereich Banken und andere finanzielle Institute

Die verwendeten Inputzeitreihen zum Themenbereich Banken und andere finanzielle Institute werden in der empirischen Studie mit einer Ausnahme[161] dem Wirtschaftsbereich Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen zugeordnet. Die Ergebnisse dieses Themenbereichs werden u.a. im Unterkapitel Banken, im Unterkapitel Mindestreserven und im Unterkapitel Versicherungen und Pensionseinrichtungen des statistischen Teils des Monatsberichts der Deutschen Bundesbank veröffentlicht.

Themenbereich Banken

Die im Rahmen der empirischen Studie verwendeten Statistiken zum Bankenbereich beziehen sich auf die vergangenen und auf die zukünftig zu erwartenden Kreditvergabeentscheidungen von deutschen Kreditinstituten, auf die Praxis der Mindestreserve-Erfüllung von deutschen Kreditinstituten, auf die Ertragslage deutscher Kreditinstitute sowie auf wichtige Aktiva- und Passivapositionen deutscher Kreditinstitute.

---

[160] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $308 - 310$.

[161] Die Inputzeitreihen zu den Bestands- und Transaktionsdaten von Immobilienfonds werden dem Wirtschaftsbereich Grundstücks- und Wohnungswesen zugeordnet.

Die verwendeten Inputzeitreihen zu den getroffenen und zukünftig zu erwartenden Kreditvergabeentscheidungen stammen aus der von der Deutschen Bundesbank seit Januar 2003 vierteljährlich durchgeführten Bankenumfrage zum deutschen Kreditgeschäft (Bank Lending Survey für Deutschland).[162]

Die Ergebnisse der Umfrage geben Aufschluss über das vergangene und das zukünftig zu erwartende Kreditvergabeverhalten der befragten Kreditinstitute gegenüber privaten Haushalten und Unternehmen des nichtfinanziellen Sektors (siehe Deutsche Bundesbank (o.J.c) für weitere Informationen). Der Zusammenhang zwischen den Ergebnissen der Bankumfrage und dem Konjunkturverlauf wird in Deutsche Bundesbank (2009b, S. 30 f.) angesprochen.

Die verwendeten Inputzeitreihen zum Themenbereich Mindestreservebasis und -erfüllung erfassen die Pflichteinlagen, welche von deutschen Kreditinstituten auf den Girokonten der Deutschen Bundesbank unterhalten werden.[163] Die Höhe der zu haltenden Pflichteinlagen richtet sich nach der Reservebasis des jeweiligen Kreditinstituts und nach dem aktuell gültigen Mindestreservesatz (siehe Deutsche Bundesbank (o.J.f) für zusätzliche Erläuterungen). In die Kalkulation der Reservebasis gehen die meisten Positionen aus der Bilanz des Kreditinstituts mit ein, welche kurzfristige Verbindlichkeiten ausweisen. Zur Bestimmung der Höhe der mindestens zu unterhaltenden Pflichteinlage (Mindestreserve-Soll) wird die Reservebasis mit dem Mindestreservesatz (z. Zt. 1 Prozent) multipliziert (a.a.O.). Der pauschale Freibetrag, der vorab vom Mindestreserve-Soll abgezogen wird, beträgt z. Zt. 100.000 EUR. Merkmalsdefinitionen zur Statistik über die Mindestreservebasis und -erfüllung finden sich in Deutsche Bundesbank (2017c, S. 68).

Die verwendeten Inputzeitreihen zur Ertragslage deutscher Kreditinstitute beziehen sich auf die vierteljährlich veröffentlichten Konzernabschlüsse von elf der größten, international tätigen deutschen Banken (siehe Bundesbank (o.J.a) für Erläuterungen). [164] Die Angaben beziehen sich auf die jeweiligen Aufwendungen und Erträge, welche im Berichtsquartal von den Banken verbucht wurden (o.J.a). Ausführliche Merkmalsdefinitionen finden sich in Deutsche Bundesbank (2012b).

Die verwendeten Inputzeitreihen zu den Aktiva- und Passivapositionen deutscher Kreditinstitute stammen aus der monatlichen Bilanzstatistik der Deutschen Bundesbank.[165] Sie bildet den Hauptbestandteil der deutschen Bankenstatistik (Deutsche Bundesbank 2017a, S.

[162] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $239 - 244$.

[163] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $233 - 238$.

[164] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $253 - 258$.

[165] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $245 - 252$.

109). Ausführliche Merkmalsdefinitionen zu den einzelnen Bilanzpositionen sind in Deutsche Bundesbank (S. 33 ff.) enthalten.

Themenbereich Versicherungen und Pensionseinrichtungen

Die im Rahmen der empirischen Studie verwendeten Statistiken zum Themenbereich Versicherungen und Pensionseinrichtungen enthalten die Vierteljahreswerte zu Aktiva und Passiva der inländischen Versicherungsunternehmen und der inländischen Pensionseinrichtungen.[166] Die Ergebnisse basieren auf Aufsichtsdaten der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht. Kurze Merkmalsdefinitionen finden sich in Deutsche Bundesbank (2017c, S. 48).

Themenbereich Investmentgesellschaften

Die im Rahmen der empirischen Studie verwendeten Statistiken zum Themenbereich Investmentgesellschaften beziehen sich auf die monatlichen Ergebnisse zur Zusammensetzung des Fondsvermögens getrennt nach Publikums- und Spezialfonds.[167] [168] Kurze Merkmalsdefinitionen finden sich in Deutsche Bundesbank (2017b, S. 56).

Zusätzlich werden im Rahmen der empirischen Studie die Monatsdaten zur Zusammensetzung des Fondsvermögens von offenen Immobilienfonds sowie die Bestands- und Transaktionsdaten dieser Fondsart verwendet.[169]

Amtliche Statistiken aus der Eurostat Online Datenbank

Im Folgenden werden kurze Erläuterungen zu den Inputzeitreihen, die dem Zeitreihen-Datenbestand des Statistischen Amts der Europäischen Gemeinschaften entnommen wurden, gegeben. Die Bezeichnungen der nachfolgenden Unterkapitel richten sich nach dem Namen des Themenbereichs in der Eurostat Online Datenbank.

[166] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $259 - 274$.

[167] Publikumsfonds sind Investmentfonds, die grundsätzlich einer breiten Öffentlichkeit zugänglich sind. Die Anteile von Publikumsfonds werden vielfach auch an der Börse gehandelt. Im Gegensatz zu den Publikumsfonds können bei Spezialfonds ausschließlich Großanleger (wie z.B. Versicherungen) Miteigentümer werden (für weitere Erläuterungen siehe Deutsche Bundesbank (o.J.b)).

[168] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $275 - 298$.

[169] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $269 - 286$.

Konjunktur- und Verbrauchererhebungen

Konjunkturbefragungen im Rahmen des harmonisierten Programms der Generaldirektion Wirtschaft und Finanzen der Europäischen Kommission (GD ECFIN) werden für ausgewählte Wirtschaftszweige in den Mitgliedsstaaten der Europäischen Union (EU) und in den Ländern des Euro-Währungsgebiets durchgeführt (Eurostat 2017a). Die Fragebögen bestehen aus rein qualitativen Fragen u.a. zur aktuellen Geschäftslage, zum Umfang des derzeitigen Bestands, zu den Bestellungen bei den Vorlieferanten und zu den Erwartungen hinsichtlich der Geschäftslage und der Beschäftigung (jeweils für die nächsten 3 Monate).

In der empirischen Studie werden die Konjunkturbefragungen für den deutschen Industriesektor und für den deutschen Einzelhandel verwendet.[170] Die erstgenannten Inputzeitreihen werden dem Wirtschaftsbereich Produzierendes Gewerbe und die letztgenannten dem Wirtschaftsbereich Handel, Verkehr, Gastgewerbe zugeordnet.

Arbeitsmarkt

In der empirischen Studie werden u.a. die von Eurostat veröffentlichten vierteljährlichen Ergebnisse zum Arbeitskräftebedarf in den einzelnen Wirtschaftsbereichen verwendet. Die Angaben stammen aus der Stellenerhebung des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB). Diese liefert repräsentative Daten über die Anzahl und Struktur der nichtgemeldeten offenen Stellen und der bei der Bundesagentur für Arbeit (BA) gemeldeten offenen Stellen (IAB 2016).[171]

Nichtamtliche Statistiken des ifo Instituts für Wirtschaftsforschung

Im Folgenden werden kurze Erläuterungen zu den Inputzeitreihen, die die Angaben aus den ifo Konjunkturumfragen enthalten, gegeben. Die Bezeichnungen der folgenden Unterkapitel orientieren sich an den Namen der zugrundeliegenden ifo Konjunkturerhebungen. Die nachfolgenden Erläuterungen zu den Erhebungen sind größtenteils dem ifo Jahresbericht für das Jahr 2016 (ifo Institut 2017b, S. 82 ff.) entnommen.

[170] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $018 - 022$ und $151 - 156$.

[171] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern 086, 181, 316, 403, 448 und 510.

Monatlicher ifo Konjunkturtest Dienstleistungen

Der ifo Konjunkturtest Dienstleistungen ist die umfangreichste Monatserhebung für Unternehmen des deutschen Dienstleistungssektors (ifo Institut 2017b, S. 83). Die Konjunkturerhebung erfasst insbesondere die unternehmensnahen Zweige des tertiären Sektors. Staatliche Einrichtungen, der Handel und Unternehmen der Finanzdienstleistungsbranche werden im Konjunkturtest Dienstleistungen nicht erfasst.[172] Für die Aggregation der Ergebnisse aus den Unternehmensbefragungen werden amtliche Statistiken zu den Umsätzen und zu den Beschäftigten der Teilbereiche verwendet (a.a.O., S. 84).

Im Rahmen der empirischen Studie werden die aggregierten Ergebnisse des ifo Konjunkturtests zu den qualitativen Merkmalen Geschäftsklima, Geschäftsbeurteilungen und Geschäftserwartungen[173] für den Dienstleistungssektor verwendet.[174]

Zusätzlich werden Inputzeitreihen zur Geschäftsbeurteilung in den Bereichen Unternehmensberatung, Unternehmensdienstleister, sonstige wirtschaftliche Dienstleister, Grundstücks- und Wohnungswesen, Verkehr und für den Bereich Gastgewerbe verwendet.[175]

Ifo Konjunkturtest in der Gewerblichen Wirtschaft

Der ifo Konjunkturtest in der Gewerblichen Wirtschaft gilt als eine der wichtigsten Quellen für die monatliche Beurteilung der konjunkturellen Lage in Deutschland (ifo Institut 2017b, S. 82). Der Konjunkturtest erfasst neben dem VG und dem Bauhauptgewerbe auch den Bereich des Groß- und des Einzelhandels (a.a.O., S. 83). Die Erhebungen und Berechnungen des ifo Konjunkturtests in der Gewerblichen Wirtschaft erfolgen analog zum monatlichen ifo Konjunkturtest Dienstleistungen (a.a.O., S. 84). Im Rahmen der empirischen Studie werden die Ergebnisse dieses Konjunkturtests zu den qualitativen Merkmalen Geschäftsklima, Geschäftsbeurteilungen und Geschäftserwartungen verwendet. [176] Die Inputzeitreihen werden dem Wirtschaftsbereich P r o d u z i e r e n d e s G e w e r b e zugeordnet.

---

[172] Für diese Bereiche führt das ifo Institut teilweise getrennte Erhebungen durch.

[173] Die bei dem Konjunkturtest teilnehmenden Unternehmen geben Auskunft über die Beurteilung ihrer gegenwärtigen Geschäftslage (Antwortmöglichkeiten: „gut“, „befriedigend“ und „schlecht“) und über ihre Geschäftserwartungen (Antwortmöglichkeiten: „günstiger“, „gleichbleibend“ und „ungünstiger“) für die nächsten sechs Monate (ifo Institut o.J.). Der berechnete Mittelwert aus den Salden der Geschäftslage und der Geschäftserwartungen ergibt das Geschäftsklima.

[174] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $564 - 566$.

[175] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufende Nummern $157 - 158$ und $491 - 493$.

[176] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufende Nummer $009 - 011$.

Ifo Exporterwartungen

Zur Einschätzung der aktuellen und der zukünftigen Entwicklung in der Exportindustrie befragt das ifo Institut monatlich Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes zu ihren Exporterwartungen für die nächsten drei Monate (Grimme und Wohlrabe 2014, S. 64).[177]

Ifo Geschäftsklima Ostdeutschland

Die Konjunkturerhebung ifo Geschäftsklima Ostdeutschlands erfasst neben dem ostdeutschen VG und dem ostdeutschen Baugewerbe auch den ostdeutschen Groß- und Einzelhandel (ifo Institut 2017a). Die Erhebungen und Berechnungen dieser ifo Konjunkturerhebung erfolgen analog zum ifo Konjunkturtest in der Gewerblichen Wirtschaft.[178]

Nichtamtliche Statistiken des Zentrums für Europäische Wirtschaftsforschung

Im Folgenden werden kurze Erläuterungen zu den Inputzeitreihen, die vom Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW) durchgeführt und veröffentlicht werden, gegeben. Die Bezeichnungen der folgenden Unterkapitel orientieren sich an den Namen der ZEW-Forschungsberichte zum Themenbereich Konjunktur.

ZEW-Finanzmarktreport

Der ZEW-Finanzmarkttest ist eine seit Dezember 1991 monatliche durchgeführte Expertenumfrage, in welcher die Teilnehmer zu ihrer Einschätzung und zu ihren Erwartungen über die Entwicklung der internationalen Finanzmärkte befragt werden. Zur Einschätzung der aktuellen Lage sollen die Teilnehmer die Ertragslage in mehreren ausgewählten Wirtschaftsbranchen (u.a. Banken und Versicherungen) qualitativ beurteilen (ZEW 2006). Bei der Befragung zu ihren mittelfristigen Zukunftserwartungen werden die Teilnehmer darum gebeten, Tendenzeinschätzungen für die konjunkturelle Entwicklung, die kurz- und langfristige Zinsentwicklung und die Aktien- und Wechselkursentwicklung abzugeben.

In der empirischen Studie werden Zeitreihen der Tendenzeinschätzungen zur Beurteilung der konjunkturellen Lage und zu der mittelfristigen Entwicklung für den Finanzstandort Deutschland verwendet.[179] Die beiden Inputzeitreihen werden dem Wirtschaftsbereich Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen zugeordnet.

[177] Die verwendete Inputzeitreihe hat die laufende Nummer 015.

[178] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $012 - 014$.

[179] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $343 - 344$.

ZEW-Branchenreport Informationswirtschaft

Im Rahmen der vierteljährlichen ZEW-Konjunkturumfrage Informationswirtschaft werden die teilnehmenden Unternehmen aus dieser Branche nach ihrer Einschätzung der aktuellen unternehmerischen Lage und nach ihren Geschäftserwartungen für das kommende Quartal befragt (ZEW 2017, S. 4). Die teilnehmenden Unternehmen sollen dabei Auskunft über ihre aktuellen und ihre erwarteten Trendeinschätzungen zum Umsatz, zur Nachfrage und zum Personalbestand des Unternehmens geben (a.a.O., S. 4). Die Veröffentlichung der Ergebnisse erfolgt im vierteljährlichen ZEW-Branchenreport sowohl für die Branche der Informationswirtschaft als auch für deren Teilbranchen Informations- und Kommunikationstechnologien (IKT), Mediendienstleister und wissensintensive Dienstleister (siehe a.a.O. (S. 4) für die Zusammensetzung der Branchen).

Zur Hochrechnung der Umfrageergebnisse auf Branchenebene werden die relevanten Daten aus der amtlichen Statistik zu den Beschäftigten, zu den Umsätzen und zu den Unternehmenszahlen verwendet (a.a.O., S. 4).

Alle verwendeten Inputzeitreihen des ZEW-Branchenreports Informationswirtschaft wurden in der empirischen Studie dem Wirtschaftsbereich Information und Kommunikation zugeordnet.[180] Die Saldenwerte der Einzelzeitreihen werden in Indexform mit dem Basisjahr 2010 gebracht.

Börseninformationen der ARIVA.DE AG

Nachfolgend werden kurze Erläuterungen zu den historischen Kursen ausgewählter Aktienindizes, die auf dem von der ARIVA.DE AG betriebenen Finanzportal ARIVA.DE heruntergeladen wurden, gegeben. Die Zusammenstellung und Berechnung aller verwendeter Aktienindizes erfolgt durch die Deutsche Börse AG. Die nachfolgenden methodischen Erläuterungen zu den Aktienindizes sind dem Leitfaden zu den Aktienindizes der Deutsche Börse AG, Version 8.2.0 (Deutsche Börse AG 2017) entnommen.

Alle berücksichtigten Aktienindizes sind Sektorindizes, welche die Wertentwicklung innerhalb von einzelnen Branchen abbilden. Für die Berechnung der Sektorindizes teilt die Deutsche Börse AG die börsennotierten Unternehmen gemäß ihrem Umsatzschwerpunkt[181] in 63

[180] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufenden Nummern $208 - 219$.

[181] Erläuterungen zur Sektorklassifizierung finden sich in Deutsche Börse AG (2017, S. 61 ff.). Ein aufgrund einer Verlagerung des unternehmerischen Umsatzschwerpunkts notwendig gewordener Sektorwechsel wird beim nächsten vierteljährlichen Verkettungstermin des Sektorindex vollzogen.

Subsektoren ein (Deutsche Börse AG 2017, S. 20). Dieses Vorgehen erfolgt sowohl für alle börsennotierten Unternehmen des Prime Segments als auch für ein erweitertes Portfolio. Das erweiterte Portfolio besteht aus allen börsennotierten Unternehmen des Prime Segments, des General Segments und des Scale Segments (a.a.O., S. 20).[182]

Die 63 Subsektoren lassen sich eindeutig einem von 18 Sektoren zuordnen. Für das Prime Segment existieren zusätzlich neun Supersektoren. Die Aktienindizes auf der hierarchischen Ebene der Subsektoren werden als DAXsubsector Indizes (für das Prime Segment) bzw. als Daxsubsector All Indizes (für das erweiterte Portfolio) bezeichnet. Die entsprechenden Bezeichnungen für die Indizes auf der Sektorebene lauten DAXsector Indizes bzw. DAXsector All Indizes und für die Indizes auf der Ebene der Supersektoren DAXsupersector Indizes.

Die Supersektor-Indizes sind im Unterschied zu den sonstigen Sektorindizes nicht als All Share-, sondern als Auswahlindizes konzipiert (a.a.O., S. 20). Für diese qualifizieren sich aktuell nur Unternehmen mit einem durchschnittlichen täglichen Handelsvolumen von mindestens einer Millionen Euro. Die Sektorindizes sind wie die Mehrzahl der Indizes der DAX-Familie kapitalgewichtet[183].

In der empirischen Studie wurden auf Ebene der Subsektoren die Branchen IT-Services und Real Estate (jeweils als Indizes und als All Indizes) ausgewählt. Auf der Ebene der Sektoren wurden die Wirtschaftsbereiche Industrial, Retail, Transportation & Logistics, Media, Software, Telecommunications, Banks, Financial Services und Insurance (jeweils als Indizes und als All Indizes) gewählt.[184]

[182] Die Deutsche Börse AG bietet den Emittenten bei der Börsenzulassung die Wahl zwischen den drei Transparenzstandards Prime Standard, General Standard und Scale an. Der Prime Standard ist das Segment mit den höchsten Transparenzanforderungen für die börsennotierten Unternehmen. Scale ist ein neues Segment der Deutsche Börse AG und ist für kleine und mittlere Unternehmen vorgesehen.

[183] Innerhalb eines kapitalgewichteten Aktienindex entspricht das Gewicht einer einzelnen Aktie ihrem Anteil an der gesamten Index-Kapitalisierung (nur Streubesitz, sogenannte Freefloat-Marktkapitalisierung, siehe Deutsche Börse AG (2017, S. 38)).

[184] Die verwendeten Inputzeitreihen haben die laufende Nummer $16-17$, $147-150$, $202-207$, $337-342$, $424-425$ und $489-490$.

D Berechnung der Bruttowertschöpfung in den vierteljährlichen VGR

Berechnung der vierteljährlichen VGR-Ergebnisse zur Bruttowertschöpfung des Unternehmenssektors

Im Rahmen der Entstehungsrechnung der vierteljährlichen VGR wird die Berechnung der Bruttowertschöpfung sowohl getrennt nach Wirtschaftsbereichen als auch getrennt nach Sektoren durchgeführt. Das VGR-Konzept unterscheidet zwischen den fünf Sektoren Nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften (S.11), Finanzielle Kapitalgesellschaften (S.12), Private Haushalte (S.13), Staat (S.14) und Private Organisationen ohne Erwerbszweck (S.15).[185] Die Gesamtheit der drei erstgenannten Sektoren wird als Unternehmenssektor bezeichnet (StBA 2017e, S. 34). Detaillierte Erläuterungen zu den Berechnungsverfahren in wirtschaftsfachlicher Unterteilung für die vierteljährliche Bruttowertschöpfung des Unternehmenssektors sind in StBA (2017e, S. 36 ff.) enthalten.

Die im Folgenden vorgestellten Verfahren zur Berechnung der vierteljährlichen Bruttowertschöpfung innerhalb des Unternehmenssektors beschränken sich auf die in der empirischen Analyse betrachteten Wirtschaftsbereiche. Die Berechnungsgrundlagen und -methoden für den Sektor Staat (S.14) werden im nachfolgenden Abschnitt in verkürzter Form erläutert. Einheiten des Sektors Staat[186] sind mit Ausnahme der Wirtschaftsbereiche Information und Kommunikation und Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen in allen Teilbereichen des Dienstleistungssektors enthalten (StBA 2017e, S. 34).

Auf eine Erläuterung der Berechnungsgrundlagen für den Sektor Private Organisationen ohne Erwerbszweck (S.15) wird aufgrund dessen vergleichsweise geringer wirtschaftlicher Bedeutung[187] verzichtet.[188] Hinweise zu den in der vierteljährlichen VGR verwendeten Saison-, Kalender- und Preisbereinigungsmethoden finden sich in StBA (2017e, S. 32 ff.).

In der vierteljährlichen VGR gilt generell das indikatorgestützte Fortschreibungsverfahren als

---

185 Bei den Ausdrücken in Klammern handelt es sich um die zweistelligen Sektorennummern. Detaillierte Erläuterungen zu den Sektoren finden sich im Methodenbericht zum Europäischen System volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen 2010 (siehe Eurostat / Europäische Kommission (2014, S. 36 ff.)).

186 Entscheidungsregeln,wann eine Einheit dem Sektor Staat zugeordnet wird, finden sich u.a. in StBA (2016a, S. 61 f.).

187 Die wirtschaftlich eher untergeordnete Rolle dieses Sektors lässt sich anhand der sektoralen Bruttowertschöpfung im Vergleich mit der Bruttowertschöpfung der anderen Sektoren erkennen (siehe hierfür z.B. StBA (2016a, S. 88)).

188 Erläuterungen finden sich u.a. in StBA (2017e, S. 35).

die dominierende Technik zur Ermittlung der Bruttowertschöpfungswerte (StBA 2017e, S. 18). Bei dieser Methode werden zur Bestimmung der jeweiligen VGR-Größen die entsprechenden Werte des Vorjahresquartals mit der Veränderungsrate eines passenden Indikators gegenüber dem Vorjahresquartal multipliziert (a.a.O., S. 19). Die Berechnung erfolgt in aller Regel zunächst disaggregiert auf der Ebene einzelner Unterbereiche. Erst anschließend werden die Ergebnisse für die Unterbereiche zu dem Gesamtergebnis für den Wirtschaftsbereich zusammengefügt (siehe z.B. StBA (2017e, S. 42)).

Wirtschaftsbereich Handel, Verkehr, Gastgewerbe

Zur Bestimmung der vierteljährlichen Bruttowertschöpfung des Wirtschaftsbereichs Handel, Verkehr, Gastgewerbe werden zunächst die entsprechenden VGR-Größen für ausgewählte Unterbereiche mit Hilfe des indikatorgestützten Fortschreibungsverfahrens ermittelt (StBA 2017e, S. 39).[189] Bei den verwendeten Fortschreibungsgrößen für die Unterbereiche handelt es sich jeweils um die vierteljährliche nominale Bruttowertschöpfung (a.a.O., S. 39 ff.).[190]

Für die einzelnen Unterbereiche des Handels und des Gastgewerbes erfolgt die Fortschreibung durch Multiplikation des Quartalswerts des Vorjahres mit den Veränderungsraten der auf die Quartalsfrequenz aggregierten zugrundeliegenden monatlichen Umsatzmesszahlen[191] gegenüber dem Vorjahresquartal (a.a.O., S. 39 f.). Die berechneten Veränderungsraten werden gegebenenfalls noch um zu erwartende Korrekturen angepasst, die sich beim Übergang auf die umfassenderen jährlichen Strukturerhebungen ergeben (siehe a.a.O. (S.39 f.) für Details).

Für die Verkehrsbereiche werden als Fortschreibungsindikatoren die Veränderungsraten der wirtschaftsfachlich gegliederten Umsatzindizes der vierteljährlichen KiD gegenüber dem Vorjahresquartal verwendet (a.a.O., S. 40). Korrekturen des Fortschreibungsindikators ergeben sich gegebenenfalls durch die zeitverzögerten Veröffentlichungen zusätzlicher unterjähriger Informationen (wie z.B. der Mautstatistik).

[189] Die Fortschreibung der vierteljährlichen Bruttowertschöpfung erfolgt zunächst getrennt für elf Unterbereiche (StBA 2017e, S. 39 ff.). Von den Unterbereichen lassen sich drei dem Bereich Handel, zwei dem Bereich Gastgewerbe und sechs dem Bereich Verkehr zuordnen (a.a.O., S. 39 ff.).

[190] Eine Veröffentlichung der vierteljährlichen VGR-Ergebnisse der Bruttowertschöpfung für die einzelnen Teilbereiche erfolgt derzeit nicht.

[191] Die Umsatzmesszahlen sind den einzelnen Monatsstatistiken im Handel bzw. im Gastgewerbe entnommen (a.a.O., S. 39 f.).

Wirtschaftsbereich Information und Kommunikation

Das indikatorgestützte Fortschreibungsverfahren wird auch im Bereich Information und Kommunikation zur Bestimmung der vierteljährlichen Bruttowertschöpfung verwendet. Die Berechnungen erfolgen zunächst separat für sechs Teilbereiche (StBA 2017e, S. 41).

Als Fortschreibungsindikatoren werden in fünf der sechs Bereichen die Veränderungsraten der jeweiligen Arbeitsvolumina zum Vorjahresquartal[192]und im Teilbereich Telekommunikation die Veränderungsrate des entsprechenden Umsatzindizes aus der KiD zum Vorjahresquartal eingesetzt (a.a.O., S. 41). Als Fortschreibungsgrößen dienen (mit Ausnahme des Teilbereichs Telekommunikation) die Ergebnisse des Vorjahresquartals der preisbereinigten Bruttowertschöpfung für die Teilbereiche (a.a.O., S. 41). Für den Bereich Telekommunikation wird als Fortschreibungsgröße der Quartalswert der Bruttowertschöpfung des Vorjahres in jeweiligen Preisen verwendet (a.a.O., S. 41).

Wirtschaftsbereich Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen

Die Bestimmung der vierteljährlichen Bruttowertschöpfung erfolgt für den Bereich Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen zunächst getrennt für drei Teilbereiche (StBA 2017e, S. 42).

Für den Teilbereich Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen ergibt sich die vierteljährliche Größe durch Subtraktion der fortgeschriebenen Vorleistungen[193] vom fortgeschriebenen Produktionswert[194] (a.a.O., S. 42). Der Produktionswert dieses Teilbereichs setzt sich zum einen aus den direkt erzielten Umsätzen (z.B. Kontoführungsgebühren) und zum anderen aus den indirekten gemessenen Finanzdienstleistungen (FISIM) zusammen (siehe hierzu u.a. StBA 2016, S. 178.).

Die direkt erzielten Umsätze für das aktuelle Quartal werden mit Hilfe der Entwicklung der

[192] Das Arbeitsvolumen für die Teilbereiche ergibt sich aus der Multiplikation der Erwerbstätigenangaben in wirtschaftsfachlicher Gliederung mit den ebenfalls wirtschaftsfachlich gegliederten Angaben über die geleisteten Arbeitsstunden je Erwerbstätigen (a.a.O., S. 41). Die Erwerbstätigenangaben werden der vierteljährlichen VGR-Erwerbstätigenrechnung entnommen. Die Angaben über die geleisteten Arbeitsstunden je Erwerbstätigen werden intern vom IAB bereitgestellt.

[193] Als Vorleistungen wird der Wert der Güter (Waren und Dienstleistungen) bezeichnet, den inländische Einheiten von anderen in- und ausländischen Einheiten bezogen haben und den sie während des Berichtszeitraums im Zuge ihrer Produktionstätigkeit eingesetzt haben (StBA 2017b, S. 23) .

[194] Der Produktionswert gibt den Wert der Güter (Waren und Dienstleistungen) an, welche von inländischen Einheiten innerhalb der Berichtsperiode hergestellt wurden (StBA 2017b, S. 28).

Bilanzsumme im deutschen Bankgewerbe[195] geschätzt (StBA 2017e, S. 42).

Zur Bestimmung der FISIM des aktuellen Quartals werden sowohl tief gegliederte monatliche Daten der Deutschen Bundesbank über die Bilanzpositionen[196] der Kreditinstitute als auch Informationen über die Entwicklung der Zinssätze[197] verwendet (StBA 2017e, S. 42).[198]

Die Vorleistungsquote wird anhand der von der Deutschen Bundesbank im jährlichen Turnus veröffentlichten Statistik der Gewinn- und Verlustrechnungen (GuV) der Banken bestimmt (a.a.O., S. 42). Die Quote wird unverändert für das aktuelle Quartal verwendet (a.a.O., S. 42).

Für die beiden anderen Teilbereiche wird die VGR-Größe jeweils aufgrund fehlender unterjähriger Daten anhand von Indikatoren über die Branchenerwartungen bzw. anhand von Prognosen des entsprechenden Branchenverbands geschätzt (a.a.O., S.42). Die Schätzwerte werden gegebenenfalls mit Hilfe zusätzlicher Informationen aus Zeitungsmeldungen und/oder Branchenberichten nachträglich modifiziert (a.a.O., S. 42).

Wirtschaftsbereich Grundstücks- und Wohnungswesen

Im Wirtschaftsbereich Grundstücks- und Wohnungswesen werden zur Ermittlung der vierteljährlichen Bruttowertschöpfung zwei verschiedene Berechnungsverfahren angewandt (StBA 2017e, S. 42 f.). Innerhalb des Bereichs der Wohnungsvermietung erfolgt die Bestimmung der Bruttowertschöpfung durch Subtraktion der fortgeschriebenen Vorleistungen von dem unter Verwendung eines Schichtenmodells fortgeschriebenen Produktionswerts.

Die Ermittlung des Produktionswerts in der Wohnungsvermietung basiert auf einem Menge-Preis-Modell (StBA 2016a, S. 208). Zunächst werden die nach Merkmalsschichten[199] differenzierten Angaben zur Wohnfläche (Menge) unter Verwendung der Ergebnisse aus der

[195] Die Ergebnisse zur Bilanzsumme deutscher Kreditinstitute ist Bestandteil der monatlich erscheinenden Bankenstatistik der Deutschen Bundesbank.

[196] Analog zu Fußnote [195].

[197] Daten zur Entwicklung der Zinssätze sind u.a. im Monatsbericht der Deutschen Bundesbank enthalten.

[198] Siehe StBA (2017e, S. 45) für detailliertere Erläuterungen zur Schätzung der vierteljährlichen FISIM.

[199] Die Bildung der Schichten wird in der VGR mit Hilfe von Merkmalen, welche einen wesentlichen Einfluss auf die Miethöhe haben, durchgeführt (StBA 2016a, S. 209). Zu diesen Merkmalen zählen die Größe der Wohnung, das Baujahr des Gebäudes sowie differenzierte Regionalfaktoren (a.a.O., S. 209).

Statistik der Baufertigstellungen[200] fortgeschrieben (StBA 2017e, S. 43).[201]

Die Fortschreibung der durchschnittlichen Nettokaltmieten pro Quadratmeter (Preis) erfolgt mit Hilfe der entsprechenden Angaben aus der monatlichen Verbraucherpreisstatistik (a.a.O., S. 43). Der Produktionswert ergibt sich schließlich durch die schichtenweise Multiplikation der Nettokaltmieten mit der Wohnfläche.[202]

Die Berechnung der Vorleistungen erfolgt unter Verwendung von Vorleistungsquoten, welche durch Haushaltsbefragungen ermittelt werden (a.a.O., S. 43). Bei der Fortschreibung wird für die Vorleistungsquote des aktuellen Quartals die Quote des Vorjahresquartals verwendet.

Zur Ermittlung der vierteljährlichen Bruttowertschöpfung des Wirtschaftsbereichs (ohne Wohnungsvermietung) erfolgt eine Multiplikation der preisbereinigten Bruttowertschöpfung des Vorjahresquartals mit der Veränderungsrate des Arbeitsvolumens (siehe Fußnote [192]) gegenüber dem Vorjahresquartal (a.a.O., S. 42 f.).

Wirtschaftsbereich Unternehmensdienstleister

Im Wirtschaftsbereich Unternehmensdienstleister wird zur Ermittlung der vierteljährlichen Bruttowertschöpfung der entsprechende Wert des Vorjahresquartals mit der Veränderungsrate des Arbeitsvolumens (siehe Fußnote [192]) gegenüber dem Vorjahresquartal multipliziert (StBA 2017e, S. 43).

Wirtschaftsbereich Sonstige Dienstleister

Die Bestimmung der vierteljährlichen Bruttowertschöpfung für den Wirtschaftsbereich Sonstige Dienstleister erfolgt mit zwei Ausnahmen analog zur Vorgehensweise bei den Unternehmensdienstleistern.

Innerhalb des Unterbereichs Wirtschafts- und Arbeitgeberverbände sowie Berufsorganisationen erfolgt die Berechnung in Analogie zum Berechnungsverfahren für die privaten

[200] Für den Fall, dass die Ergebnisse zu den Baufertigstellungen noch nicht vorliegen, werden gegebenenfalls die Angaben der Baugenehmigungsstatistik verwendet (StBA 2017e, S. 43).

[201] Diese Berechnung wird für die eigengenutzten Wohnungen und für die vermieteten Wohnungen separat durchgeführt (StBA 2017e, S. 43). Das Ergebnis dieser Fortschreibung ergibt die jahresdurchschnittliche Wohnfläche des aktuellen Jahres. Die vierteljährlichen Werte für die Wohnfläche werden anschließend modellmäßig bestimmt (siehe a.a.O. (S. 43) für Details).

[202] Eine separate Berechnung erfolgt für den Produktionswert für Garagenmieten (siehe a.a.O. (S. 43) für Details).

Organisationen ohne Erwerbszweck (S.15) (StBA 2017e, S. 45 f.).[203] Die Bestimmung der relevanten VGR-Größe erfolgt durch Multiplikation des Ergebnisses der preisbereinigten Bruttowertschöpfung des entsprechenden Vorjahresquartals mit der Veränderungsrate der Zahl der Arbeitnehmer gegenüber dem Vorjahresquartal (a.a.O., S. 45).

Die nominale Bruttowertschöpfung des Teilbereichs Häusliche Dienste entspricht dem Arbeitnehmerentgelt[204], welches an bezahlte Hausangestellte geleistet wird (StBA 2016a, S. 269). Für das aktuelle Quartal wird das Arbeitnehmerentgelt durch Fortschreibung der Durchschnittsverdienste[205] und anschließender Multiplikation mit der Beschäftigtenzahl dieses Bereichs berechnet (StBA 2017e, S. 45).

Im Wirtschaftsbereich Sonstige Dienstleister wird ein nicht unerheblicher Teil der Bruttowertschöpfung von den Einheiten des Sektors Staat (S.14)[206] erbracht. Die Ermittlung der vierteljährlichen Bruttowertschöpfung innerhalb dieses Sektors wird im nachfolgenden Unterkapitel thematisiert.

Berechnung der vierteljährlichen VGR-Ergebnisse zur Bruttowertschöpfung des Staatssektors

Die VGR-Berechnung der vierteljährlichen Bruttowertschöpfung für den Sektor Staat (S.14) wird getrennt für seine Teilsektoren (Bund, Länder, Gemeinden, Sozialversicherung) und darüberhinaus getrennt nach Markt- und Nichtmarktproduktion[207] für die einzelnen Wirtschaftsbereiche[208] durchgeführt (StBA 2017e, S. 34).

Bei der Marktproduktion des Staates wird die Bruttowertschöpfung in Analogie zum Unternehmenssektor als Differenz zwischen Produktionswert[209] und Vorleistungen[210] ermittelt

[203] Siehe StBA (2017e, S. 35) für eine vollständige Erläuterung des Berechnungsverfahrens.

[204] Das geleistete Arbeitnehmerentgelt umfasst auch die Naturaleinkommen.

[205] Die Angaben zu den Durchschnittsverdiensten werden der Tarifverdienststatistik entnommen.

[206] Eine statistische Einheit wird dem Staatssektor zugeordnet, wenn sie die in StBA (2016a, S. 234) genannten Voraussetzungen erfüllt.

[207] Zur Unterscheidung, ob eine statistische Einheit Markt- oder Nichtmarktproduktion ausübt, wird das sogenannte 50 %-Kriterium angewendet (StBA 2016a, S. 62). Dieses besagt, dass eine statistische Einheit im Prinzip dann ein Marktproduzent ist, wenn ihr Verhältnis von Verkäufen zu Produktionskosten größer als 50 % ist (a.a.O., S. 62).

[208] Die Zuordnung der Einheiten des Sektors Staat zu den einzelnen Wirtschaftsbereichen wird in StBA (2017e, S. 34) erläutert.

[209] Der Produktionswert ergibt sich im Wesentlichen aus den Verkäufen den Staates wie z.B. Benutzungsgebühren (StBA 2017e, S. 34).

[210] Details zu den Vorleistungen des Staatssektors finden sich in StBA (2016a, S. 238).

(a.a.O., S. 34). Im Bereich der Nichtmarktproduktion des Staates wird die Bruttowertschöpfung additiv über die Kosten[211] bestimmt (siehe StBA (2017e, S. 34) sowie StBA (2016a, S. 236).

Die Berechnung der Bruttowertschöpfung für den Sektor Staat (S.14) basiert auf einer äußerst umfangreichen Datengrundlage, welche kompakt in StBA (2017e, S. 34) und ausführlich in StBA (2016a, S. 234 ff.) beschrieben wird.

[211] Die Kosten ergeben sich aus der Summe aus Arbeitnehmerentgelt, geleisteten Produktionssteuern abzüglich der empfangenen sonstigen Subventionen, den Abschreibungen und den Vorleistungen (StBA 2016a, S. 236).

E Ergebnisse der sequentiellen Unit-Root-Tests für die Inputzeitreihen

In diesem Abschnitt erfolgt eine grafische Ergebnisdarstellung der Durchführung des sequentiellen Unit-Root-Testverfahrens nach Enders (1995) für die in der empirischen Studie verwendeten Inputzeitreihen. Die bei der Durchführung des Testverfahrens verwendeten Zeitreihen sind bereits (mit Ausnahme der Zeitreihen zu den Aktienindizes und Geldmarktsätzen) saison- und gegebenenfalls kalenderbereinigt und mit einzelnen Ausnahmen[212] in Quartalsraten umgerechnet worden.

Bei der Ergebnisdarstellung werden die drei verschiedenen Fälle der Stationarität, der Differenzenstationarität und der Trendstationarität ausgewiesen (vgl. Küsters 2017, S. 161).

Auf der x-Achse des nachfolgend dargestellten Punktdiagramms ist der jeweilige Startzeitpunkt der getesten Inputzeitreihen als Jahreszahl zwischen 1991 und 2011 angegeben.[213]

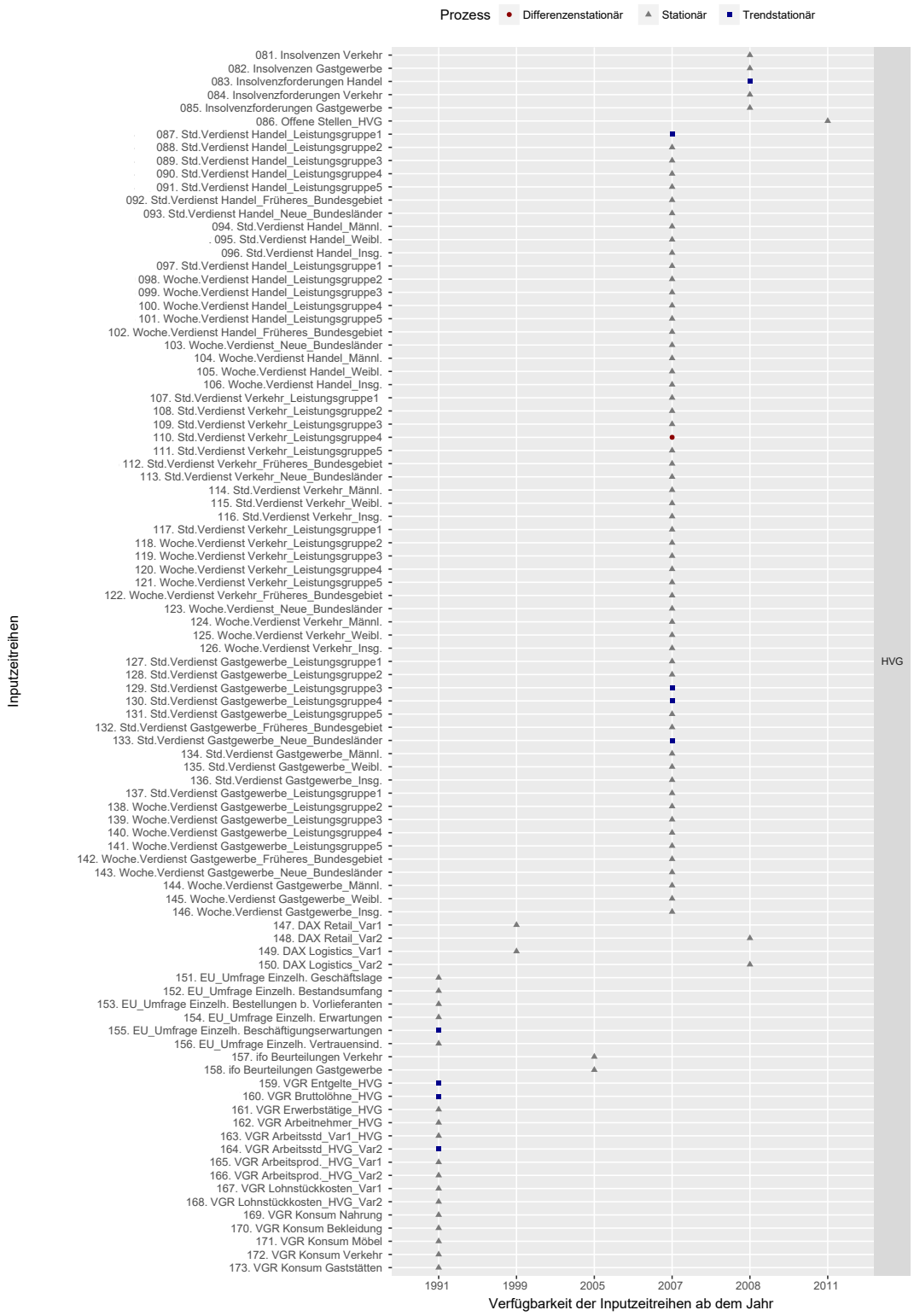
Auf der y-Achse findet sich u.a. die Kurzbezeichnung für jede einzelne getestete Inputzeitreihe.

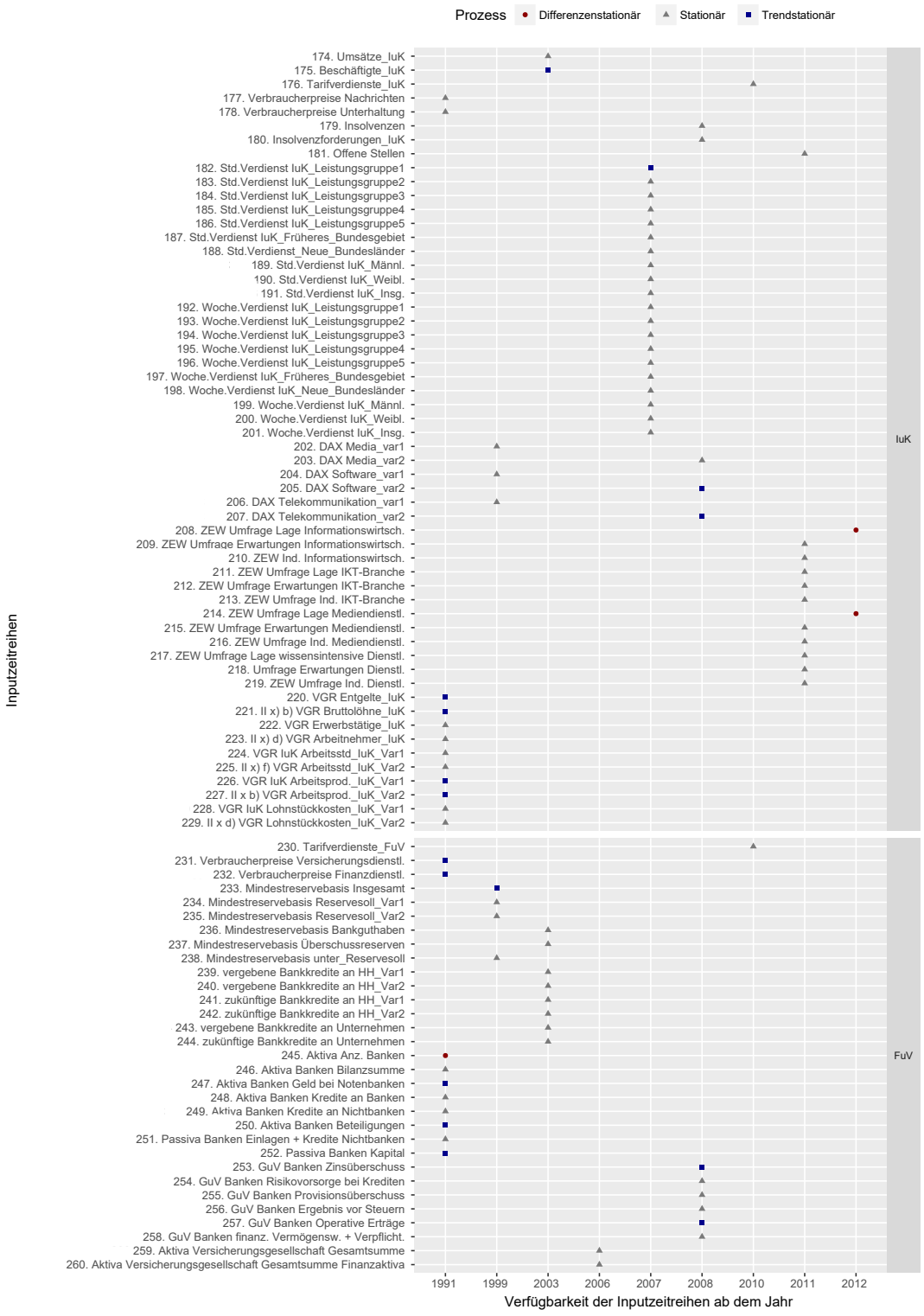
[212] Ausnahmen sind die Inputzeitreihen, für welche statt Quartalsraten absolute Zuwächse berechnet wurden.

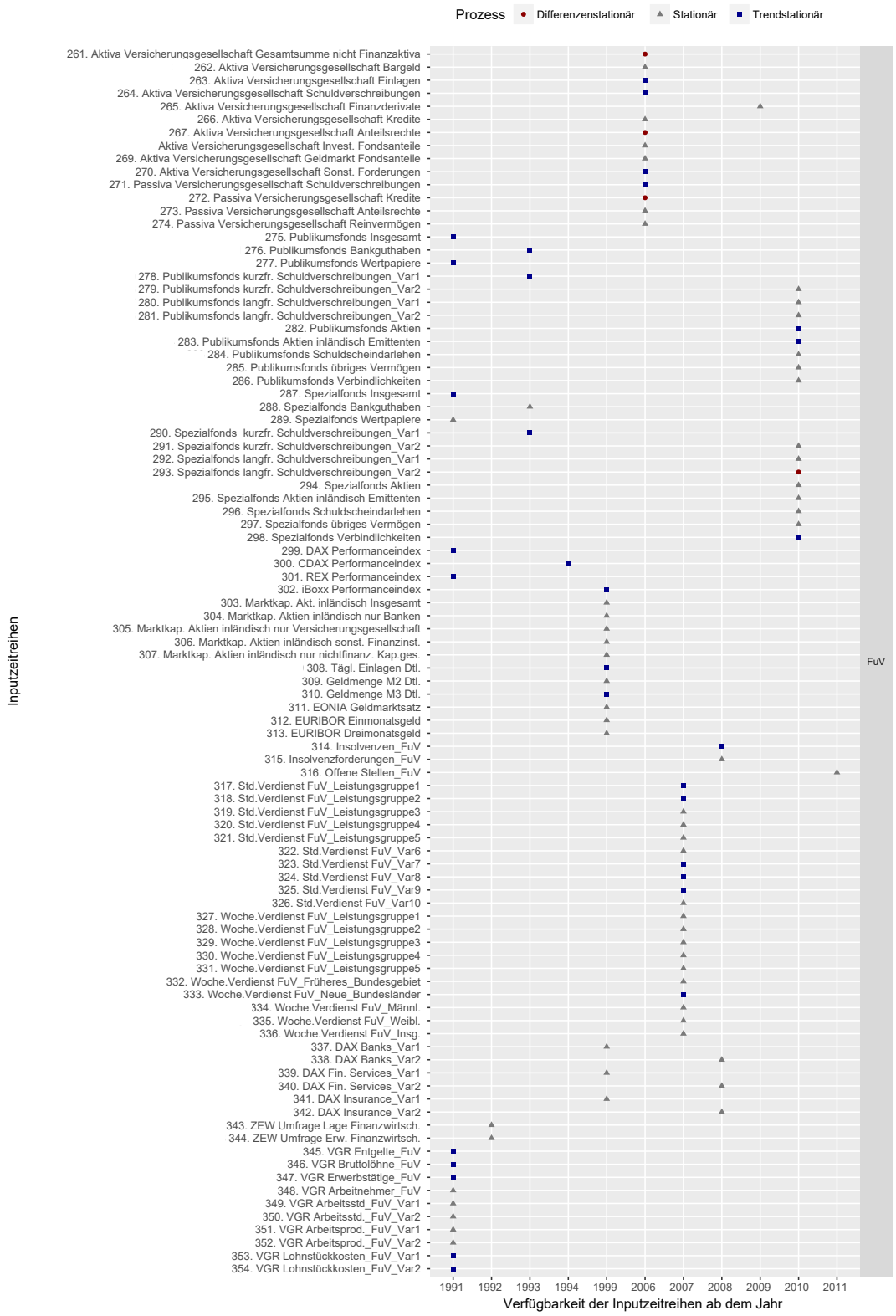
[213] Das Startquartal wird bei der zeitlichen Zuordnung vernachlässigt. So wurden beispielsweise die getesteten Inputzeitreihen mit Startzeitpunkt Q4 1991 dem Jahr 1991 zugeordnet.

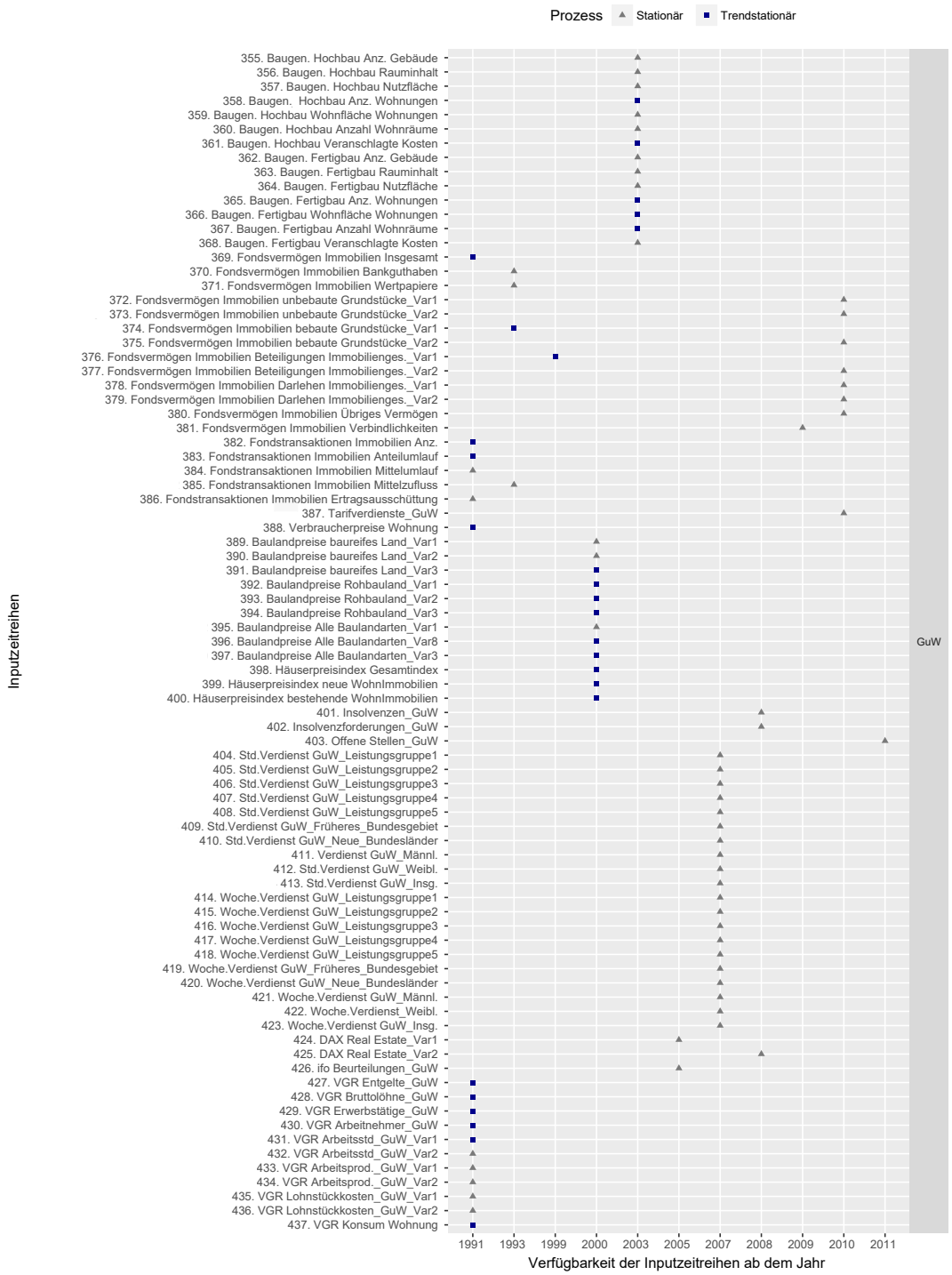
Prozess
Differenzenstationär
Stationär
Trendstationär
001. ProdIndex
002. Aufträge_PG_Var1
003. Aufträge_PG_Var2
004. Aufträge_PG_Var3
005. Anz._Betriebe_PG
006. Beschäftigte_PG
007. Arbeitsstd._PG
008. Lohn_PG
009. ifo Klima_PG
010. ifo Beurteilungen_PG
011. ifo Erwartungen_PG
012. ifo Klima_Ost_PG
013. ifo Beurteilungen_Ost_PG
014. ifo Erwartungen_Ost_PG
015. ifo Exportexwartungen
016. DAX Industrial_Var1
017. DAX Industrial_Var2
018. EU_Umfrage Produktion_PG
019. EU_Umfrage Beschäftigung_PG
020. EU_Umfrage Auftragsbestand_PG_Var1
021. EU_Umfrage Auftragsbestand_PG_Var2
022. EU_Umfrage Fertigwarenlager_PG
023. VGR Entgelte_PG
024. VGR Bruttolöhne_PG
025. VGR Erwerbstätige_PG
026. VGR Arbeitnehmer_PG
027. VGR Arbeitsstd_PG_Var1
028. VGR Arbeitsstd_PG_Var2
029. VGR Arbeitsprod._PG_Var1
030. VGR Arbeitsprod._PG_Var2
031. VGR Lohnstückkosten_PG_Var1
032. VGR Lohnstückkosten_PG_Var2
PG
033. Einzelh. Umsätze
034. Einzelh. Beschäftigte
035. Einzelh. VollBeschäftigte
036. Einzelh. TeilBeschäftigte
037. Großh. Umsätze
038. Großh. Beschäftigte
039. Großh. Vollbeschäftigte
040. Großh. Teilbeschäftigte
041. KFZ Umsätze
042. KFZ Beschäftigte
043. KFZ Vollbeschäftigte
044. KFZ Teilbeschäftigte
045. Gastgewerbe Umsätze
046. Gastgewerbe Beschäftigte
047. Gastgewerbe Vollbeschäftigte
048. Gastgewerbe Teilbeschäftigte
049. Tourismus Ankünfte Gäste
050. Tourismus Übernachtungen Gäste
051. Straßengüterverkehr Beförderungsmenge
052. Straßengüterverkehr Beförderungsleistung
053. Schienengüterverkehr innerhalb Dtl._Var1
054. Schienengüterverkehr_innerhalb Dtl._Var2
055. Schienengüterverkehr grenzüberschr. Versand_Var1
056. Schienengüterverkehr grenzüberschr. Versand_Var2
057. Schienengüterverkehr grenzüberschr. Empfang_Var1
058. Schienengüterverkehr_grenzüberschr. Empfang_Var2
059. Schienengüterverkehr Durchgangsverkehr_Var1
060. Schienengüterverkehr Durchgangsverkehr_Var2
061. Binnenschifffahrt Beförderungsleistung
062. Binnenschifffahrt Beförderte Güter
063. Öltransporte Rohölmenge_Var1
064. Öltransporte Rohölmenge_Var2
065. Oltransporte Beförderungsleistung_Var1
066. Öltransporte Beförderungsleistung_Var2
067. Luftverkehr Anz. Starts Dtl.
068. Luftverkehr Anz. Landungen Dtl.
069. Luftverkehr Anz. Passagiere Dtl.
070. Luftverkehr Gewicht Fracht
071. KfZ Bestand Neuzulassungen
072. KfZ Bestand Besitzumschreibungen
073. Tarifverdienste Handel
074. Tarifverdienste Verkehr
075. Tarifverdienste Gastgewerbe
076. Verbraucherpreise Verkehr
077. Verbraucherpreise Gastgewerbe
078. Verbraucherpreise Einzelh.
079. Großhandelspreise
080. Insolvenzen Handel
HVG
Inputzeitreihen
1991
1992
1993
1994
1998
1999
2002
2005
2008
2010
2011
Verfügbarkeit der Inputzeitreihen ab dem Jahr

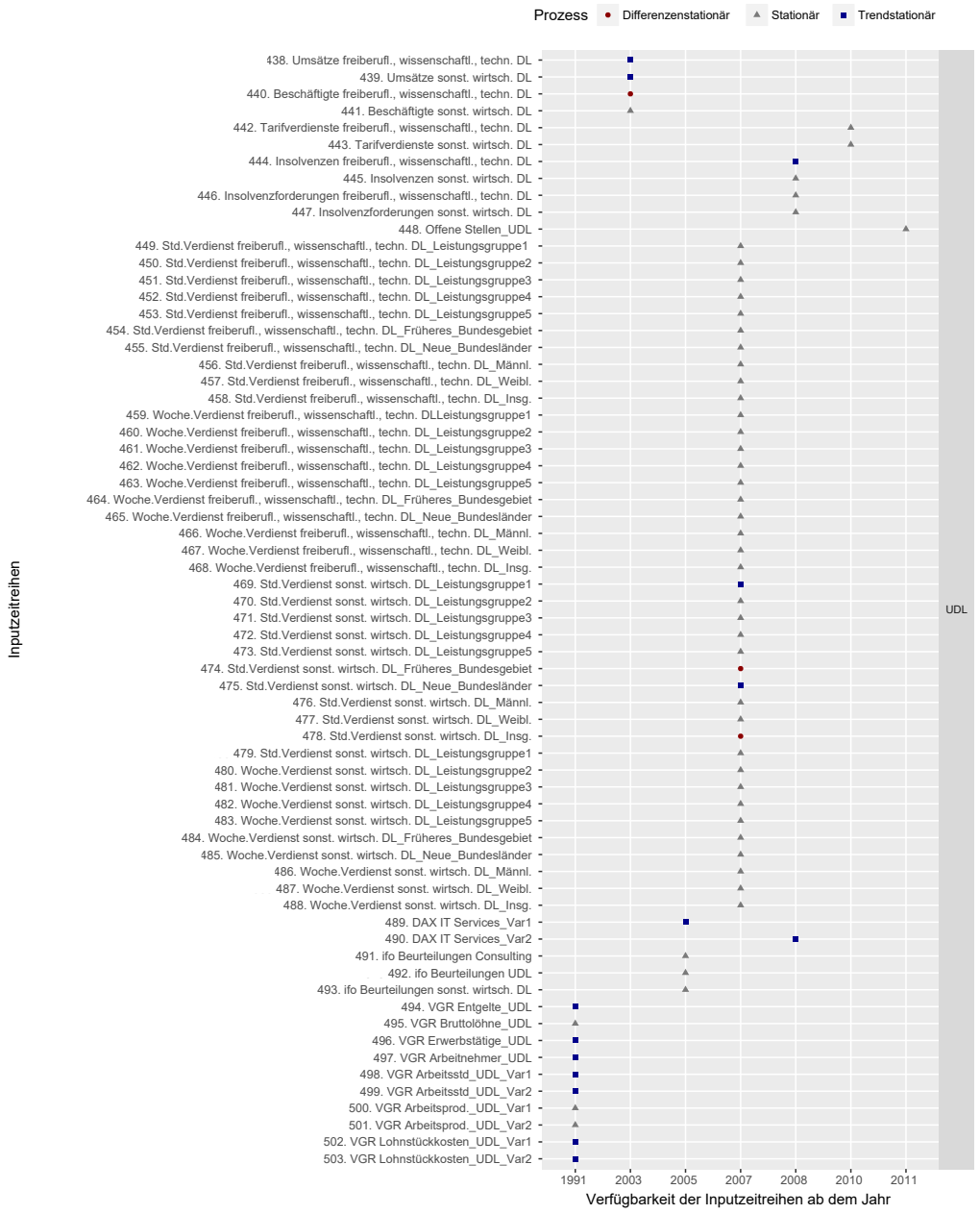
Ergebnisse der sequentiellen Unit-Root-Tests für die Inputzeitreihen (2. Teil der Abb.)




Prozess
Differenzenstationär
Stationär
Trendstationär
Inputzeitreihen
174. Umsätze_IuK
175. Beschäftigte_IuK
176. Tarifverdienste_IuK
177. Verbraucherpreise Nachrichten
178. Verbraucherpreise Unterhaltung
179. Insolvenzen
180. Insolvenzforderungen_IuK
181. Offene Stellen
182. Std.Verdienst IuK_Leistungsgruppe1
183. Std.Verdienst IuK_Leistungsgruppe2
184. Std.Verdienst IuK_Leistungsgruppe3
185. Std.Verdienst IuK_Leistungsgruppe4
186. Std.Verdienst IuK_Leistungsgruppe5
187. Std.Verdienst IuK_Früheres_Bundesgebiet
188. Std.Verdienst_Neue_Bundesländer
189. Std.Verdienst IuK_Männl.
190. Std.Verdienst IuK_Weibl.
191. Std.Verdienst IuK_Insg.
192. Woche.Verdienst IuK_Leistungsgruppe1
193. Woche.Verdienst IuK_Leistungsgruppe2
194. Woche.Verdienst IuK_Leistungsgruppe3
195. Woche.Verdienst IuK_Leistungsgruppe4
196. Woche.Verdienst IuK_Leistungsgruppe5
197. Woche.Verdienst IuK_Früheres_Bundesgebiet
198. Woche.Verdienst IuK_Neue_Bundesländer
199. Woche.Verdienst IuK_Männl.
200. Woche.Verdienst IuK_Weibl.
201. Woche.Verdienst IuK_Insg.
202. DAX Media_var1
203. DAX Media_var2
204. DAX Software_var1
205. DAX Software_var2
206. DAX Telekommunikation_var1
207. DAX Telekommunikation_var2
208. ZEW Umfrage Lage Informationswirtsch.
209. ZEW Umfrage Erwartungen Informationswirtsch.
210. ZEW Ind. Informationswirtsch.
211. ZEW Umfrage Lage IKT-Branche
212. ZEW Umfrage Erwartungen IKT-Branche
213. ZEW Umfrage Ind. IKT-Branche
214. ZEW Umfrage Lage Mediendienstl.
215. ZEW Umfrage Erwartungen Mediendienstl.
216. ZEW Umfrage Ind. Mediendienstl.
217. ZEW Umfrage Lage wissensintensive Dienstl.
218. Umfrage Erwartungen Dienstl.
219. ZEW Umfrage Ind. Dienstl.
220. VGR Entgelte_IuK
221. II x) b) VGR Bruttolöhne_IuK
222. VGR Erwerbstätige_IuK
223. II x) d) VGR Arbeitnehmer_IuK
224. VGR IuK Arbeitsstd_IuK_Var1
225. II x) f) VGR Arbeitsstd_IuK_Var2
226. VGR IuK Arbeitsprod._IuK_Var1
227. II x b) VGR Arbeitsprod._IuK_Var2
228. VGR IuK Lohnstückkosten_IuK_Var1
229. II x d) VGR Lohnstückkosten_IuK_Var2
IuK
230. Tarifverdienste_FuV
231. Verbraucherpreise Versicherungsdienstl.
232. Verbraucherpreise Finanzdienstl.
233. Mindestreservebasis Insgesamt
234. Mindestreservebasis Reservesoll_Var1
235. Mindestreservebasis Reservesoll_Var2
236. Mindestreservebasis Bankguthaben
237. Mindestreservebasis Überschussreserven
238. Mindestreservebasis unter_Reservesoll
239. vergebene Bankkredite an HH_Var1
240. vergebene Bankkredite an HH_Var2
241. zukünftige Bankkredite an HH_Var1
242. zukünftige Bankkredite an HH_Var2
243. vergebene Bankkredite an Unternehmen
244. zukünftige Bankkredite an Unternehmen
245. Aktiva Anz. Banken
246. Aktiva Banken Bilanzsumme
247. Aktiva Banken Geld bei Notenbanken
248. Aktiva Banken Kredite an Banken
249. Aktiva Banken Kredite an Nichtbanken
250. Aktiva Banken Beteiligungen
251. Passiva Banken Einlagen + Kredite Nichtbanken
252. Passiva Banken Kapital
253. GuV Banken Zinsüberschuss
254. GuV Banken Risikovorsorge bei Krediten
255. GuV Banken Provisionsüberschuss
256. GuV Banken Ergebnis vor Steuern
257. GuV Banken Operative Erträge
258. GuV Banken finanz. Vermögensw. + Verpflicht.
259. Aktiva Versicherungsgesellschaft Gesamtsumme
260. Aktiva Versicherungsgesellschaft Gesamtsumme Finanzaktiva
FuV
1991
1999
2003
2006
2007
2008
2010
2011
2012
Verfügbarkeit der Inputzeitreihen ab dem Jahr


Prozess
Differenzenstationär
Stationär
Trendstationär
Inputzeitreihen
261. Aktiva Versicherungsgesellschaft Gesamtsumme nicht Finanzaktiva
262. Aktiva Versicherungsgesellschaft Bargeld
263. Aktiva Versicherungsgesellschaft Einlagen
264. Aktiva Versicherungsgesellschaft Schuldverschreibungen
265. Aktiva Versicherungsgesellschaft Finanzderivate
266. Aktiva Versicherungsgesellschaft Kredite
267. Aktiva Versicherungsgesellschaft Anteilsrechte
Aktiva Versicherungsgesellschaft Invest. Fondsanteile
269. Aktiva Versicherungsgesellschaft Geldmarkt Fondsanteile
270. Aktiva Versicherungsgesellschaft Sonst. Forderungen
271. Passiva Versicherungsgesellschaft Schuldverschreibungen
272. Passiva Versicherungsgesellschaft Kredite
273. Passiva Versicherungsgesellschaft Anteilsrechte
274. Passiva Versicherungsgesellschaft Reinvermögen
275. Publikumsfonds Insgesamt
276. Publikumsfonds Bankguthaben
277. Publikumsfonds Wertpapiere
278. Publikumsfonds kurzfr. Schuldverschreibungen_Var1
279. Publikumsfonds kurzfr. Schuldverschreibungen_Var2
280. Publikumsfonds langfr. Schuldverschreibungen_Var1
281. Publikumsfonds langfr. Schuldverschreibungen_Var2
282. Publikumsfonds Aktien
283. Publikumsfonds Aktien inländisch Emittenten
284. Publikumsfonds Schuldscheindarlehen
285. Publikumsfonds übriges Vermögen
286. Publikumsfonds Verbindlichkeiten
287. Spezialfonds Insgesamt
288. Spezialfonds Bankguthaben
289. Spezialfonds Wertpapiere
290. Spezialfonds kurzfr. Schuldverschreibungen_Var1
291. Spezialfonds kurzfr. Schuldverschreibungen_Var2
292. Spezialfonds langfr. Schuldverschreibungen_Var1
293. Spezialfonds langfr. Schuldverschreibungen_Var2
294. Spezialfonds Aktien
295. Spezialfonds Aktien inländisch Emittenten
296. Spezialfonds Schuldscheindarlehen
297. Spezialfonds übriges Vermögen
298. Spezialfonds Verbindlichkeiten
299. DAX Performanceindex
300. CDAX Performanceindex
301. REX Performanceindex
302. iBoxx Performanceindex
303. Marktkap. Akt. inländisch Insgesamt
304. Marktkap. Aktien inländisch nur Banken
305. Marktkap. Aktien inländisch nur Versicherungsgesellschaft
306. Marktkap. Aktien inländisch sonst. Finanzinst.
307. Marktkap. Aktien inländisch nur nichtfinanz. Kap.ges.
308. Tägl. Einlagen Dtl.
309. Geldmenge M2 Dtl.
310. Geldmenge M3 Dtl.
311. EONIA Geldmarktsatz
312. EURIBOR Einmonatsgeld
313. EURIBOR Dreimonatsgeld
314. Insolvenzen_FuV
315. Insolvenzforderungen_FuV
316. Offene Stellen_FuV
317. Std.Verdienst FuV_Leistungsgruppe1
318. Std.Verdienst FuV_Leistungsgruppe2
319. Std.Verdienst FuV_Leistungsgruppe3
320. Std.Verdienst FuV_Leistungsgruppe4
321. Std.Verdienst FuV_Leistungsgruppe5
322. Std.Verdienst FuV_Var6
323. Std.Verdienst FuV_Var7
324. Std.Verdienst FuV_Var8
325. Std.Verdienst FuV_Var9
326. Std.Verdienst FuV_Var10
327. Woche.Verdienst FuV_Leistungsgruppe1
328. Woche.Verdienst FuV_Leistungsgruppe2
329. Woche.Verdienst FuV_Leistungsgruppe3
330. Woche.Verdienst FuV_Leistungsgruppe4
331. Woche.Verdienst FuV_Leistungsgruppe5
332. Woche.Verdienst FuV_Früheres_Bundesgebiet
333. Woche.Verdienst FuV_Neue_Bundesländer
334. Woche.Verdienst FuV_Männl.
335. Woche.Verdienst FuV_Weibl.
336. Woche.Verdienst FuV_Insg.
337. DAX Banks_Var1
338. DAX Banks_Var2
339. DAX Fin. Services_Var1
340. DAX Fin. Services_Var2
341. DAX Insurance_Var1
342. DAX Insurance_Var2
343. ZEW Umfrage Lage Finanzwirtsch.
344. ZEW Umfrage Erw. Finanzwirtsch.
345. VGR Entgelte_FuV
346. VGR Bruttolöhne_FuV
347. VGR Erwerbstätige_FuV
348. VGR Arbeitnehmer_FuV
349. VGR Arbeitsstd_FuV_Var1
350. VGR Arbeitsstd._FuV_Var2
351. VGR Arbeitsprod._FuV_Var1
352. VGR Arbeitsprod._FuV_Var2
353. VGR Lohnstückkosten_FuV_Var1
354. VGR Lohnstückkosten_FuV_Var2
FuV
1991
1992
1993
1994
1999
2006
2007
2008
2009
2010
2011
Verfügbarkeit der Inputzeitreihen ab dem Jahr


Prozess
Stationär
Trendstationär
355. Baugen. Hochbau Anz. Gebäude
356. Baugen. Hochbau Rauminhalt
357. Baugen. Hochbau Nutzfläche
358. Baugen. Hochbau Anz. Wohnungen
359. Baugen. Hochbau Wohnfläche Wohnungen
360. Baugen. Hochbau Anzahl Wohnräume
361. Baugen. Hochbau Veranschlagte Kosten
362. Baugen. Fertigbau Anz. Gebäude
363. Baugen. Fertigbau Rauminhalt
364. Baugen. Fertigbau Nutzfläche
365. Baugen. Fertigbau Anz. Wohnungen
366. Baugen. Fertigbau Wohnfläche Wohnungen
367. Baugen. Fertigbau Anzahl Wohnräume
368. Baugen. Fertigbau Veranschlagte Kosten
369. Fondsvermögen Immobilien Insgesamt
370. Fondsvermögen Immobilien Bankguthaben
371. Fondsvermögen Immobilien Wertpapiere
372. Fondsvermögen Immobilien unbebaute Grundstücke_Var1
373. Fondsvermögen Immobilien unbebaute Grundstücke_Var2
374. Fondsvermögen Immobilien bebaute Grundstücke_Var1
375. Fondsvermögen Immobilien bebaute Grundstücke_Var2
376. Fondsvermögen Immobilien Beteiligungen Immobilienges._Var1
377. Fondsvermögen Immobilien Beteiligungen Immobilienges._Var2
378. Fondsvermögen Immobilien Darlehen Immobilienges._Var1
379. Fondsvermögen Immobilien Darlehen Immobilienges._Var2
380. Fondsvermögen Immobilien Übriges Vermögen
381. Fondsvermögen Immobilien Verbindlichkeiten
382. Fondstransaktionen Immobilien Anz.
383. Fondstransaktionen Immobilien Anteilumlauf
384. Fondstransaktionen Immobilien Mittelumlauf
385. Fondstransaktionen Immobilien Mittelzufluss
386. Fondstransaktionen Immobilien Ertragsausschüttung
387. Tarifverdienste_GuW
388. Verbraucherpreise Wohnung
389. Baulandpreise baureifes Land_Var1
390. Baulandpreise baureifes Land_Var2
391. Baulandpreise baureifes Land_Var3
392. Baulandpreise Rohbauland_Var1
393. Baulandpreise Rohbauland_Var2
394. Baulandpreise Rohbauland_Var3
395. Baulandpreise Alle Baulandarten_Var1
396. Baulandpreise Alle Baulandarten_Var8
397. Baulandpreise Alle Baulandarten_Var3
398. Häuserpreisindex Gesamtindex
399. Häuserpreisindex neue WohnImmobilien
400. Häuserpreisindex bestehende WohnImmobilien
401. Insolvenzen_GuW
402. Insolvenzforderungen_GuW
403. Offene Stellen_GuW
404. Std.Verdienst GuW_Leistungsgruppe1
405. Std.Verdienst GuW_Leistungsgruppe2
406. Std.Verdienst GuW_Leistungsgruppe3
407. Std.Verdienst GuW_Leistungsgruppe4
408. Std.Verdienst GuW_Leistungsgruppe5
409. Std.Verdienst GuW_Früheres_Bundesgebiet
410. Std.Verdienst GuW_Neue_Bundesländer
411. Verdienst GuW_Männl.
412. Std.Verdienst GuW_Weibl.
413. Std.Verdienst GuW_Insg.
414. Woche.Verdienst GuW_Leistungsgruppe1
415. Woche.Verdienst GuW_Leistungsgruppe2
416. Woche.Verdienst GuW_Leistungsgruppe3
417. Woche.Verdienst GuW_Leistungsgruppe4
418. Woche.Verdienst GuW_Leistungsgruppe5
419. Woche.Verdienst GuW_Früheres_Bundesgebiet
420. Woche.Verdienst GuW_Neue_Bundesländer
421. Woche.Verdienst GuW_Männl.
422. Woche.Verdienst_Weibl.
423. Woche.Verdienst GuW_Insg.
424. DAX Real Estate_Var1
425. DAX Real Estate_Var2
426. ifo Beurteilungen_GuW
427. VGR Entgelte_GuW
428. VGR Bruttolöhne_GuW
429. VGR Erwerbstätige_GuW
430. VGR Arbeitnehmer_GuW
431. VGR Arbeitsstd_GuW_Var1
432. VGR Arbeitsstd_GuW_Var2
433. VGR Arbeitsprod._GuW_Var1
434. VGR Arbeitsprod._GuW_Var2
435. VGR Lohnstückkosten_GuW_Var1
436. VGR Lohnstückkosten_GuW_Var2
437. VGR Konsum Wohnung
Inputzeitreihen
GuW
1991
1993
1999
2000
2003
2005
2007
2008
2009
2010
2011
Verfügbarkeit der Inputzeitreihen ab dem Jahr


Prozess
Differenzenstationär
Stationär
Trendstationär
Inputzeitreihen
438. Umsätze freiberufl., wissenschaftl., techn. DL
439. Umsätze sonst. wirtsch. DL
440. Beschäftigte freiberufl., wissenschaftl., techn. DL
441. Beschäftigte sonst. wirtsch. DL
442. Tarifverdienste freiberufl., wissenschaftl., techn. DL
443. Tarifverdienste sonst. wirtsch. DL
444. Insolvenzen freiberufl., wissenschaftl., techn. DL
445. Insolvenzen sonst. wirtsch. DL
446. Insolvenzforderungen freiberufl., wissenschaftl., techn. DL
447. Insolvenzforderungen sonst. wirtsch. DL
448. Offene Stellen_UDL
449. Std.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Leistungsgruppe1
450. Std.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Leistungsgruppe2
451. Std.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Leistungsgruppe3
452. Std.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Leistungsgruppe4
453. Std.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Leistungsgruppe5
454. Std.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Früheres_Bundesgebiet
455. Std.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Neue_Bundesländer
456. Std.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Männl.
457. Std.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Weibl.
458. Std.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Insg.
459. Woche.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DLLeistungsgruppe1
460. Woche.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Leistungsgruppe2
461. Woche.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Leistungsgruppe3
462. Woche.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Leistungsgruppe4
463. Woche.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Leistungsgruppe5
464. Woche.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Früheres_Bundesgebiet
465. Woche.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Neue_Bundesländer
466. Woche.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Männl.
467. Woche.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Weibl.
468. Woche.Verdienst freiberufl., wissenschaftl., techn. DL_Insg.
469. Std.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Leistungsgruppe1
470. Std.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Leistungsgruppe2
471. Std.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Leistungsgruppe3
472. Std.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Leistungsgruppe4
473. Std.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Leistungsgruppe5
474. Std.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Früheres_Bundesgebiet
475. Std.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Neue_Bundesländer
476. Std.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Männl.
477. Std.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Weibl.
478. Std.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Insg.
479. Std.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Leistungsgruppe1
480. Woche.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Leistungsgruppe2
481. Woche.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Leistungsgruppe3
482. Woche.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Leistungsgruppe4
483. Woche.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Leistungsgruppe5
484. Woche.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Früheres_Bundesgebiet
485. Woche.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Neue_Bundesländer
486. Woche.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Männl.
487. Woche.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Weibl.
488. Woche.Verdienst sonst. wirtsch. DL_Insg.
489. DAX IT Services_Var1
490. DAX IT Services_Var2
491. ifo Beurteilungen Consulting
492. ifo Beurteilungen UDL
493. ifo Beurteilungen sonst. wirtsch. DL
494. VGR Entgelte_UDL
495. VGR Bruttolöhne_UDL
496. VGR Erwerbstätige_UDL
497. VGR Arbeitnehmer_UDL
498. VGR Arbeitsstd_UDL_Var1
499. VGR Arbeitsstd_UDL_Var2
500. VGR Arbeitsprod._UDL_Var1
501. VGR Arbeitsprod._UDL_Var2
502. VGR Lohnstückkosten_UDL_Var1
503. VGR Lohnstückkosten_UDL_Var2
UDL
1991
2003
2005
2007
2008
2010
2011
Verfügbarkeit der Inputzeitreihen ab dem Jahr

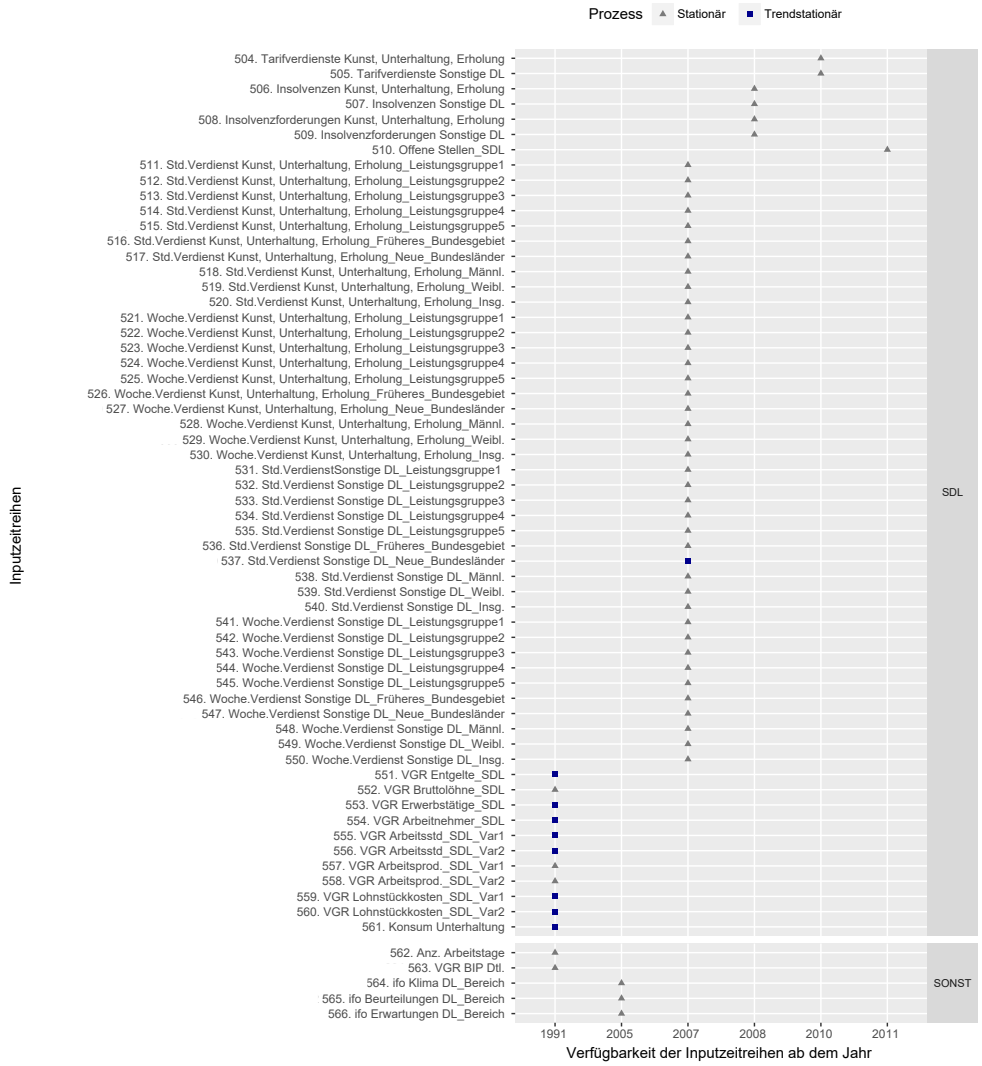


Abbildung A.11: Überblick über die Prüfergebnisse zur Stationarität der Inputzeitreihen

F Ermittelte Konjunkturindikatoren für den Dienstleistungsbereich

In diesem Abschnitt werden die Konjunkturindikatoren für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich vorgestellt.

Bei der Ergebnisdarstellung wurde berücksichtigt, ob ein Anstieg des jeweiligen Konjunkturindikators ein positives Konjunktursignal oder ein negatives Konjunktursignal impliziert.

Auf der x-Achse der nachfolgend dargestellten Punktdiagramme ist der jeweilige Startzeitpunkt des Konjunkturindikators als Jahreszahl zwischen 1991 und 2011 angegeben.[214] Auf der y-Achse findet sich u.a. die Kurzbezeichnung für jeden einzelnen Konjunkturindikator.

[214] Das Startquartal wird bei der zeitlichen Zuordnung vernachlässigt. So wurden beispielsweise die Konjunkturindikatoren mit Startzeitpunkt Q4 1991 dem Jahr 1991 zugeordnet.

Konjunktursignal
antizyklisch
prozyklisch
Konjunkturindikatoren
003. Aufträge_PG_Var2
004. Aufträge_PG_Var3
007. Arbeitsstd._PG
008. Lohn_PG
009. ifo Klima_PG
011. ifo Erwartungen_PG
012. ifo Klima_Ost_PG
013. ifo Beurteilungen_Ost_PG
014. ifo Erwartungen_Ost_PG
016. DAX Industrial_Var1
018. EU_Umfrage Produktion_PG
027. VGR Arbeitsstd_PG_Var1
028. VGR Arbeitsstd_PG_Var2
PG
051. Straßengüterverkehr Beförderungsmenge
052. Straßengüterverkehr Beförderungsleistung
054. Schienengüterverkehr_innerhalb Dtl._Var2
056. Schienengüterverkehr grenzüberschr. Versand_Var2
062. Binnenschifffahrt Beförderte Güter
067. Luftverkehr Anz. Starts Dtl.
070. Luftverkehr Gewicht Fracht
077. Verbraucherpreise Gastgewerbe
078. Verbraucherpreise Einzelh.
079. Großhandelspreise
085. Insolvenzforderungen Gastgewerbe
115. Std.Verdienst Verkehr_Weibl.
118. Woche.Verdienst Verkehr_Leistungsgruppe2
141. Woche.Verdienst Gastgewerbe_Leistungsgruppe5
145. Woche.Verdienst Gastgewerbe_Weibl.
149. DAX Logistics_Var1
153. EU_Umfrage Einzelh. Bestellungen b. Vorlieferanten
154. EU_Umfrage Einzelh. Erwartungen
156. EU_Umfrage Einzelh. Vertrauensind.
157. ifo Beurteilungen Verkehr
158. ifo Beurteilungen Gastgewerbe
163. VGR Arbeitsstd_Var1_HVG
164. VGR Arbeitsstd_HVG_Var2
165. VGR Arbeitsprod._HVG_Var1
HVG
192. Woche.Verdienst IuK_Leistungsgruppe1
193. Woche.Verdienst IuK_Leistungsgruppe2
224. VGR IuK Arbeitsstd_IuK_Var1
225. II x) f) VGR Arbeitsstd_IuK_Var2
IuK
238. Mindestreservebasis unter_Reservesoll
242. zukünftige Bankkredite an HH_Var2
243. vergebene Bankkredite an Unternehmen
259. Aktiva Versicherungsgesellschaft Gesamtsumme
260. Aktiva Versicherungsgesellschaft Gesamtsumme Finanzaktiva
261. Aktiva Versicherungsgesellschaft Gesamtsumme nicht Finanzaktiva
264. Aktiva Versicherungsgesellschaft Schuldverschreibungen
268. Aktiva Versicherungsgesellschaft Invest. Fondsanteile
292. Spezialfonds langfr. Schuldverschreibungen_Var1
293. Spezialfonds langfr. Schuldverschreibungen_Var2
299. DAX Performanceindex
300. CDAX Performanceindex
303. Marktkap. Akt. inländisch Insgesamt
304. Marktkap. Aktien inländisch nur Banken
307. Marktkap. Aktien inländisch nur nichtfinanz. Kap.ges.
316. Offene Stellen_FuV
333. Woche.Verdienst FuV_Neue_Bundesländer
337. DAX Banks_Var1
340. DAX Fin. Services_Var2
341. DAX Insurance_Var1
FuV
355. Baugen. Hochbau Anz. Gebäude
358. Baugen._Hochbau Anz. Wohnungen
359. Baugen. Hochbau Wohnfläche Wohnungen
360. Baugen. Hochbau Anzahl Wohnräume
361. Baugen. Hochbau Veranschlagte Kosten
362. Baugen. Fertigbau Anz. Gebäude
365. Baugen. Fertigbau Anz. Wohnungen
373. Fondsvermögen Immobilien unbebaute Grundstücke_Var2
382. Fondstransaktionen Immobilien Anz.
387. Tarifverdienste_GuW
402. Insolvenzforderungen_GuW
GuW
1990
1995
2000
2005
2010

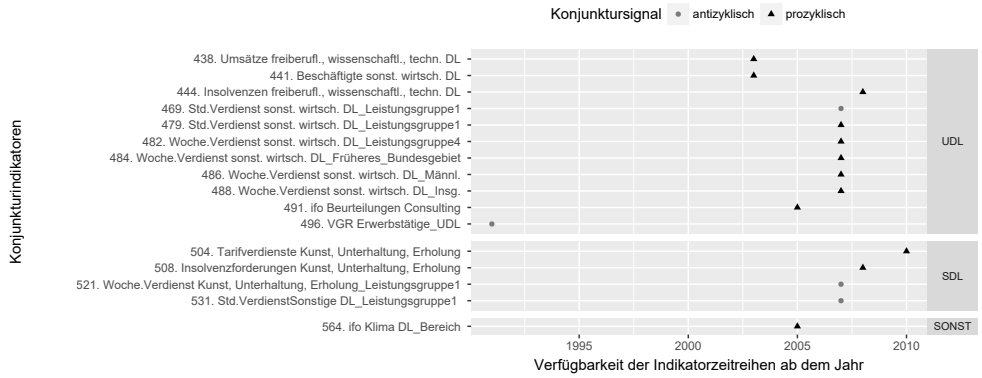
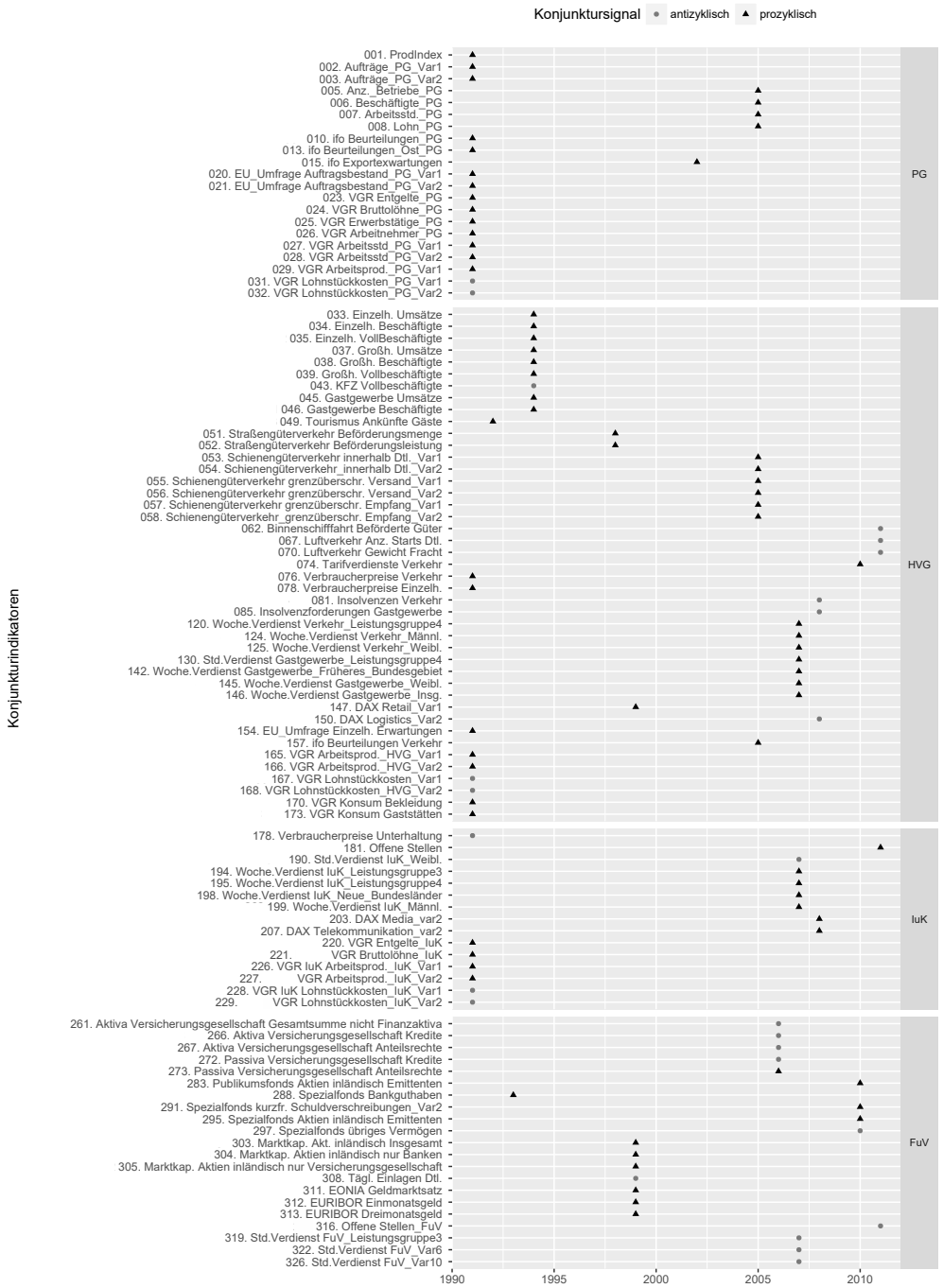


Abbildung A.12: Überblick über die ermittelten vorlaufenden Konjunkturindikatoren für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich

gleichl. Indikatoren: unternehmensorientierter Dienstleistungsbereich (1. Teil der Abb.)



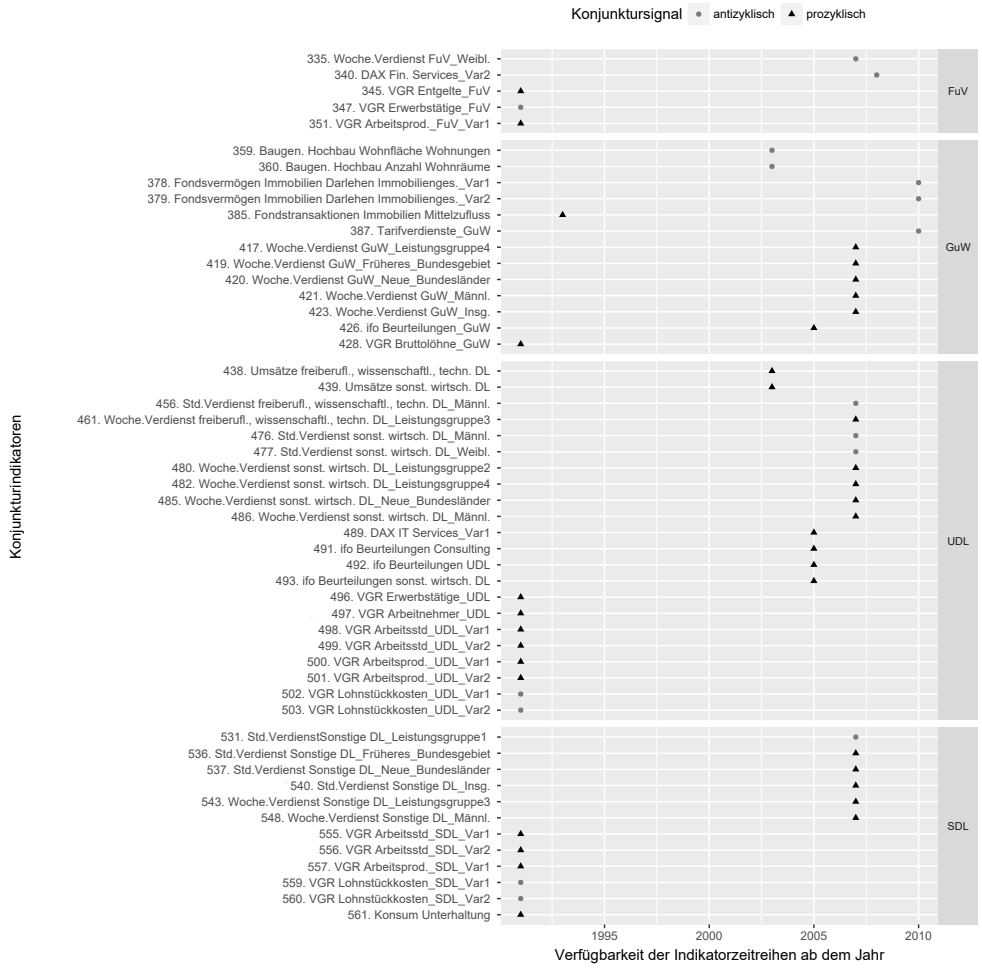


Abbildung A.13: Überblick über die ermittelten gleichlaufenden Konjunkturindikatoren für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich

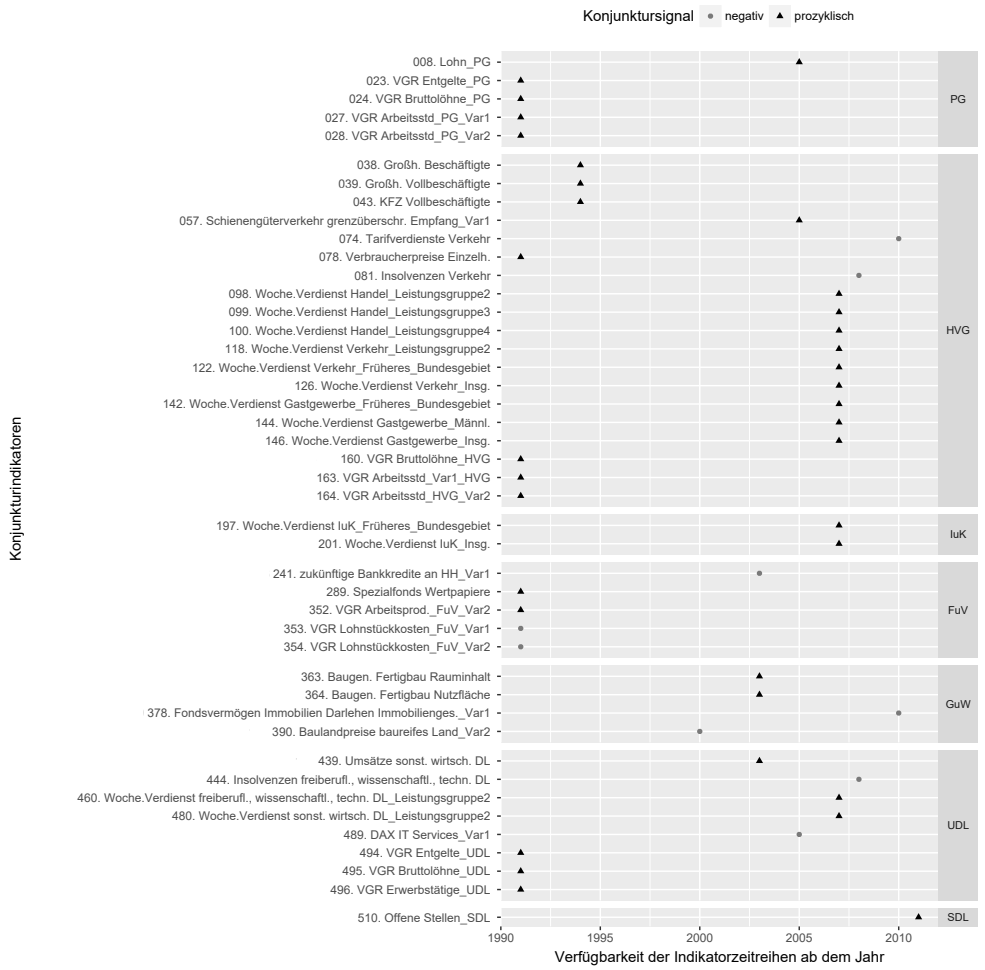


Abbildung A.14: Überblick über die ermittelten nachlaufenden Konjunkturindikatoren für den unternehmensorientierten Dienstleistungsbereich

G Hinweise zu verwendeter Software

Die vorliegende Arbeit wurde mit Hilfe von KOMA-Script und dem Textverarbeitungs-Frontend LyX für das Softwarepaket LaTeX gesetzt. Es wurde die LyX Version 2.2.2 vom 10. Oktober 2016 verwendet. In der Arbeit wurden die nachfolgend genannten LaTeX-Pakete verwendet: `amsmath`, `amssymb`, `array`, `caption`, `chngcntr`, `dashbox`, `enumitem`, `fontenc`, `footmisc`, `geometry`, `graphicx`, `lineno`, `listofsymbols`, `lmodern`, `lscape`, `mathtools`, `microtype`, `natbib`, `nomencl`, `pdflscape`, `rotating`, `setspace`, `tabu`, `threeparttable`, `tikz` und `titlesec`.

Die Berechnungen wurden in RStudio, Version 0.99.891, einer grafischen Benutzeroberfläche für die verwendete Programmiersprache `R`, Version 3.3.2, auf einem PC mit Intel® Core™ i3 Prozessor und Windows 10 Betriebssystem durchgeführt. Einen Überblick über die verwendeten R-Pakete findet sich in Tabelle A.3.

Für die Erstellung der Grafik A.1 wurde das Programm Dia (eine Anwendung zum Zeichnen von strukturierten Diagrammen), Version 0.97.2, verwendet.

Tabelle A.3: Übersicht über die im Rahmen der Arbeit verwendeten CRAN Pakete

Name	Beschreibung	Hauptentwickler	Version	Datum
BCDating	Datierung von Konjunkturzyklen	Majid Einian	0.9.7	2014-12-27
forecast	Zeitreihenprognose	Rob Hyndman	8.0	2017-02-23
ggplot2	Datenvisualisierung	Hadley Wickham	2.2.1	2016-12-30
janitor	einfache Datenbereinigung	Sam Firke	0.3.0	2017-05-06
lmtest	Diagnose von linearen Regressionsmodellen	Achim Zeileis	0.9-35	2017-02-11
Metrics	Beurteilungsmetriken für Machine-Learning-Verfahren	Michael Frasco	0.1.3	2017-11-03
mFilter	Verschiedene Zeitreihenfilter	Mehmet Balcilar	0.1-3	2007-11-06
MSwM	Schätzung von Markov-Regime-wechselmodellen	Josep A. Sanchez-Espigares	1.2	2014-02-05
MTS	Analyse von multivariaten linearen Zeitreihen und Schätzung von multivariaten Volatilitätsmodellen	Ruey S. Tsay	0.33	2015-02-08
plyr	Werkzeuge für die Datenaufbereitung	Hadley Wickham	1.8.4	2016-06-07
reshape2	flexible Datenbearbeitung	Hadley Wickham	1.4.2	2016-10-21
seasonal	Saisonbereinigungsverfahren mittels X-13ARIMA-SEATS	Christoph Sax	1.6.1	2017-05-02
stringr	Bearbeitung von Zeichenketten	Hadley Wickham	1.1.0	2016-08-19
stringi	Bearbeitung von Zeichenketten	Marek Gagolewski	1.1.2	2016-09-30
swfscMisc	Verschiedenste Funktionen	Eric Archer	1.2	2016-08-22
TSA	Funktionen für die Zeitreihenanalyse	Kung-Sik Chan	1.01	2012-11-13
urca	Einheitswurzel- und Kointegrationstests für Zeitreihendaten	Bernhard Pfaff	1.3-0	2016-09-06
xlsx	Behandlung von Excel-Dateien	Adrian A. Dragulescu	0.5.7	2014-08-02

Verzeichnis der Quellen der amtlichen Statistik

Das Verzeichnis der Quellen der amtlichen Statistik beinhaltet auch Literaturangaben zu den Werken, deren Herausgeber der halbamtlichen Statistik zuzuordnen ist. Hierzu zählt beispielsweise der Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung.

Deutsche Bundesbank [Hrsg.] (2007): *Monatsbericht Oktober 2007 (59. Jahrgang, Nr. 10)*. Erscheinungsfolge: monatlich, Frankfurt am Main.

Deutsche Bundesbank [Hrsg.] (2009a): *Monatsbericht April 2009 (61. Jahrgang, Nr. 4)*. Erscheinungsfolge: monatlich, Frankfurt am Main.

Deutsche Bundesbank [Hrsg.] (2009b): *Monatsbericht Januar 2009 (61. Jahrgang, Nr. 1)*. Erscheinungsfolge: monatlich, Frankfurt am Main.

Deutsche Bundesbank [Hrsg.] (2012a): *Monatsbericht April 2012 (64. Jahrgang, Nr. 4)*. Erscheinungsfolge: monatlich, Frankfurt am Main.

Deutsche Bundesbank [Hrsg.] (2012b): *Statistik der Gewinn- und Verlustrechnungen der Banken: Glossar aus dem Bereich der GuV-Statistik*. Erschienen am 27. September 2012, Frankfurt am Main.

Deutsche Bundesbank [Hrsg.] (2017a): *Bankenstatistik Dezember 2017: Statistisches Beiheft 1 zum Monatsbericht*. Erschienen am 15. Dezember 2017, Erscheinungsfolge: monatlich, Frankfurt am Main.

Deutsche Bundesbank [Hrsg.] (2017b): *Kapitalmarktstatistik Dezember 2017: Statistisches Beiheft 2 zum Monatsbericht*. Erschienen am 28. Dezember 2017, Erscheinungsfolge: monatlich, Frankfurt am Main.

Deutsche Bundesbank [Hrsg.] (2017c): *Monatsbericht Dezember 2017 (69. Jahrgang, Nr. 12)*. Erscheinungsfolge: monatlich, Frankfurt am Main.

Deutsche Bundesbank [Hrsg.] (2017d): *Statistik der Banken und sonstigen Finanzinstitute: Richtlinien: Statistische Sonderveröffentlichung 1*. Erschienen im Juli 2017, Frankfurt am Main.

Deutsche Bundesbank (o.J.a): *Erläuterungen zu den Statistiken: GuV Statistik: Statistik der Gewinn- und Verlustrechnungen der Banken*. Deutsche Bundesbank: https://tinyurl.com/y6vra2gb. Zuletzt besucht am 14.01.2018.

Deutsche Bundesbank (o.J.b): *Erläuterungen zu den Statistiken: Investmentfonds*. Deutsche Bundesbank: https://tinyurl.com/yd9pm52r. Zuletzt besucht am 16.01.2018.

Deutsche Bundesbank (o.J.c): *Glossareintrag: Bank Lending Survey für Deutschland*. Deutsche Bundesbank: https://tinyurl.com/yba2cr8y. Zuletzt besucht am 13.01.2018.

Deutsche Bundesbank (o.J.d): *Glossareintrag: Euro Interbank Offered Rate (Euribor)*. Deutsche Bundesbank: https://tinyurl.com/yc4vowgg. Zuletzt besucht am 12.01.2018.

Deutsche Bundesbank (o.J.e): *Glossareintrag: Euro Overnight Index Average (EONIA)*. Deutsche Bundesbank: https://tinyurl.com/yb2ke7tk. Zuletzt besucht am 12.01.2018.

Deutsche Bundesbank (o.J.f): *Glossareintrag: Mindestreserven*. Deutsche Bundesbank: https://tinyurl.com/yacqzdr5. Zuletzt besucht am 13.01.2018.

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung [Hrsg.] (2016): *Revision der IAB Stellenerhebung: Hintergründe, Methode und Ergebnisse*. IAB-Forschungsbericht 2016, Nr. 4, Nürnberg.

Kraftfahrt-Bundesamt (2012): *Methodische Erläuterungen zu Statistiken über den Verkehr deutscher Lastkraftfahrzeuge (Stand: Januar 2012)*. Kraftfahrt-Bundesamt: https://tinyurl.com/y8sggayo. Zuletzt besucht am 10.01.2018.

Kraftfahrt-Bundesamt (2017a): *Methodische Erläuterungen zu Statistiken über den Verkehr europäischer Lastkraftfahrzeuge (Stand: August 2017)*. Kraftfahrt-Bundesamt: https://tinyurl.com/yaqefu26. Zuletzt besucht am 10.01.2018.

Kraftfahrt-Bundesamt (2017b): *Methodische Erläuterungen zu Statistiken über Fahrzeugzulassungen (Stand: Juli 2017)*. Kraftfahrt-Bundesamt: https://tinyurl.com/y8fpk4uy. Zuletzt besucht am 10.01.2018.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung [Hrsg.] (2003): *Staatsfinanzen konsolidieren - Steuersystem reformieren (Jahresgutachten 2003/2004)*. Erschienen im Dezember 2003, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung [Hrsg.] (2005): *Die Chancen nutzen - Reformen mutig voranbringen (Jahresgutachten 2005/2006)*. Erschienen im Dezember 2005, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung [Hrsg.] (2007): *Das Erreichte nicht verspielen (Jahresgutachten 2007/2008)*. Veröffentlicht im November 2007, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung [Hrsg.] (2014): *Mehr Vertrauen in Marktprozesse (Jahresgutachten 2014/2015)*. Veröffentlicht im November 20014, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Statistische Ämter des Bundes und der Länder (2017): *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder VGRdL: Begriffsdefinitionen*. Statistische Ämter des Bundes und der Länder: http://www.vgrdl.de/VGRdL/MethDef/definitionen.jsp. Zuletzt besucht am 08.01.2018.

Statistische Ämter des Bundes und der Länder (o.J.): *Vierteljährliche Verdiensterhebung: Hinweise zum Ausfüllen der Felder des Fragebogens*. Statistische Ämter des Bundes und der Länder: http://www.statistik-portal.de/Statistik-Portal/VVE/Hinweise.asp. Zuletzt besucht am 11.01.2018.

Statistisches Amt der Europäischen Gemeinschaften (2017a): *Business and Consumer Survey (Source: DG ECFIN): Reference Metadata in Euro SDMX Metadata Structure (ESMS)*. Statistisches Amt der Europäischen Gemeinschaften: https://tinyurl.com/ydd5awcz. Zuletzt besucht am 17.01.2018.

Statistisches Amt der Europäischen Gemeinschaften (2017b): *Job Vacancy Statistics: Reference Metadata in Euro SDMX Metadata Structure (ESMS)*. Statistisches Amt der Europäischen Gemeinschaften: https://tinyurl.com/ybp8jqyd. Zuletzt besucht am 17.01.2018.

Statistisches Amt der Europäischen Gemeinschaften und Europäische Kommission [Hrsg.] (2014): *Europäisches System volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG 2010)*. Luxemburg.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2008a): *Güterverzeichnis für Produktionsstatistiken (Ausgabe 2009)*. Erschienen im Dezember 2008, Erscheinungsfolge: unregelmäßig, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2008b): *Klassifikation der Wirtschaftszweige 2008 mit Erläuterungen*. Erschienen im Dezember 2008, Erscheinungsfolge: unregelmäßig, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2009a): *Der Dienstleistungssektor: Wirtschaftsmotor in Deutschland: Ausgewählte Ergebnisse von 2003 bis 2008*. Erschienen am 9. Oktober 2009, Erscheinungsfolge: unregelmäßig, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2009b): *Qualitätsbericht: Statistik der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten (vierteljährliche Beschäftigtenstatistik)*. Erschienen im Januar 2009, Erscheinungsfolge: unregelmäßig, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2010): *Qualitätsbericht: Index der Einzelhandelspreise*. Erschienen am 15. Juli 2010, Erscheinungsfolge: unregelmäßig, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2012a): *Qualitätsbericht: Index der Großhandelsverkaufspreise*. Erschienen am 07. September 2012, Erscheinungsfolge: unregelmäßig, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2012b): *Qualitätsbericht: Statistik der Kaufwerte für Bauland*. Erschienen am 24. August 2012, Erscheinungsfolge: unregelmäßig, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2013): *Qualitätsbericht: Monatliche, jährliche und fünfjährliche Statistik des Eisenbahngüterverkehrs*. Erschienen am 19. August 2013, Erscheinungsfolge: unregelmäßig, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2015): *Qualitätsbericht: Monatsbericht für Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes (Berichtsjahr 2014)*. Erschienen am 15. Juni 2015, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2016a): *Fachserie 18 Reihe S. 30: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen - Inlandsprodukt und Nationaleinkommen nach ESVG 2010 - Methoden und Grundlagen (Berichtsjahr 2016)*. Erschienen am 16. November 2016, Erscheinungsfolge: unregelmäßig, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2016b): *Qualitätsbericht: Monatlicher Index der Tarifverdienste und Arbeitszeiten (Berichtsjahr 2016)*. Erschienen am 29. Juni 2016, Erscheinungsfolge: unregelmäßig, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2016c): *Qualitätsbericht: Statistik über beantragte Insolvenzverfahren (Berichtsjahr 2016)*. Erschienen am 11. Mai 2016, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2016d): *Qualitätsbericht: Statistik der Baugenehmigungen (Berichtsjahr 2015)*. Erschienen am 16. September 2016, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017a): *Fachserie 18 Reihe 1.2: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen: Inlandsproduktberechnung Vierteljahresergebnisse (3. Vierteljahr 2017)*. Erschienen am 23. November 2017, Erscheinungsfolge: vierteljährlich, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017b): *Fachserie 18 Reihe 1.4: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen: Inlandsproduktberechnung: Detaillierte Jahresergebnisse (Berichtsjahr 2016)*. Erschienen am 5. September 2017, korrigiert am 6. September 2017, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017c): *Fachserie 18 Reihe 1.5: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen: Inlandsproduktberechnung: Lange Reihen ab 1970 (Berichtsjahr 2016)*. Erschienen am 05. September 2017, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017d): *Fachserie 18 Reihe S. 32: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen: Methoden der Preis- und Volumenmessung (Berichtsjahr 2017)*. Erschienen am 11. Dezember 2017, Erscheinungsfolge: unregelmäßig, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017e): *Fachserie 18 Reihe S.31: Vierteljährliche Inlandsproduktberechnung nach ESVG 2010: Methoden und Grundlagen (Berichtsjahr 2017)*. Erschienen am 25. August 2017, korrigiert am 28. September 2017, Erscheinungsfolge: unregelmäßig, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017f): *Qualitätsbericht: Auftragseingangsindex im Verarbeitenden Gewerbe (Berichtsjahr 2017, Basis 2010 = 100)*. Erschienen am 30. Januar 2017, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017g): *Qualitätsbericht: Gewerblicher Luftverkehr auf ausgewählten Flugplätzen (Berichtsjahr 2017)*. Erschienen am 05. Dezember 2017, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017h): *Qualitätsbericht: Güterverkehrsstatistik der Binnenschifffahrt (Berichtsjahr 2017)*. Erschienen am 01. August 2017, Erscheinungsfolge: unregelmäßig, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017i): *Qualitätsbericht: Konjunkturstatistik im Dienstleistungsbereich (Berichtsjahr 2017)*. Erschienen am 14. Juni 2017, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017j): *Qualitätsbericht: Monatserhebung im Tourismus (Berichtsjahr 2017)*. Erschienen am 03. Februar 2017, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017k): *Qualitätsbericht: Monatsstatistik im Gastgewerbe (Berichtsjahr 2017)*. Erschienen am 18. Juli 2017, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017l): *Qualitätsbericht: Monatsstatistik im Handel - KfZ-Handel, Großhandel, Einzelhandel (Berichtsjahr 2017)*. Erschienen am 26. Juni 2017, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017m): *Qualitätsbericht: Preise: Erzeugerpreisindizes für Dienstleistungen - Verkehrs- und Logistikdienstleistungen, unternehmensnahe Dienstleistungen*. Erschienen am 21. Juni 2017, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017n): *Qualitätsbericht: Preise: Häuserpreisindex*. Erschienen am 17. Januar 2017, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017o): *Qualitätsbericht: Produktionsindex im Produzierenden Gewerbe (Berichtsjahr 2017, Basis 2010 = 100)*. Erschienen am 30. Januar 2017, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017p): *Qualitätsbericht: Rohrfernleitungsstatistik (Berichtsjahr 2017)*. Erschienen am 27. Juli 2017, Erscheinungsfolge: unregelmäßig, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017q): *Qualitätsbericht: Vierteljährliche Verdiensterhebung - VVE (Berichtsjahr 2017)*. Erschienen am 31. Mai 2017, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2017r): *Qualitätsbericht: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen (VGR)*. Erschienen im September 2017, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt [Hrsg.] (2018): *Qualitätsbericht: Preise: Verbraucherpreisindex für Deutschland*. Erschienen am 04. Januar 2018, Erscheinungsfolge: jährlich, Wiesbaden.

Literaturverzeichnis

Abberger, Klaus, Frey, Maximilian, Kesina, Michaela und Stangl, Anna (2009): *Indikatoren für die globale Konjunktur*. In: ifo Schnelldienst, **62**, 16: 32–41.

Abberger, Klaus und Nierhaus, Wolfgang (2007): *Das ifo Geschäftsklima: Ein zuverlässiger Frühindikator der Konjunktur*. In: ifo Schnelldienst, **60**, 5: 25–30.

Abberger, Klaus und Nierhaus, Wolfgang (2008a): *Die ifo Kapazitätsauslastung: Ein gleichlaufender Indikator der deutschen Industriekonjunktur*. In: ifo Schnelldienst, **61**, 16: 15–23.

Abberger, Klaus und Nierhaus, Wolfgang (2008b): *Die ifo Konjunkturuhr: Ein Präzisionswerk zur Analyse der Wirtschaft*. In: ifo Schnelldienst, **61**, 23: 16–24.

Abberger, Klaus und Nierhaus, Wolfgang (2008c): *Markov-Switching und ifo Geschätsklima*. In: ifo Schnelldienst, **61**, 10: 25–30.

Abberger, Klaus und Nierhaus, Wolfgang (2010a): *Die ifo Konjunkturuhr: Zirkulare Korrelation mit dem Bruttoinlandsprodukt*. In: ifo Schnelldienst, **61**, 5: 32–43.

Abberger, Klaus und Nierhaus, Wolfgang (2010b): *Markov Changing and the Ifo Business Climate: the Ifo Cycle Business Traffic Lights*. In: Journal of Business Cycle Measurement and Analysis, **7**, 2: 1–13.

Abberger, Klaus und Nierhaus, Wolfgang (2011): *Die aktuelle Wirtschaftsentwicklung im Lichte der ifo Konjunkturampel*. In: ifo Schnelldienst, **64**, 22: 36–38.

Abberger, Klaus und Wohlrabe, Klaus (2006): *Einige Prognoseeigenschaften des ifo Geschäftsklimas - Ein Überblick über die neuere wissenschaftliche Literatur*. In: ifo Schnelldienst, **59**, 22: 19–26.

Ademmer, Martin, Bickenbach, Frank, Bode, Eckhardt, Boysen-Hogrefe, Jens, Fiedler, Salomon, Gern, Klaus-Jürgen, Grg, Holger, Groll, Dominik, Hornok, Cecilia, Janssen, Nils, Kooths, Stefan und Krieger-Boden, Christiane (2017): *Produktivität in Deutschland: Messbarkeit und Entwicklung*. Kieler Beiträge zur Wirtschaftspolitik. November 2017, Nr. 12.

Ahrens, Ralf (2000): *Marktbasierte Zinsprognosen mit Regime-Switching-Modellen*. Duncker & Humblot, Berlin.

Akaike, Hirotugu (1974): *A new Look at the Statistical Model Identification*. In: IEEE Transactions on Automatic Control, **19**, 6: 716–723.

Ang, Andrew und Bekaert, Geert (1998): *Regime Switches in Interest Rates*. NBER Working Paper. April 1998, Nr. 6508.

Antipa, Pamfili, Barhoumi, Karim, Brunhes-Lesage, Véronique und Darné, Olivier (2012): *Nowcasting German GDP: A Comparison of Bridge and Factor Models*. In: Journal of Policy Modeling, **34**, 6: 864–878.

Artis, Michael, Marcellino, Massimiliano und Proietti, Tommaso (2003): *Dating the Euro Area Business Cycle*. Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research, Working Paper Nr. 237.

Assenmacher, Walter (1998): *Konjunkturtheorie*. 8., vollständig überarbeitete Auflage, R. Oldenbourg, München Wien.

Backhaus, Klaus, Erichson, Bernd, Plinke, Wulff und Weiber, Rolf (2016): *Multivariate Analysemethoden: Eine anwendungsorientierte Einführung*. 14., überarbeitete und aktualisierte Auflage, Springer Gabler, Berlin Heidelberg.

Bahr, Holger (1999): *Konjunkturelle Gesamtindikatoren: Konstruktionsmethoden und ihre empirische Anwendung für die Bundesrepublik Deutschland*. Europäische Hochschulschriften, Frankfurt am Main.

Bai, Jushan und Ng, Serena (2002): *Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models*. In: Econometrica, **70**, 1: 191–221.

Baxter, Marianne und King, Robert G. (1999): *Measuring Business Cycles: Approximate Band-pass Filters for Economic Time Series*. In: Review of Economics and Statistics, **81**, 4: 573–593.

Blau, Harald (2004): *Konjunkturtest Dienstleistungen: Umfragen des ifo Instituts; Konzeption, Repräsentation, Qualitätssicherung*. In: Goldrian, Georg [Hrsg.]: *Handbuch der umfragebasierten Konjunkturforschung, ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung*, 49–56. ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München.

Boehm, Ernst A. (1992): *Economic Indicators for Australia's Service Industries*. In: Lahiri, Kajal und Moore, Geoffrey H. [Hrsg.]: *Leading Economic Indicators: New Approaches and Forecasting Records*, 373–402. Cambridge University Press, Cambridge.

Boldin, Michael D. (1994): *Dating Turning Points in the Business Cycle*. In: Journal of Business, **67**, 1: 97–131.

Box, George E.P. und Jenkins, Gwilym (1976): *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. 2. Auflage, Holden-Day, San Francisco.

Brautzsch, Hans-Ulrich und Ludwig, Udo (2002): *Vierteljährliche Entstehungsrechnung des Bruttoinlandsprodukts für Ostdeutschland: Sektorale Bruttowertschöpfung*. In: Diskussionspapiere des Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung Halle, **6**, 164: 1–58.

Brümmerhoff, Dieter und Grömling, Michael (2011): *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*. 9. überarbeitete und erweiterte Auflage, Oldenbourg, München.

Brümmerhoff, Dieter und Lötzel, Heinrich (1997): *Lexikon der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen*. 2., ergänzte Auflage, R. Oldenbourg, München Wien.

Bry, Gerhard und Boschan, Charlotte (1971): *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*. National Bureau of Economic Research, Technical Paper Nr. 20.

Burns, Arthur F. (1954): *The Frontiers of Economic Knowledge*. Bücher des National Bureau of Economic Research, New York.

Burns, Arthur F. und Mitchell, Wesley C. (1946): *Measuring Business Cycles*. Bücher des National Bureau of Economic Research, New York.

Clements, Michael P. und Krolzig, Hans-Martin (1998): *A Comparison of the Forecast Performance of Markov-switching and Threshold Autoregressive Models of US GNP*. In: Econometrics Journal, **1**, 1: C47–C75.

Cryer, Jonathan D. und Chan, Kung-Sik (2008): *Time Series Analysis: with Applications in R*. 2. Auflage, Springer, New York.

Dempster, Arthur P., Laird, Nan M. und Rubin, Donald B. (1977): *Maximum Likelihood from Incomplete Data via the EM Algorithm*. In: Journal of the Royal Statistical Society, **39**, 1: 1–38.

Deutsche Börse AG [Hrsg.] (2017): *Leitfaden zu den Aktienindizes der Deutsche Börse AG (Version 8.2.0)*. Gültig ab 15. März 2017, Frankfurt am Main.

Döhrn, Roland (2014): *Konjunkturdiagnose und -prognose: Eine anwendungsorientierte Einführung*. Springer, Berlin Heidelberg.

Dolado, Juan, Jenkinson, Tim und Sosvilla-Rivero, Simon (1990): *Cointegration and Unit Roots*. In: Journal of Economic Surveys, **4**, 3: 249–273.

Drechsel, Katja und Scheufele, Rolf (2013): *Bottom-up or Direct? Forecasting German GDP in a Data-rich Environment*. In: Diskussionspapiere des Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung Halle, **17**, 7: 1–47.

ENDERS, WALTER (1995): *Applied Economic Time Series*. 4. Auflage, John Wiley and Sons, New York.

ENGEL, CHARLES (1994): *Can the Markov Switching Model Forecast Exchange Rates?* In: Journal of International Economics, **36**, 1-2: 151–165.

ENGEL, CHARLES und HAMILTON, JAMES D. (1990): *Long Swings in the Dollar: Are they in the Data and do Markets know it?* In: American Economic Review, **80**, 4: 689–713.

FAHRMEIR, LUDWIG, KÜNSTLER, RITA, PIGEOT, IRIS und TUTZ, GERHARD (2003): *Statistik: Der Weg zur Datenanalyse*. 4., verbesserte Auflage, Springer, Berlin Heidelberg.

FAN, JIANQING und YAO, QIWEI (2005): *Nonlinear Time Series: Nonparametric and Parametric Methods*. Springer, New York.

FISCHER, HANNA und OERTEL, JUTTA (2009): *Konjunkturindikatoren im Dienstleistungsbereich: Das Mixmodell in der Praxis*. In: Wirtschaft und Statistik, **60**, 3: 232–240.

FRENKEL, MICHAEL und JOHN, KLAUS DIETER (2011): *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung*. 7., vollständig überarbeitete Auflage, Vahlen, München.

FRENKEL, MICHAEL, JOHN, KLAUS DIETER und FENDEL, RALF (2016): *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung*. 8., vollständig überarbeitete Auflage, Vahlen, München.

FRÜHWIRTH-SCHNATTER, SYLVIA (2006): *Finite Mixture and Markov Switching Models*. Springer, New York.

FRITSCHE, ULRICH und KOUZINE, VLADIMIR (2002): *Do Leading Indicators Help to Predict Business Cycle Turning Points in Germany*. Diskussionspapier des DIW Nr. 314.

FRITSCHE, ULRICH und STEPHAN, SABINE (2000): *Leading Indicators of German Business Cycles: An Assessment of Properties*. Diskussionspapier des DIW Nr. 207.

GERLACH, STEFAN und SMETS, FRANK (1999): *Output Gaps and Monetary Policy in the EMU Area*. In: European Economic Review, **43**, 4-6: 801–812.

GHYSELS, ERIC (1994): *On the Periodic Structure of the Business Cycle*. In: Journal of Business and Economic Statistics, **12**, 3: 289–298.

GIORNO, CLAUDE, RICHARDSON, PETE, ROSEVEARE, DEBORAH und VAN DEN NOORD, PAUL (1995): *Estimation Potential Output, Output Gaps and Structural Budget Balances*. OECD, Economics Department Working Paper Nr. 152.

GOLDFELD, STEPHEN M. und QUANDT, RICHARD E. (1973): *A Markov Model for Switching Regressions*. In: Journal of Econometrics, **1**, 1: 3–15.

Graff, Michael (2005): *Ein multisektoraler Sammelindikator für die Schweizer Konjunktur*. Diskussionspapier der Eidgenössischen Technischen Hochschule Zürich Nr. 107.

Grimme, Christian und Wohlrabe, Klaus (2014): *Die ifo Exporterwartungen - ein neuer Indikator zur Lage der Exportindustrie in Deutschland*. In: ifo Schnelldienst, **67**, 23: 64–65.

Grömling, Michael (2006): *Die Tertiarisierung der deutschen Wirtschaft: Was treibt den Strukturwandel an, und was bringt er?* In: Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge des Lehrstuhls für Volkswirtschaftslehre, Wirtschaftsordnung und Sozialpolitik, Universitt Wrzburg, **11**, 87: 01–57.

Grömling, Michael (2007): *Messung und Trends der intersektoralen Arbeitsteilung*. In: Vierteljahresschrift zur empirischen Wirtschaftsforschung aus dem Institut der deutschen Wirtschaft Köln, **34**, 1: 03–16.

Güthoff, Judith (1995): *Qualität komplexer Dienstleistungen: Konzeption und empirische Analyse der Wahrnehmungsdimension*. Gabler, Wiesbaden.

Götz, Thomas B. und Knetsch, Thomas A. (2017): *Google Data in Bridge Equation Models for German GDP*. In: Diskussionspapiere der Deutschen Bundesbank, **23**, 18: 1–53.

Haberler, Gottfried (1937): *Prosperity and Depression: A Theoretical Analysis of Cyclical Movements*. Harvard University Press, Transaction Publishers, New Brunswick, NJ.

Hamilton, James D. (1988): *Rational-Expectations Econometric Analysis of Changes in Regime*. In: Journal of Economic Dynamics and Control, **12**, 2-3: 385–423.

Hamilton, James D. (1989): *A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle*. In: Econometrica, **57**, 2: 357–384.

Hamilton, James D. (1993): *Estimation, Inference and Forecasting of Time Series Subject to Changes in Regime*. In: Maddala, Gangadharrao S., Rao, Calyampudi R. und Vinod, Hrishikesh D. [Hrsg.]: *Handbook of Statistics*, 231–260. 11. Ausgabe, Elsevier, Amsterdam.

Hamilton, James D. (1994): *Time Series Analysis*. Princeton University Press, Princeton.

Hamilton, James D. (2017): *Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter*. NBER Working Paper. Mai 2017, Nr. 23429.

Hansen, Bruce E. (1992): *The Likelihood Ratio Test under Nonstandard Conditions: Testing the Markov Switching Model of GNP*. In: Journal of Applied Econometrics, **7**, S1: S61–S82.

Harding, Don und Pagan, Adrian (2002): *Dissecting the Cycle: A Methodological Investigation*. In: Journal of Monetary Economics, **49**, 2: 365–381.

Harvey, Andrew C. (1993): *Time Series Models*. 2. Auflage, MIT Press, Cambridge.

Harvey, Andrew C. und Jaeger, Albert (1993): *Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle*. In: Journal of Applied Econometrics, **8**, 3: 231–247.

Heldt, Klaus (2014): *Bedingtes Kapital und Anreizwirkungen bei Banken: Eine theoretische Analyse*. Springer Gabler, Wiesbaden.

Hild, Reinhard, Russig, Volker und Täger, Uwe Christian (2002): *ifo-Branchen Dialog 2002: Gedämpfte Erwartungen für 2003*. In: ifo Schnelldienst, **55**, 22: 20–30.

Hinze, Jörg (2003): *Prognoseleistung von Frühindikatoren: Die Bedeutung von Frühindikatoren für Konjunkturprognosen: Eine Analyse für Deutschland*. Diskussionspapier des Hamburgischen Welt-Wirtschafts-Archivs.

Hodrick, Robert J. und Prescott, Edward C. (1980): *Postwar US Business Cycles: an Empirical Investigation*. Carnegie-Mellon University, Diskussionspapier Nr. 451.

Hodrick, Robert J. und Prescott, Edward C. (1997): *Postwar US Business Cycles: an Empirical Investigation*. In: Journal of Money, Credit and Banking, **29**, 1: 1–16.

Horn, Gustav A., Logeay, Camille und Tober, Silke (2007): *Methodische Fragen mittelfristiger gesamtwirtschaftlicher Projektionen am Beispiel des Produktionspotenzials*. Forschungsbericht im Auftrag des Bundesministeriums für Wirtschaft und Technologie, Institut für Makroökonomie und Konjunkturforschung, Düsseldorf.

Hyndman, Rob J. and Athanasopoulos, George (2013a): *Forecasting: principles and practice*. OTexts: Melbourne, Australia. Abschnitt 2.6: http://otexts.org/fpp/2/6. Zuletzt besucht am 11.02.2018.

Hyndman, Rob J. and Athanasopoulos, George (2013b): *Forecasting: principles and practice*. OTexts: Melbourne, Australia. Abschnitt 2.5: http://otexts.org/fpp/2/5. Zuletzt besucht am 08.05.2018.

ifo Institut für Wirtschaftsforschung (2003): *ifo-Branchen Dialog 2003*. In: ifo Schnelldienst, **56**, 21: 17–30.

ifo Institut für Wirtschaftsforschung (2005): *Neue ifo-Umfrage: Konjunkturtest Dienstleistungen Deutschland*. In: ifo Schnelldienst, **58**, 19: 40.

ifo Institut für Wirtschaftsforschung (2017a): *ifo Geschäftsklima Ostdeutschland: - Ergebnisse der ifo Konjunkturumfrage im Dezember 2017*. ifo Institut: www.ifo.de/de/w/37LNb9rYT. Zuletzt besucht am 17.01.2018.

ifo Institut für Wirtschaftsforschung [Hrsg.] (2017b): *Jahresbericht des ifo Instituts für Wirtschaftsforschung für das Jahr 2016*. Vorgelegt zur 68. ifo Jahresversammlung am 28. Juni 2017, München.

ifo Institut für Wirtschaftsforschung (o.J.): *ifo Geschäftsklimaindex: Wie wird das ifo Geschäftsklima ermittelt?* ifo Institut: www.ifo.de/de/w/45YCTv5Bp. Zuletzt besucht am 16.01.2018.

Kaiser, Regina und Maravall, Agustín (1999): *Estimation of the Business Cycle: A modified Hodrick-Prescott Filter*. In: Spanish Economic Review, **1**, 2: 175–206.

Kajuth, Florian (2014): *NAIRU Estimates for Germany: New Evidence on the Inflation-Unemployment Tradeoff*. In: German Economic Review, **17**, 1: 104–125.

Karl, Hans-Dieter und Vieweg, Hans-Günther (2010): *ifo Branchen-Dialog 2010: Branchenforum 1: Konjunkturelle Entwicklung im verarbeitenden Gewerbe*. In: ifo Schnelldienst, **63**, 22: 37–45.

Kaumanns, Sven C. (2005): *Konjunkturerhebung in bestimmten Dienstleistungsbereichen*. In: Wirtschaft und Statistik, **56**, 2: 118–127.

Kaumanns, Sven C. (2007): *Aussagekraft der Konjunkturindikatoren im Dienstleistungsbereich*. In: Wirtschaft und Statistik, **58**, 3: 271–277.

Kaumanns, Sven C. und Schelhase, Kathleen (2007): *Erstellung von Konjunkturindikatoren im Dienstleistungsbereich aus mehreren Datenquellen*. In: Wirtschaft und Statistik, **58**, 8: 768–775.

Kiessl, Gernot (2006): *Zusammenfassung des ifo Branchen-Dialogs 2006*. In: ifo Schnelldienst, **59**, 22: 27–30.

Kim, Chang-Jin und Murray, Christian J. (2002): *Permanent and Transitory Components of Recessions*. In: Hamilton, James D. und Raj, Baldev [Hrsg.]: *Advances in Markov-Switching Models*, 19–40. Springer, Berlin Heidelberg.

Koopmanns, Tjalling C. (1947): *Measurement Without Theory*. In: The Review of Economics and Statistics, **29**, 3: 161–172.

Krüger, Thomas (2011): *Die Indikatoren der Konjunktur und ihr Einfluss auf die Finanzmärkte: 101 Fragen und Antworten*. Books on Demand, Norderstedt.

Krolzig, Hans-Martin (1997): *Markov Switching Vector Autoregressions: Modelling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Lecture Notes in Economics and Mathematical Systems, Ausgabe 454, Springer, Berlin.

KROLZIG, HANS-MARTIN und LÜTKEPOHL, HELMUT (1995): *Konjunkturanalyse mit Markov-Regimewechselmodellen*. In: OPPENLÄNDER, KARL HEINRICH [Hrsg.]: *Konjunkturindikatoren: Fakten, Analyse, Verwendung*, 177–196. 1. Auflage, Oldenbourg, München.

KÜSTERS, ULRICH (2017): *Unveröffentlichtes Manuskript: Foliensatz Zeitreihenanalyse - Box-Jenkins-Modelle*. Ingolstadt. Erschienen im März 2017.

KUTTNER, KENNETH N. (1994): *Estimating Potential Output as a Latent Variable*. In: Journal of Business and Economic Statistics, **12**, 3: 361–368.

KUZIN, VLADIMIR, MARCELLINO, MASSIMILIANO und SCHUMACHER, CHRISTIAN (2009): *Pooling versus Model Selection for Nowcasting with many Predictors: an Application to German GDP*. In: Diskussionspapiere der Deutschen Bundesbank, **15**, 3: 1–45.

LAXTON, DOUGLAS und TETLOW, ROBERT (1992): *A Simple Multivariate Filter for the Measurement of Potential Output*. Bank of Canada, Technical Report Nr. 59.

LEHMANN, ROBERT und WOHLRABE, KLAUS (2014): *Forecasting Gross Value-Added at the Regional Level: are sectoral disaggregated Predictions superior to direct ones?* In: Review of Regional Research, **34**, 1: 61–90.

LIU, LON-MU und HANSSENS, DOMINIQUE M. (1982): *Identification of Multiple-Input Transfer Function Models* . In: Communications in Statistics - Theory and Methods, **11**, 3: 297–314.

LIU, LON-MU und HUDAK, GREGORY B. (1992): *Forecasting and Time Series Analysis using the SCA Statistical System: Volume 1*. Scientific Computing Associates Corp., Chicago.

LOGEAY, CAMILLE und TOBER, SILKE (2006): *Hysteresis and the Nairu in the Euro Area*. In: Scottish Journal of Political Economy, **53**, 4: 409–429.

LUCHTMEIER, HENDRIK und THAMS, ANDREAS (2007): *Die Erfassung der Dienstleistungen in Konjunkturanalysen: Eine Bestandsaufnahme*. In: SCHWARZE, JOHANNES, RÄBIGER, JUTTA und THIEDE, REINHOLD [Hrsg.]: *Arbeitsmarkt- und Sozialpolitikforschung im Wandel. Festschrift für Christof Helberger zum 65. Geburtstag*, 376–395. Dr. Kovac, Hamburg.

MAKRIDAKIS, SPYROS, WHEELWRIGHT, STEVEN C. und J., HYNDMAN ROB (1997): *Forecasting: Methods and Applications*. 3. Auflage, John Wiley and Sons, New York.

MARCELLINO, MASSIMILIANO und SCHUMACHER, CHRISTIAN (2010): *Factor MIDAS for Nowcasting and Forecasting with Ragged-Edge Data: A Model Comparison for German GDP*. In: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, **72**, 4: 518–550.

Massmann, Michael, Mitchell, James und Weale, Martin (2003): *Business Cycles and Turning Points: A Survey of Statistical Techniques*. In: National Institute Economic Review, **183**, 1: 90–106.

May, Hermann (2009): *Geldanlage: Vermögensbildung*. 4. Auflage, De Gruyter Oldenbourg, München.

Mödinger, Patrizia und Redling, Brigitta (2004): *Produktbegleitende Dienstleistungen im Industrie- und Dienstleistungssektor im Jahr 2002*. In: Wirtschaft und Statistik, **55**, 3: 1408–1413.

Meffert, Heribert und Müller, Nicolaus (1993): *Marktorientierte Unternehmensführung in der Rezession - Ergebnisse einer empirischen Untersuchung*. Arbeitspapier Nr. 81 der Wissenschaftlichen Gesellschaft für Marketing und Unternehmensführung e.V.

Mittnik, Stefan und Zadrozny, Peter A. (2005): *Forecasting quarterly German GDP at monthly Intervals using monthly Ifo Business Conditions Data*. In: Sturm, Jan-Egbert und Wollmershäuser, Timo [Hrsg.]: *Ifo Survey Data in Business Cycle and Monetary Policy Analysis*, 19–48. Physica-Verlag, Heidelberg.

Moore, Geoffrey H. (1961): *Diffusion Indexes, Rates of Change, and Forecasting*. In: Moore, Geoffrey H. [Hrsg.]: *Business Cycle Indicators*, 282–293. Princeton University Press, Princeton.

Moore, Geoffrey H. (2005): *Analyzing Business Cycles*. In: The American Statistician, **8**, 2: 13–19.

Moore, Geoffrey H. und Shiskin, Julius (1967): *Indicators of Business Expansions and Contractions*. Bücher des National Bureau of Economic Research, New York.

Moosmüller, Gertrud (2004): *Methoden der empirischen Wirtschaftsforschung*. Pearson, München.

Morley, James und Rabah, Zohra (2014): *Testing for a Markov-Switching Mean in Serially Correlated Data*. In: Ma, Jun und Wohar, Mark [Hrsg.]: *Recent Advances in Estimating Nonlinear Models: With Applications in Economics and Finance.*, 85–97. Springer, New York.

Nerb, Gernot (2004): *ifo Branchen-Dialog 2004: Branchenforum 4: Konjunkturelle Entwicklung im Dienstleistungsbereich*. In: ifo Schnelldienst, **57**, 22: 33–34.

Nerb, Gernot (2006): *ifo Branchen-Dialog 2006: Branchenforum 4: Entwicklung im Dienstleistungssektor*. In: ifo Schnelldienst, **59**, 22: 52–55.

Nerb, Gernot (2009): *ifo Branchen-Dialog 2009: Branchenforum 4: Konjunkturelle Entwicklung im Dienstleistungssektor*. In: ifo Schnelldienst, **62**, 22: 41–46.

Nerb, Gernot (2011): *ifo Branchen-Dialog 2011: Branchenforum 4: Konjunkturelle Entwicklung im Dienstleistungsbereich*. In: ifo Schnelldienst, **64**, 23: 60–66.

Nerb, Gernot und Wojciechowski, Przemyslaw (2015): *ifo Branchen-Dialog 2015: Branchenforum 4: Konjunkturelle Entwicklung im Dienstleistungssektor*. In: ifo Schnelldienst, **68**, 23: 57–65.

Nierhaus, Wolfgang (2005): *Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik: Konsequenzen für die Konjunkturanalyse*. In: ifo Schnelldienst, **58**, 5: 19–27.

Nierhaus, Wolfgang und Abberger, Klaus (2014): *Zur Prognose von konjunkturellen Wendepunkten: Dreimal-Regel versus Markov-Switching*. In: ifo Schnelldienst, **67**, 16: 21–25.

Nierhaus, Wolfgang und Abberger, Klaus (2015): *ifo Konjunkturampel revisited*. In: ifo Schnelldienst, **68**, 5: 27–32.

Oltmanns, Erich (2009): *Das Bruttoinlandsprodukt im Konjunkturzyklus*. In: Wirtschaft und Statistik, **60**, 10: 963–969.

Opfermann, Rainer (2004): *Produktbegleitende Dienstleistungen und ihre statistische Erfassung*. In: Wirtschaft und Statistik, **55**, 3: 269–275.

Oppenländer, Karl Heinrich (1996): *Eigenschaften und Einteilung von Konjunkturindikatoren*. In: Oppenländer, Karl Heinrich [Hrsg.]: *Konjunkturindikatoren: Fakten, Analyse, Verwendung*, 23–29. 2., durchgesehene Auflage, Oldenbourg, München.

Pankratz, Alan (1991): *Forecasting with Dynamic Regression Models*. John Wiley and Sons, New York.

Peersman, Gert und Smets, Frank (1998): *The Taylor Rule: A Useful Monetary Policy Benchmark for the ECB?* Carnegie-Mellon University, Diskussionspapier für den Banca d'Italia Workshop am 6-7 Juli 1998: Monetary Policy of the ESCB: Strategic and Implementation Issues.

Phillips, Kerk L. (1991): *A Two-Country Model of Stochastic Output with Changes in Regime*. In: Journal of International Economics, **31**, 1-2: 121–142.

Riegler, Johannes-Jörg, Basse, Tobias und Grosse, Stefan (2012): *Krisenfrühaufklärung durch Frühwarnindikatoren: Organisatorische Konsequenzen für das Krisen- und Risikomanagement einer Landesbank*. In: Jacobs, Jürgen, Riegler, Johannes, Schulte-Mattler, Hermann und Weinrich, Günter [Hrsg.]: *Frühwarnindikatoren und Krisenfrühaufklärung: Konzepte zum präventiven Risikomanagement*, 161–185. Springer Gabler, Wiesbaden.

Rinne, Horst (1997): *Taschenbuch der Statistik*. 2. Auflage, Harri Deutsch, Frankfurt am Main.

Rogers, Mark R. (1998): *A Primer on Short-Term Linkages between Key Economic Data Series*. In: Economic Bank Review (Federal Reserve Bank of Atlanta), **83**, 2: 40–54.

Rotemberg, Julio J. (1998): *A Method for Decomposing Time Series into Trend and Cycle Components*. In: Harvard Business School Working Paper, 1–39.

Räth, Norbert und Braakmann, Albert (2014): *Generalrevision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen 2014 für den Zeitraum 1991 bis 2014*. In: Wirtschaft und Statistik, **65**, 9: 502–543.

Sauer, Stefan und Wohlrabe, Klaus (2015): *Die Saisonbereinigung im ifo Konjunkturtest - Umstellung auf das X-13ARIMA-SEATS-Verfahren*. In: ifo Schnelldienst, **68**, 1: 32–42.

Schirwitz, Beate (2007): *Eine Chronik klassischer Konjunkturzyklen für Deutschland*. In: ifo Dresden berichtet, **14**, 5: 3–11.

Schirwitz, Beate, Seiler, Christian und Wohlrabe, Klaus (2009): *Regionale Konjunkturzyklen in Deutschland - Teil II: Die Zyklendatierung*. In: ifo Schnelldienst, **62**, 14: 24–31.

Schlittgen, Rainer (2015): *Angewandte Zeitreihenanalyse mit R*. 3., aktualisierte und erweiterte Auflage, De Gruyter Oldenbourg, Berlin, Boston.

Schneider, Gabriel, Geiger, Ingrid Katharina und Scheuring, Johannes (2008): *Prozess-und Qualitätsmanagement: Grundlagen der Prozessgestaltung und Qualitätsverbesserung mit zahlreichen Beispielen, Repetitionsfragen und Antworten*. Compendio Bildungsmedien AG, Zürich.

Schulte-Mattler, Hermann und Manns, Thorsten (2012): *Basel-III-Neuerungen zur Stärkung der Widerstandskraft der Banken bei künftigen Finanzkrisen*. In: Jacobs, Jürgen, Riegler, Johannes, Schulte-Mattler, Hermann und Weinrich, Günter [Hrsg.]: *Frühwarnindikatoren und Krisenfrühaufklärung: Konzepte zum präventiven Risikomanagement*, 161–185. Springer Gabler, Wiesbaden.

Schumacher, Christian (2008): *Measuring Uncertainty of the Euro Area NAIRU: Monte Carlo and Empirical Evidence for Alternative Confidence Intervals in a State Space Framework*. In: Empirical Economics, **34**, 2: 357–379.

Schumacher, Christian und Breitung, Jörg (2006): *Real-time Forecasting of GDP based on a large Factor Model with monthly and quarterly Data*. In: Diskussionspapiere der Deutschen Bundesbank, **12**, 33: 1–51.

Schupp, Jürgen, Stille, Frank und Preissl, Brigitte (2003): *Zur Dienstleistungslücke: Dienstleistungsmuster im internationalen Vergleich*. Duncker & Humblot, DiW Sonderheft Nr. 175, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Berlin.

Sichel, Daniel E. (1994): *Inventories and the Three Phases of the Business Cycle*. In: Journal of Business & Economic Statistics, **12**, 3: 269–277.

Sinn, Hans-Werner und Abberger, Klaus (2006): *Zur Prognosekraft des ifo Indikators*. In: ifo Schnelldienst, **59**, 4: 35–36.

Stille, Frank (2003): *Produktbegleitende Dienstleistungen gewinnen weiter an Bedeutung*. In: Wochenbericht des DIW Berlin, **70**, 21: 336–342.

Stock, James H. und Watson, Mark W. (2002): *Forecasting Using Principal Components From a Large Number of Predictors*. In: Journal of the American Statistical Association, **97**, 460: 1167–1179.

Stock, James H. und Watson, Mark W. (2006): *Forecasting With Many Predictors*. In: Elliott, Graham, Granger, Clive W.J. und Timmermann, Allan [Hrsg.]: *Handbook of Economic Forecasting*, 516–554. 1. Ausgabe, Elsevier, Amsterdam.

Thome, Helmut (2005): *Zeitreihenanalyse: Eine Einführung für Sozialwissenschaftler und Historiker*. R. Oldenbourg, München Wien.

Tichy, Gunter (1994): *Konjunktur: Stilisierte Fakten, Theorie, Prognose*. 2. Auflage, Springer, Berlin Heidelberg.

Vieweg, Hans-Günther, Fuchs, Thomas, Hild, Reinhard, Kuhlmann, Andreas, Lachenmaier, Stefan, Reinhard, Michael und Täger, Uwe C. (2005): *Stand und Perspektiven der "New Economyïn ausgewählten Mitgliedsstaaten der EU aus deutscher Sicht*. ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung Nr. 19.

Walter, Christian (1994): *Das Federal Reserve System, die Deutsche Bundesbank und das Europäische System der Zentralbanken / die Europäische Zentralbank im Vergleich*. R.S. Schulz, Starnberg-Percha.

Watson, Mark W. (1986): *Univariate Detrending Methods with Stochastic Trends*. In: Journal of Monetary Economics, **18**, 1: 49–75.

Westphal, Uwe (1994): *Makroökonomik: Theorie, Empirie und Politikanalyse*. 2. Auflage, Springer, Berlin Heidelberg.

Wiedmann, Marcel (2011): *Money, Stock Prices and Central Banks: A Cointegrated VAR Analysis*. Physica-Verlag, Berlin Heidelberg.

Winker, Peter (2017): *Empirische Wirtschaftsforschung und Ökonometrie*. 4. Auflage, Springer Gabler, Berlin.

Wohlrabe, Klaus (2011): *Konstruktion von Indikatoren zur Analyse der wirtschaftlichen Aktivität in den Dienstleistungssektoren*. ifo Forschungsberichte, ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München.

Wohlrabe, Klaus (2012): *Prognose des Dienstleistungssektors in Deutschland*. In: ifo Schnelldienst, **65**, 1: 31–39.

Wohlrabe, Klaus und Wojciechowski, Przemyslaw (2014): *Neue ifo-Umfrage: Konjunkturtest Dienstleistungen Deutschland*. In: ifo Schnelldienst, **67**, 21: 47–53.

Zarnowitz, Victor und Ozyildirim, Ataman (1986): *Time Series Decomposition and Measurement of Business Cycles, Trends and Growth Cycles*. In: Journal of Monetary Economics, **53**, 7: 1717–1739.

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung GmbH [Hrsg.] (2006): *Kurzinformation zum ZEW-Finanzmarktreport: Einschätzungen und Erwartungen zu internationalen Finanzmarktdaten*. Mannheim.

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung GmbH [Hrsg.] (2017): *ZEW-Branchenreport Informationswirtschaft*. Erschienen im Oktober 2017, Erscheinungsfolge: vierteljährlich, Mannheim.

Sachwortverzeichnis

Auslastungsgrad, 13, 62, 65, 69
Bry-Boschan-Methode, 63
- Jahresdaten, 63
- Quartalsdaten, 78
Quartalsdaten, 133
Dienstleistungssektor, 49, 62, 70
- Teilbereiche, 49, 62
- unternehmensorientiert, 50, 62
Distributed-Lag-Modell, 119
Faktormodelle, 44
- Faktorladungen, 45
- Hauptkomponentenschätzer, 46
- Informationskriterien, 46
- Prognose, 47
- dynamisch, 45
- statisch, 45
HP-Filterverfahren, 14, 48
- multivariat, 20
- univariat, 15, 48, 52, 58
Kapitalstockorientierte SVR-Methode, 19, 62, 65, 69
Konjunkturampel, 109, 111, 113
Konjunkturindikatoren, 38
- Handelsblatt-Indikator, 44
- Kategorisierung, 39
- Qualitätskriterien, 39, 115
- ifo Geschäftsklimaindex, 43
- synthetisch, 41, 115
Konjunkturschwankungen, 11
Konjunkturuhr, 79
Konjunkturzyklendatierung, 77, 79
- 2-Phasen-Schema, 24, 77
- 4-Phasen-Schema, 24, 80
Kreuzkorrelationen, 58
Markov-Kette, 27
Markov-Prozess, 26
Markov-Regimewechselmodelle, 24
- ARMA-Repräsentationstheorem, 36, 85
- Datierungsregel, 35, 110
- EM-Algorithmus, 30
- Prognosen, 36, 86
- RCM-Statistik, 73
- Regimeübergangsmatrix, 26
- Regimedauer, 73
- Schätzung, 30, 86
- Segmented-Trend-Modell, 29
- Spezifikationstests, 72
- Übergangswahrscheinlichkeiten, 26
- grundlegende Modelle, 28, 86
Multivariate Normalverteilung, 31
Prewhitening, 58, 120
Produktionspotential, 11, 69
Prognosefehlermaße, 73
Prognosegüte, 73
Regimezustandswahrscheinlichkeiten
- gefiltert, 32
- geglättet, 34
Rotemberg-Filter, 16
Saisonbereinigungsverfahren
- X-12-ARIMA, 51
- X-13ARIMA-SEATS, 51
Sammelindikatoren, 42, 43
Transferfunktionsmodell, 119
Zustandsraummodelle, 14
- multivariat, 21
- univariat, 16

Erklärung gemäß § 7 Absatz 3 Nummer 3 der Rahmenpromotionsordnung der Katholischen Universität Eichstätt-Ingolstadt vom 22. Juni 2010

Die unterzeichnete Person versichert hiermit, dass ihre Dissertationsarbeit mit dem Titel „Konjunkturzyklen und -indikatoren für den Dienstleistungssektor in Deutschland“

- selbständig und ohne unerlaubte fremde Hilfe angefertigt, keine anderen als die in der Arbeit angegebenen Schriften und Hilfsmittel benutzt und die den benutzten Werken wörtlich oder inhaltlich entnommenen Stellen kenntlich gemacht wurden,
- nicht mit Hilfe von Vermittlungs- oder Beratungsdiensten (Promotionsberater oder Promotionsberaterinnen oder andere Personen) erstellt wurde.

. . . . . .
(Ort, Datum)

. . . . . .
(Unterschrift)

Erklärung gemäß § 7 Absatz 3 Nummer 4 der Rahmenpromotionsordnung der Katholischen Universität Eichstätt-Ingolstadt vom 22. Juni 2010

Die unterzeichnete Person versichert hiermit, dass

- Promotionsversuche bislang nicht unternommen wurden;
- ein Promotionsverfahren bislang nicht abgeschlossen wurde;
- die vorliegende Dissertation in gleicher oder anderer Form in einem anderen Prüfungsverfahren nicht vorgelegen hat.

. . . . . .
(Ort, Datum)

. . . . . .
(Unterschrift)