

Ruge, Marcus

Working Paper

Modellierung von Stimmungen und Erwartungen in der deutschen Wirtschaft

Statistische Diskussionsbeiträge, No. 31

Provided in Cooperation with:

Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät, Universität Potsdam

Suggested Citation: Ruge, Marcus (2009) : Modellierung von Stimmungen und Erwartungen in der deutschen Wirtschaft, Statistische Diskussionsbeiträge, No. 31, Universität Potsdam, Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät, Potsdam, <https://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:kobv:517-opus-29048>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/337339>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

UNIVERSITÄT POTSDAM

Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

Hans Gerhard Strohe (Hrsg.)

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Nr. 31

Marcus Ruge

**Modellierung von
Stimmungen und Erwartungen
in der deutschen Wirtschaft**



Potsdam 2009

ISSN 0949-068X

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Nr. 31

Marcus Ruge

Stimmungen und Erwartungen in der deutschen Wirtschaft

Prof. Dr. Hans Gerhard Strohe, Lehrstuhl für Statistik und Ökonometrie
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät der Universität Potsdam
Postfach 90 03 27, D-14439 Potsdam
Tel. +49 (0) 331 977-3225
Fax. +49 (0) 331 977-3210
Email : strohe@uni-potsdam.de
2009, ISSN 0949-068X

Inhaltsverzeichnis

1. Einleitung.....	01
2. Statistische Verfahren.....	02
2.1. Hauptkomponentenanalyse.....	02
2.2. Partial Least Squares.....	05
2.3. Zusammenfassung.....	11
3. Statistische Analyse.....	12
3.1. Datenbeschreibung.....	12
3.2. Beurteilungen und Erwartungen im Vergleich.....	15
3.3. Prognosekraft der Erwartungen.....	25
3.4. Internationaler Vergleich.....	34
4. Zusammenfassung.....	40
5. Literatur.....	42

Abbildungsverzeichnis

Nummer	Name	Seite
Abb. 1:	Hauptkomponentenanalyse	03
Abb. 2:	PLS-Modell als Pfaddiagramm	06
Abb. 3:	Entwicklung der aktuellen Beurteilungen	15
Abb. 4:	Entwicklung der zukünftigen Erwartungen	17
Abb. 5:	Komponentendiagramm 01/92 – 12/08	21
Abb. 6:	Komponentendiagramm 01/92 – 12/05	23
Abb. 7:	Hauptkomponenten Beurteilungen und Erwartungen im Vergleich	24
Abb. 8:	PLS-Modell mit Lag 0	26
Abb. 9:	PLS-Modell mit Lag 4	27
Abb. 10:	PLS-Modell mit Lag 18	28
Abb. 11:	Bestimmtheitsmaße bei gegebenem Lag	29
Abb. 12:	Schätzwerte des Modells vs. gemessene Werte	31
Abb. 13:	Residuenanalyse	32
Abb. 14:	Wirtschaftliche Beurteilungen in Deutschland, EU und Eurozone	34
Abb. 15:	Wirtschaftliche Beurteilungen in Deutschland, Frankreich und dem Vereinigten Königreich	36
Abb. 16:	Korrelationen der Beurteilungen im zeitlichen Verlauf	38

Abkürzungsverzeichnis

BME	Bundesverband der Materialwirtschaft, Logistik und Einkauf e.V.
DL	Dienstleistung
DPLS	Dynamic Partial Least Squares
EU27	Europäische Union mit 27 Mitgliedsländern
HK	Hauptkomponente
Ifo	Information und Forschung (Institut)
LISREL	Linear structural relationships, ein statistisches Modell
PLS	Partial Least Squares, selten auch Projection to Latent Structures
ZEW	Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung

Variablenbezeichnung:

<i>Ifo-GB</i>	<i>Ifo-Geschäftsbeurteilung</i>
<i>Ifo-GK</i>	<i>Ifo-Geschäftsklima</i>
<i>Ifo-GE</i>	<i>Ifo-Geschäftserwartungen</i>
<i>ZEW-ES</i>	<i>ZEW-Economic Situation</i>
<i>ZEW-KE</i>	<i>ZEW-Konjunkturerwartungen</i>
<i>Eurostat-ESI</i>	<i>Eurostat-Economic Sentiment Indicator</i>

1. Einleitung

Geschäftsbeurteilungen und Erwartungen sind bedeutende Einflussgrößen in der Wirtschaft, sowohl in den Fragen der wissenschaftlichen Theorie als auch in der Praxis. Vor allem durch die Ereignisse der Finanzkrise der letzten Monate nahm die Diskussion um den Einfluss solch psychologisch basierter Faktoren zu. Die schillernden Begriffe wie Beurteilungen oder Erwartungen müssen zunächst quantifiziert werden, eine Aufgabe, die in der Regel von Forschungsinstituten wie Ifo, ZEW oder Eurostat übernommen wird. Dieser Diskussionsbeitrag untersucht, welche Möglichkeiten bestehen, die aktuellen Beurteilungen und zukünftigen Erwartungen in der Wirtschaft zu messen und wie dies konkret realisiert wird. Die Arbeit umfasst eine Datenbeschreibung und eine weitergehende Datenanalyse, in der die Zusammenhänge und Entwicklungen der einzelnen Zeitreihen untersucht werden. Eine der bedeutendsten Fragestellungen ist die Qualität und Reichweite der Prognosekraft der Erwartungen für spätere Zeithorizonte. Ein internationaler Vergleich zwischen Deutschland und ausgewählten Länder der Europäischen Union sollen einen Überblick über die gemeinsame Entwicklung verschaffen. Als statistische Methoden werden unter anderem Hauptkomponentenanalysen und Partial-Least-Squares-Modelle verwendet.

2. Statistische Verfahren

2.1 Hauptkomponentenanalyse

In diesem Abschnitt soll eine kurze Einführung in die Hauptkomponentenanalyse gegeben werden. Das Verfahren dient vor allem dem Erkennen von Strukturen und der Datenreduktion in komplexeren Datensätzen. Für den Fall, dass mehrere Variable X_1 bis X_k vorliegen, die möglichst miteinander korreliert sind, so können mit Hilfe der Hauptkomponentenanalyse neue Variable, die Hauptkomponenten gebildet werden, die diese beobachteten Variablen möglichst gut repräsentieren und damit die Dimension der Daten reduzieren. Das Verfahren wurde 1901 vom Mathematiker Karl Pearson eingeführt¹ und in den 30er Jahren vom Statistiker Harold Hotteling weiterentwickelt.² Die Hauptkomponentenanalyse hat formale Ähnlichkeit mit der Faktorenanalyse und wird gelegentlich sogar gleichgesetzt, wobei die erstere nur ein weit verbreitetes Näherungsverfahren zur Lösung der Faktorenanalyse ist. Die Hauptkomponentenanalyse ist ein mathematisches Verfahren, bei dem kein statistisches Modell zur Erklärung der Fehlerstruktur verlangt wird, Annahmen über Verteilungen der Variablen sind nicht notwendig. Sie hat also eher einen rein deskriptiven Charakter. Ein Beispiel aus den Wirtschaftswissenschaften ist die Entwicklung von Zinssätzen mit verschiedener Fristigkeit von Tagesgeld bis Jahresgeld über mehrere Jahre. Diese Zinszeitreihen sind in der Regel hoch korreliert, wenn auch nicht identisch. Mit Hilfe der Hauptkomponentenanalyse kann dann eine Hauptkomponente *Zinsen* gebildet werden, welche die Entwicklung aller Einzelreihen möglichst gut repräsentiert.

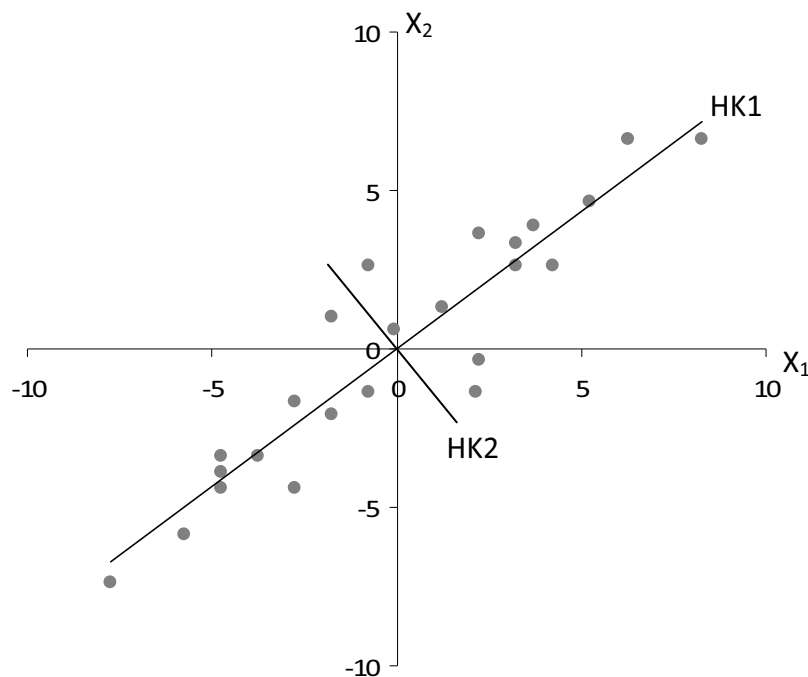
Neben der Reduktion der Daten kann die Hauptkomponentenanalyse auch genutzt werden, um verschiedene „Richtungen“ in den Daten zu entdecken, also ein exploratives Vorgehen. Die Anzahl der sinnvoll zu bildenden Hauptkomponenten gibt Anhaltspunkte über die Anzahl der Richtungen in den Daten, ihre Stärke und den Zusammenhang der beobachtbaren Variablen zu den jeweiligen Hauptkomponenten. Abbildung 1 soll das Prinzip verdeutlichen. Die zwei Variablen

¹ Vgl. Pearson (1901).

² Vgl. u.a. Hotteling (1933).

X_1 und X_2 werden in einem Streudiagramm als Punktwolke dargestellt. Die Daten werden vorher zentriert, also die Mittelwerte abgezogen, so dass die Punktwolke im Zentrum des Koordinatensystems liegt. Zu erkennen ist ein ausgeprägter positiver Zusammenhang in dessen Richtung ein Großteil der Streuung verläuft, wobei auch eine geringere Streuung in eine zweite Richtung entfällt.

Abbildung 1: Hauptkomponentenanalyse



In dem vorliegenden Beispiel können zwei Hauptkomponenten gebildet werden, dargestellt durch die Linien, wobei die erste bereits weitestgehend die gesamte Varianz abdeckt. Das Koordinatensystem wird so gedreht, dass die erste Achse in Richtung der größten Varianz der Punktwolke zeigt. Die zweite Achse steht orthogonal auf der ersten und ist damit unkorreliert. Allgemein bezeichnet die i -te Achse die i -te Hauptkomponente. Die beiden Variablen X_1 und X_2 können hier gut durch die alleinige Betrachtung der ersten Hauptkomponente beschrieben werden, damit erfolgt eine Datenreduktion.

Die erhaltenen Hauptkomponenten entsprechen den Eigenvektoren und sind orthogonal, also unabhängig voneinander. Aus der Spektralzerlegung der Kovarianzmatrix (oder auch Korrelationsmatrix) Σ der Variablen X :

$$\Sigma = \Gamma \Lambda \Gamma^T$$

erhält man die Matrix Γ der Eigenvektoren und die Diagonalmatrix Λ mit den dazugehörigen Eigenwerten als Diagonalelemente. Die Größe der Eigenwerte gibt Auskunft über den Anteil der Varianzerklärung durch die jeweilige Hauptkomponente. Die Hauptkomponenten werden gebildet als gewichtete Linearkombination der beobachteten Variablen:

$$Y = \Gamma^T X$$

mit X als Matrix der Variablen und Y als Matrix der Hauptkomponenten. Die Koeffizienten der Matrix Γ werden in diesem Zusammenhang auch als Ladungen bezeichnet. Sie geben an, „wie hoch eine Variable X auf einen Faktor Y lädt“.

Das Verfahren soll in dieser Arbeit genutzt werden, um in den fünf einzelnen gemessenen Variablen der Beurteilungen und Erwartungen gemeinsame Entwicklungen zu entdecken und diese auf eine oder zwei Hauptkomponenten zu reduzieren. Die Hauptkomponentenanalyse hat formale Ähnlichkeiten zu den folgenden Partial-Least-Squares-Modellen, bei denen ebenfalls beobachtete Variable zu latenten Faktoren zusammengefasst werden.

2.2 Partial Least Squares

Partial Least Squares, selten auch Projection to Latent Structures, ist im engeren Wortsinne ein statistisches Schätzverfahren für Pfadmodelle mit latenten Variablen. Die daraus entstehenden Modelle werden vereinfachend als PLS-Modelle bezeichnet. Der Ansatz wurde vor allem vom norwegischen Ökonometriker Herman Wold in den 1960er Jahren entwickelt, basierend auf seinen vorherigen Arbeiten:³

“It struck me that it might be possible that to estimate models with the same arrow scheme by an appropriate generalization of my Least Squares algorithms for principal components and canonical correlation”.

Herman Wold⁴

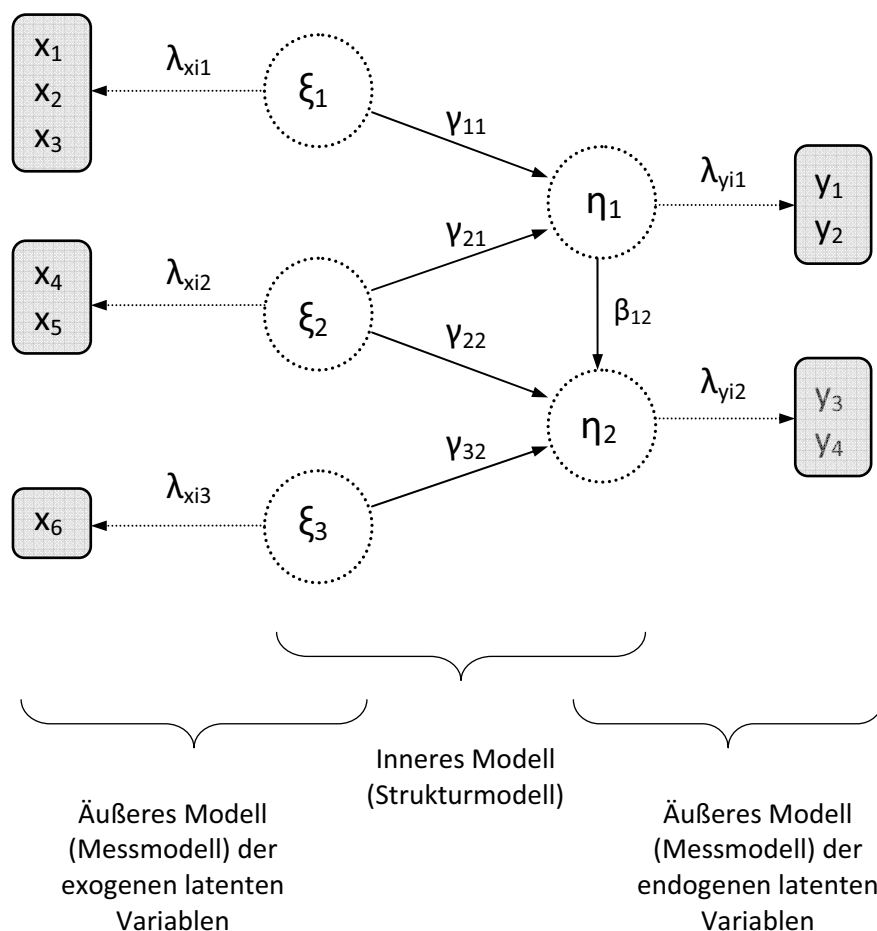
Der Grundgedanke der PLS-Modellierung ist die Abbildung und Vereinfachung komplexer Zusammenhänge zwischen zahlreichen beobachtbaren, manifesten Variablen, welche in einzelne Blöcke zusammengefasst werden und dann durch jeweils eine (selten auch mehrere) latente Variable repräsentiert werden. Diese latenten Variablen werden als gewichtete Linearkombinationen der beobachteten Variablen gebildet. Die manifesten Variablen sollten vorher so gruppiert werden, dass jede Gruppe und damit auch jede manifeste Variable sinnvoll durch eine einzelne latente Variable repräsentiert werden kann. Die sachgerechte Spezifizierung des Modells und die Interpretation seiner Bestandteile setzen damit auch Fachkenntnisse im Forschungsgebiet voraus. Die PLS-Modellierung stellt in der Regel eine deutliche Vereinfachung gegenüber dem Ausgangszustand dar, bei dem alle Zusammenhänge der manifesten Variablen beachtet werden müssen. Es wird zwischen einem äußeren und einem inneren Modell unterschieden. Die Abbildung und Zuordnung der Gruppen von manifesten Variablen durch die jeweiligen latenten Variablen wird als das äußere Modell bezeichnet. Das innere Modell beschreibt dagegen die Abhängigkeiten zwischen den latenten Variablen. PLS-Modelle kombinieren damit Elemente der Hauptkomponentenanalyse und der multiplen linearen Regression.

³ Vgl. u.a. Wold (1966), S.411-444. und vgl. Wold (1985), S.581-591

⁴ Zitiert gemäß Ringle (2004), S.11

Die folgende Abbildung 2 soll den Aufbau eines PLS-Modells verdeutlichen. Die Symbole für die Variablen orientieren sich am Standard in der Literatur. Die insgesamt fünf latenten Variablen werden mit den griechischen Buchstaben ξ (Ksi) und η (Eta) bezeichnet, wobei ξ_i exogene und η_i endogene latente Variable sind. Die sechs beobachteten exogenen Variablen werden mit dem lateinischen Buchstaben x und die vier beobachteten endogenen Variablen mit dem Buchstaben y bezeichnet. Die Pfadkoeffizienten des inneren Modells werden mit γ bezeichnet oder mit β für den Fall, dass sie die Beziehung einer endogenen auf eine endogene latente Variable abbilden. Die Koeffizienten in den äußeren Modellen werden mit λ bezeichnet.

Abbildung 2: PLS-Modell als Pfaddiagramm ⁵



⁵ Eigene Darstellung

Das Pfadsystem des inneren Modells kann nicht beliebig zusammengesetzt werden. Rekursive Zusammenhänge führen in der Regel zu keiner eindeutigen Lösung. Ein PLS-Modell kann damit durch drei Gleichungssysteme mit drei Matrixgleichungen zusammengefasst werden.

- (1) $\boldsymbol{\eta} = \mathbf{B}\boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\Gamma}\boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\zeta}$ (Inneres Modell)
- (2) $\mathbf{x} = \boldsymbol{\Lambda}_x\boldsymbol{\xi} + \boldsymbol{\delta}$ (Äußeres Modell der exogenen latenten Variablen)
- (3) $\mathbf{y} = \boldsymbol{\Lambda}_y\boldsymbol{\eta} + \boldsymbol{\varepsilon}$ (Äußeres Modell der endogenen latenten Variablen)

Hierbei beinhalten die Matrizen $\mathbf{B}$ (Beta) und $\boldsymbol{\Gamma}$ (Gamma) die Pfadkoeffizienten des inneren Modells. Die Matrizen $\boldsymbol{\Lambda}_x$ (Lambda) und $\boldsymbol{\Lambda}_y$ beinhalten die Koeffizienten der beiden äußeren Modelle. Die Vektoren $\boldsymbol{\delta}$ und $\boldsymbol{\varepsilon}$ enthalten die Störterme der äußeren Modelle, der Vektor $\boldsymbol{\zeta}$ (Zeta) die Störterme des inneren Modells. Das PLS-Modell ermöglicht damit, zu unterscheiden zwischen den Fehlern im Messmodell und den Fehlern im Strukturmodell. Die Gleichungssysteme der äußeren Modelle werden in der obigen Form als reflektiv bezeichnet. Die Alternative der formativen Spezifizierung soll in dieser Arbeit nicht näher erläutert werden. Die passende Modellwahl ist Teil eines Diskurses in der Literatur.⁶ Bei der reflektiven Modellierung sollen die manifesten Variablen eine übergeordnete, gemeinsame Ursache oder Erscheinung (die latente Variable) haben und diese nur *reflektieren*. Ändert sich diese latente Variable, so ändern sich alle manifesten Variablen der zugehörigen Gruppe. Die beobachteten Größen sollten also eine hohe Korrelation untereinander aufweisen. Für das Modell aus Abbildung 2 ergeben sich konkret folgende zwölf Gleichungen.

⁶ Vgl. Jarvis; Mackenzie, u.a. (2003), S.199-218 /Vgl. Bollen; Lennox u.a. (1991), S. 305-314 /Vgl. Chin, (1998)

Inneres Modell	Äußeres Modell (exogen)	Äußeres Modell (endogen)
$\eta_1 = \gamma_{11}\xi_1 + \gamma_{12}\xi_2 + \zeta_1$ $\eta_2 = \beta\eta_1 + \gamma_{22}\xi_2 + \gamma_{23}\xi_3 + \zeta_2$	$x_1 = \lambda_{x11}\xi_1 + \delta_1$ $x_2 = \lambda_{x21}\xi_1 + \delta_2$ $x_3 = \lambda_{x31}\xi_1 + \delta_3$ $x_4 = \lambda_{x42}\xi_2 + \delta_4$ $x_5 = \lambda_{x52}\xi_2 + \delta_5$ $x_6 = \lambda_{x62}\xi_3 + \delta_6$	$y_1 = \lambda_{y11}\eta_1 + \varepsilon_1$ $y_2 = \lambda_{y21}\eta_1 + \varepsilon_2$ $y_3 = \lambda_{y32}\eta_2 + \varepsilon_3$ $y_4 = \lambda_{y42}\eta_2 + \varepsilon_4$

Das eigentliche Schätzverfahren, also die Bestimmung der optimalen Werte der latenten Variablen (scores) und ihre Regressionsgewichte (weights), mit denen sie aus den beobachteten Variablen gebildet werden, soll skizziert werden. Jeder der Koeffizienten in den einzelnen Gleichungen kann mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt werden, sofern die Zahlenwerte der latenten Variablen vorliegen. Damit die latenten Variablen aber gleichzeitig sowohl das innere als auch das äußere Modell bestmöglich abbilden sollen, muss hier ein Ausgleich zwischen dem äußeren und dem inneren Modell gefunden werden. Nach dem Auswählen von zufälligen Startwerten für die latenten Variablen, wechselt das PLS-Verfahren iterativ zwischen Schätzungen im inneren und im äußeren Modell bis sich Konvergenz der Parameter andeutet. Zwischen den gebildeten latenten Variablen werden Pfadkoeffizienten geschätzt, die für die Interpretation der Zusammenhänge genutzt werden. Im Einzelnen durchläuft der PLS-Algorithmus wiederholend folgende zwei Prozeduren, die jeweils zwei Unterschritte beinhalten. Die erste Prozedur findet innerhalb des äußeren Modells statt, während die zweite Prozedur im inneren Modell stattfindet. Beim ersten Durchlauf werden für die äußeren Gewichte passende Startwerte festgelegt.

1. Äußere Schätzung der latenten Variablen:

Um die äußeren Gewichte zwischen der latenten Variable und ihren zugehörigen beobachteten Variablen zu bestimmen, werden diese geschätzt als

Regressionskoeffizienten der einfachen linearen Regression der einzelnen beobachteten Variable mit ihrer latenten Variable entsprechend den Einzelgleichung aus (2) und (3). Mit Hilfe der äußeren Gewichte werden dann neue Schätzwerte für die latenten Variablen gebildet als gewichtete Kombinationen der jeweiligen beobachteten Variablen.

2. Innere Schätzung der latenten Variablen:

Für die inneren Modelle werden neue Hilfsgrößen, die sogenannten inneren Gewichte für alle latenten Variablen bestimmt, die im Pfaddiagramm direkt miteinander verbunden sind. Für jeden Pfeil im Pfaddiagramm gibt es also ein inneres Gewicht, welches nach verschiedenen Gewichtungsschemen, wie Pfad- oder Faktorgewichtung gebildet werden kann. Unter Verwendung der inneren Gewichte werden neue Schätzwerte für alle latenten Variablen gebildet als gewichtete Linearkombinationen aller ihrer im Pfaddiagramm direkt verbundenen latenten Variablen. Mit diesen neu gewonnenen Werten der latenten Variablen wird im nächsten Iterationsschritt wieder die *äußere Schätzung* begonnen.

Die beiden beschriebenen Iterationsschritte werden so lange durchlaufen, bis sich die äußeren Gewichte und damit die Zahlenwerte der latenten Variablen nicht mehr deutlich ändern, sich also Konvergenz andeutet. Das PLS-Verfahren basiert also im äußeren Modell auf einer Reihe wiederholter linearer Regressionen und im inneren Modell auf dem Austausch der Werte der latenten Variablen untereinander, damit wiederum im äußeren Modell die Gewichte für alle latenten Variablen optimal werden. Im Anschluss werden mit den nun endgültigen Werten der latenten Variablen lineare Regressionen durchgeführt gemäß den Gleichungen (1) des inneren Modells, welche die Pfadkoeffizienten und Bestimmtheitsmaße liefern.

Für die PLS-Modellbewertung stehen verschiedene Kennzahlen und Tests zur Verfügung, die im Laufe der Forschung entwickelt wurden. Die Testverfahren basieren in der Regel auf Resamplingmethoden (englisch sinngemäß: Wiederholungs-Stichproben). Die Idee ist, die einmalige „Stichprobe“ wiederholend geringfügig zu verändern und damit das Modell mehrfach neu zu berechnen. Aus

den Einzelergebnissen können empirische Verteilungsfunktionen für die Schätzer und Testgrößen im Modell abgeleitet werden. Mit diesen können dann Testverfahren, wie der bekannte t-Test durchgeführt werden. Dabei wird in der Regel getestet, ob die erhaltenen Pfadkoeffizienten signifikant von Null verschieden sind und die beteiligten Variablen damit überhaupt in einem statistisch relevanten Zusammenhang stehen. Die Resamplingverfahren werden erst seit den 1980er Jahren genutzt, da sie eine hohe Rechenleistung voraussetzen. Empfohlen sind je nach Komplexität des Modells Hunderte bis Tausende Wiederholungen. Die bekanntesten Resamplingverfahren sind das sogenannte Bootstrapping und das Jackknifing, wobei das erstere in dieser Arbeit verwendet wird. Zudem kann ein Bestimmtheitsmaß R^2 für jede Einzelgleichung des inneren Modells angegeben werden, es dient auch hier als ein generelles Maß für den Erklärungsgehalt eines Modells. Präziser formuliert bestimmt das Bestimmtheitsmaß im Rahmen der Varianzzerlegung den Anteil der erklärten Varianz an der Gesamtvarianz im Modell.

Die PLS-Modelle zeichnen sich in der praktischen Anwendung durch mehrere positive Eigenschaften aus. Die Pfadanalyse erlaubt vor allem eine sehr hohe Anzahl manifester Variablen. Die Struktur muss allerdings bereits vorher mit entsprechendem Fachwissen festgelegt werden. Die statistischen Theorieanforderungen sind vergleichsweise gering, insbesondere sind keine Annahmen über Verteilungen oder Abhängigkeiten der Variablen notwendig. Deshalb wird die PLS-Modellierung auch als *soft modelling* bezeichnet, im Gegensatz zum *hard modelling* der konkurrierenden Verfahren wie LISREL.⁷ Da das Modell nicht als Ganzes, sondern nur durch eine Reihe von partiellen Schätzungen bestimmt wird, werden für das PLS-Modell vergleichsweise wenige Beobachtungen benötigt. Für die Berechnungen ist ein hoher Rechenaufwand erforderlich, der eine Erklärung für die relativ späte Verbreitung des Ansatzes und die Renaissance in den letzten Jahren sein kann.

⁷ Vgl. u.a Jöreskog (1971), S. 409-426.

2.3 Zusammenfassung

Das Kapitel zwei stellte die wichtigsten, verwendeten statistischen Verfahren vor. Die Hauptkomponentenanalyse ist ein Verfahren um mehrere korrelierte Variable auf eine geringere Anzahl von Hauptkomponenten zu reduzieren. Damit können zum einen Informationen übersichtlich verdichtet werden und gleichzeitig können die Daten auf verschiedene inhaltliche Richtungen untersucht werden.

Partial-Least-Squares-Modelle gehören zur Klasse der Pfadmodelle mit latenten Variablen. Dabei werden ähnlich der Hauptkomponentenanalyse mehrere beobachtete Variable zu latenten Variablen zusammengefasst (äußeres Modell), zwischen denen dann lineare Regressionen vorgenommen werden (inneres Modell). Das eigentliche Schätzverfahren, also die Bestimmung der Gewichte und Pfadkoeffizienten basiert auf einem iterierenden Algorithmus, der im äußeren Modell auf einer wiederholten Anwendung von einzelnen, linearen Regressionen und im inneren Modell auf dem Austausch der Zahlenwerte der latenten Variablen untereinander basiert, damit die latenten Variablen optimal für das Gesamtmodell geschätzt werden. Die Vorteile der PLS-Modelle gegenüber den Konkurrenten wie LISREL sind eine niedrigere Anzahl an notwendigen Beobachtungen und die Abwesenheit von Verteilungsannahmen. Für die Einschätzung der Gesamtqualität des Modells steht das Bestimmtheitsmaß R^2 zur Verfügung. Für die Tests einzelner Parameter auf Signifikanz und damit die Klärung der Frage, ob überhaupt Zusammenhänge oberhalb des Zufälligen existieren, können t-Tests verwendet werden. Die notwendigen Verteilungsparameter werden durch Resampling, also künstliche Wiederholungstichproben bestimmt.

3. Statistische Analyse

3.1 Datenbeschreibung

Der folgende Abschnitt soll einen Überblick über die verwendeten empirischen Daten und ihre Eigenschaften verschaffen. Für die Untersuchung werden insgesamt fünf Zeitreihen verwendet mit jeweils rund 200 monatlichen Beobachtungen für die Bundesrepublik Deutschland vom Januar 1991 bis Dezember 2008. Die genutzten Daten wurden erhoben vom Ifo-Institut München, dem Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung ZEW Mannheim und der amtlichen Statistik der Europäischen Kommission Eurostat.

Die zwei Reihen des Ifo-Institutes basieren auf Umfrageergebnissen in der gewerblichen Wirtschaft in Deutschland. Die monatliche Stichprobe umfasst hier ein Panel von rund 7.000 befragten Unternehmen für den relevanten Zeitbereich ab dem Januar 1991. Die gestellten Fragen umfassen Aussagen zur gegenwärtigen Lage (*Ifo-Geschäftsbeurteilung*) und zur zukünftigen Entwicklung innerhalb der nächsten sechs Monate (*Ifo-Geschäftserwartungen*). Die dritte häufig zitierte Zeitreihe ist der *Ifo-Geschäftsklimaindex*, der einen einfachen arithmetischen Mittelwert der beiden vorherigen Reihen darstellt und damit keine eigenständige Information für diese Analyse bietet. Die Daten stehen hier in aggregierter Form zu Verfügung, so dass nur Aussagen über die deutsche, gewerbliche Wirtschaft im Durchschnitt getroffen werden können, nicht aber über einzelne Unternehmen.

Die zwei Reihen des ZEW ähneln in ihrer Art den Daten des Ifo-Institutes. Es werden monatlich 400 Finanzdienstleister nach ihrer aktuellen Beurteilung (*Economic Situation*) und ihren zukünftigen Erwartungen (*Economic Sentiment*) für Deutschland befragt. Der letztgenannte Indikator wird im deutschen Sprachraum vor allem unter dem Namen *Konjunkturerwartungen* publiziert. Auch diese Daten basieren auf Umfrageergebnissen, wobei konkret die zwei Fragen „Die gesamtwirtschaftliche Situation beurteilen wir als gut, normal, schlecht oder keine Einschätzung“ und „Die gesamtwirtschaftliche Situation wird sich mittelfristig in sechs Monaten verbessern, nicht verändern, verschlechtern oder keine Einschätzung“ abgefragt werden. Die

Indikatoren geben jeweils die Differenz der positiven und negativen Erwartungen für die Wirtschaftsentwicklung. Falls beispielsweise 60% der befragten Personen die zukünftige Entwicklung positiv einschätzen und 40% negativ, so ergibt dies einen Wert von 0,2 (20%) für den jeweiligen Monat. Die Zeitreihen liegen ab Januar 1992 zur Verfügung und beginnen damit ein Jahr später als die Indizes des Ifo-Institutes.

Der *Economic Sentiment Indicator (ESI)* der durch die Europäische Kommission und Eurostat monatlich erhoben wird, basiert auf harmonisierten Umfragen innerhalb der Länder der Europäischen Union. Der Indikator setzt sich aus fünf sektoralen Vertrauensindikatoren mit unterschiedlicher Gewichtung zusammen: Indikator des Vertrauens in der Industrie, Indikator des Vertrauens in den Dienstleistungen, Indikator des Vertrauens der Verbraucher, Indikator des Vertrauens im Baugewerbe, und Indikator des Vertrauens im Einzelhandel. Er ist damit die einzige Größe, die auch die Beurteilung der Konsumenten beinhaltet. Die Erhebungen werden innerhalb des vereinten harmonisierten EU-Programms für Geschäfts- und Verbraucherumfragen definiert. Erhoben werden die konkreten Daten entgeltlich von nationalen Anbietern, in Deutschland sind dies das Ifo-Institut und die Gesellschaft für Konsumforschung GfK. Die Zeitreihen sind je nach Mitgliedsland ab 1985 verfügbar.

Einen Sonderfall stellen die zwei Indikatoren des Bundesverbandes der Materialwirtschaft, Logistik und Einkauf e.V. in Zusammenarbeit mit der Nachrichtenagentur Reuters dar. Der *Einkaufsmanagerindex* und der *Einkaufsmanagerindex Dienstleistung* werden erst seit 1996 bzw. 1997 monatlich erhoben und sind damit für die längerfristige vergleichende Analyse in dieser Arbeit nicht geeignet. Die Fokussierung auf Einkaufsmanager und Unternehmer in der verarbeitenden Industrie erzeugt zudem möglicherweise eine nicht ausreichende Repräsentativität für die Gesamtwirtschaft. In den USA wird eine vergleichbare Erhebung als *Purchasing Managers Index* vom Institute for Supply Management durchgeführt.

Alle verwendeten Zeitreihen sind saisonbereinigt zum Ausschluss von saisonalen Effekten. Für die graphische Darstellung und die Modelle werden alle Daten standardisiert, dass heißt auf Mittelwert 0 und Varianz 1 normiert zur besseren Vergleichbarkeit. Die folgende Tabelle gibt eine Übersicht über die Datenquellen und ihre jeweiligen Eigenschaften.

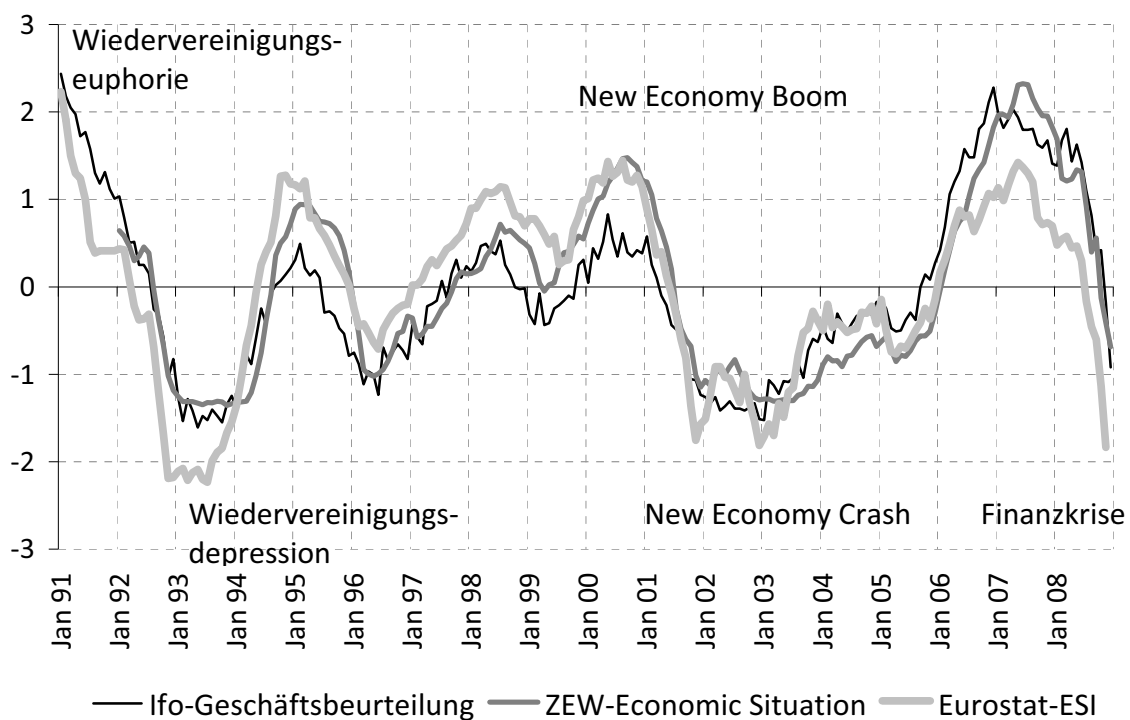
Herausgeber	Ifo-Institut (2 Reihen)	ZEW (2 Reihen)	Eurostat (1 Reihe)	Reuters/BME (2 Reihen)
Name	<i>Geschäftsbeurteilung</i>	<i>Economic Situation</i>	<i>Economic Sentiment Indicator</i>	<i>Einkaufsmanagerindex</i>
	<i>Geschäftserwartungen</i>	<i>Konjunkturerwartungen</i>		<i>Einkaufsmanagerindex DL</i>
Zeitraum	ab 1991 Monatsdaten	ab 1992 Monatsdaten	ab 1991 Monatsdaten	ab 1996 /97 Monatsdaten
Stichprobe (Umfang)	Gewerbliche Unternehmen (7.000)	Finanzsektor (400)	Alle Sektoren Deutschland und EU	Verarbeitende Industrie (450)

Die Veröffentlichungstermine der jeweiligen Indikatoren unterscheiden sich. In der Regel wird der ZEW-Indikator am frühesten noch innerhalb des laufenden Monats veröffentlicht, gefolgt vom Ifo-Index in der letzten Woche des Monats. Der Eurostat-ESI wird in der ersten Woche des Folgemonats publiziert. Dadurch kann eine zeitliche Unschärfe entstehen, da die jeweilige Befragungsperiode nicht völlig deckungsgleich ist. Für eine noch präzisere zeitliche Auflösung wären Wochen- oder gar Tagesbefragungen notwendig, die aber wenig Informationsgewinn bei hohem logistischen und finanziellen Aufwand versprechen.

3.2 Beurteilungen und Erwartungen im Vergleich

Für die Untersuchung der fünf Zeitreihen sollen zunächst graphische Darstellungen dienen. Die folgende Abbildung 3 zeigt die drei standardisierten Zeitreihen *Ifo-Geschäftsbeurteilung*, *ZEW-Economic Situation* und *Eurostat-ESI*, welche alle eine aktuelle Beurteilung der wirtschaftlichen Lage abfragen im zeitlichen Verlauf vom Januar 1991 bis Dezember 2008 bei monatlicher Erhebung.

Abbildung 3: Entwicklung der aktuellen Beurteilungen⁸



Anhand der Abbildung ist bereits ein deutlicher Gleichlauf der drei Größen zu erkennen. Die Korrelationen betragen untereinander 0,77 bis 0,90 und können damit als hoch bis sehr hoch eingestuft werden. Der Verlauf der Größen zeigt einige Gemeinsamkeiten auf, direkt nach der deutschen Wiedervereinigung im Januar 1991 befand sich die wirtschaftliche Beurteilung auf einem Hochpunkt. Wenige Jahre später im Jahr 1993 erreichten einige der Größen einen historischen Tiefpunkt, der sich erst Mitte des Jahres 1994 erholen konnte. Diese äußerst volatile

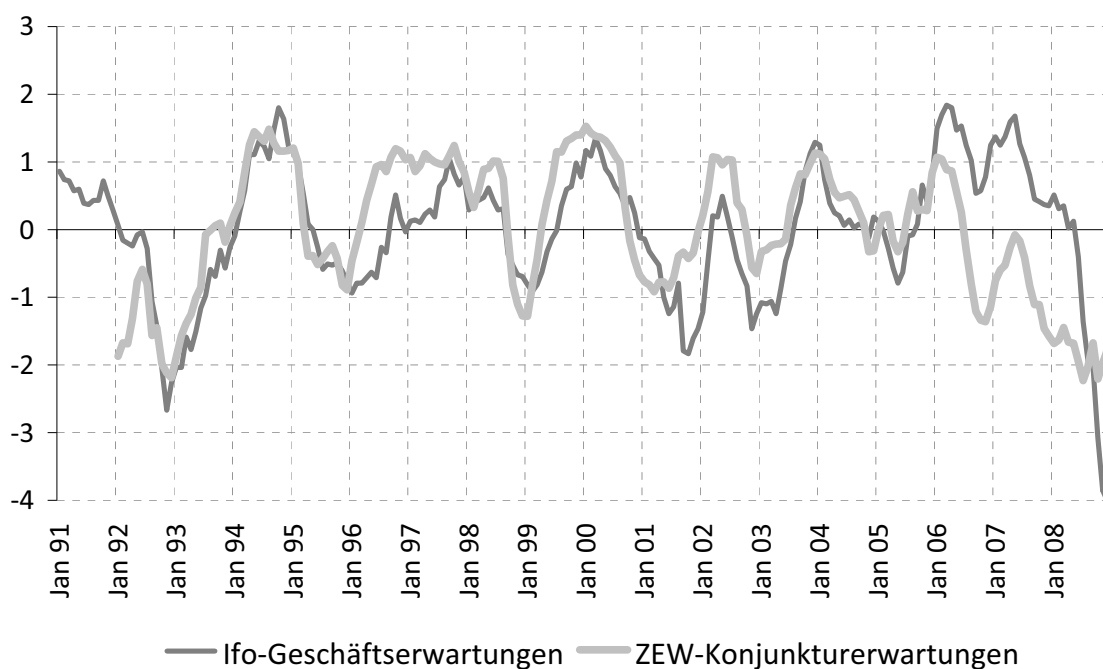
⁸ Eigene Grafik und Berechnungen. Standardisierte Daten vom Ifo-Institut, ZEW und Eurostat. Die Reihe ZEW-ES steht erst ab 01/92 zur Verfügung.

Entwicklung der Beurteilungen scheint in dieser frühen Phase nur teilweise durch reale wirtschaftliche Entwicklung gedeckt zu sein und kann auch durch die historische deutsche Sondersituation erklärt werden. In den späteren Jahren ist der *New Economy Boom* (auch bekannt als *dot-com bubble*) im Jahr 2000 deutlich zu erkennen, wie auch der folgende *New Economy Crash* in den späteren Jahren, der vor allem durch Aktienentwicklungen und später durch Konjunkturrückgänge gekennzeichnet war. In den Jahren 2006 und 2007 erlebte die Wirtschaft einen gefühlten Aufschwung, der auch real messbar war unter anderem am relativ hohen Wirtschaftswachstum und sinkenden Arbeitslosenzahlen. Erkennbar ist auch der Rückgang der positiven Beurteilungen im dem Jahr 2007, der ab Mitte 2008 im Rahmen der Finanzkrise deutlich an Geschwindigkeit in Richtung negative Beurteilung aufnahm. Einige Details lassen sich bei genauerer Betrachtung entdecken, beispielsweise, dass die Finanzdienstleister der ZEW Befragung erst mit einem halben Jahr Verzögerung auf den beginnenden Abschwung reagiert haben im Jahr 2007. Im folgenden Jahr 2008 überholten sie dann allerdings die gewerblichen Unternehmer der Ifo-Befragung in ihrer Negativeinschätzung. Während des *New Economy Booms* waren die befragten Finanzdienstleister insgesamt euphorischer in ihrer positiven Beurteilung der wirtschaftlichen Lage als die gewerblichen Unternehmer, in der darauf folgenden Krise glichen sich die Reihen wieder deutlich an.

Die zeitliche Entwicklung der beiden verbleibenden Zeitreihen *Ifo-Geschäftserwartungen* und *ZEW-Konjunkturerwartungen* ist in der folgenden Abbildung 4 dargestellt. Beide Größen basieren auf Befragungen von Erwartungen über die zukünftige wirtschaftliche Entwicklung. Es ist zunächst auch hier ein Gleichlauf der beiden Einzelreihen zu beobachten, wobei der Zusammenhang zueinander nicht so stark ausgeprägt ist wie bei den vorherigen Reihen. Die Korrelation von 0,58 für den gesamten Zeitraum deutet zunächst auf einen Zusammenhang mittlerer Stärke. Vor allem im Bereich ab dem Januar 2006 ist eine Niveauverschiebung zu erkennen, da die Konjunkturerwartungen der Finanzdienstleister unterhalb der Geschäftserwartungen der gewerblichen Unternehmen verlaufen. Um diesen Niveauunterschied sinnvoll zu berücksichtigen soll die Korrelation für die zwei Zeiträume

bis und ab Januar 2006 getrennt gebildet werden. Die Korrelation beträgt hier 0,79 für die Zeit 01/92 bis 12/05 und 0,78 für 01/06 bis 12/08. Damit kann gesagt werden, dass die beiden Einzelreihen in einer hohen Korrelation von ungefähr 0,8 zueinander stehen, wenn die Niveauverschiebung berücksichtigt wird. Insgesamt sind die zukunftsgerichteten Erwartungen damit etwas unsicherer und unschärfer in ihrer Zusammensetzung als die vorher betrachteten aktuellen Beurteilungen. In der näheren Betrachtung kann man auch bei diesen Reihen tatsächliche, wirtschaftliche Entwicklungen wiederfinden, wie der Konjunkturabschwung 1993 oder sehr deutlich die Finanzkrise Ende 2008, welche ungewöhnlicherweise von den Unternehmern wesentlich schlechter beurteilt wird als von den Finanzdienstleistern, welche im Zentrum der Finanzkrise stehen.

Abbildung 4: Entwicklung der zukünftigen Erwartungen⁹



Die folgende Tabelle zeigt die vollständigen Korrelationen der fünf Zeitreihen untereinander, sortiert in die zwei Blöcke der aktuellen Beurteilung und der zukünftigen Erwartungen (Abkürzungen siehe Abkürzungsverzeichnis). Bei den

⁹ Eigene Grafik und Berechnungen. Standardisierte Daten vom Ifo-Institut und ZEW. ZEW-KE erst ab 01/92 verfügbar.

Einzelgrößen der Beurteilungen sind insbesondere *Ifo-Geschäftsbeurteilungen* und *ZEW-Economic Situation* mit 0,9 sehr hoch korreliert, während die Korrelationen der beiden Größen zu *Eurostat-ESI* etwas geringere 0,77 bzw. 0,85 betragen. Als Erklärung kann die geringfügig andere Erhebungsmethode von Eurostat gelten, die auch die Stimmungen der Haushalte betrachtet. Ein deutlicher Unterschied fällt auf beim Vergleich der beiden Größen der Erwartungen zu den drei Größen der Beurteilungen. Während die *Ifo-Geschäftserwartungen* durchweg positiv korreliert sind zu den Größen der Beurteilungen mit mittlerer Stärke von 0,45 bis 0,68, so sind die *ZEW-Konjunkturerwartungen* zum Teil negativ korreliert mit geringer Stärke von -0,22 bis 0,20. Diese Erkenntnis wird sich Abschnitt 3.3 der Arbeit zur Prognosekraft der Erwartungen bekräftigen, bei dem sich die *Ifo-Geschäftserwartungen* als besserer Indikator für spätere Beurteilungen herausstellen.

	Beurteilungen			Erwartungen	
Korrelation	<i>Ifo-GB</i>	<i>ZEW-ES</i>	<i>Eurostat-ESI</i>	<i>Ifo-GE</i>	<i>ZEW-KE</i>
<i>Ifo-GB</i>	1	0,901	0,772	0,536	-0,233
<i>ZEW-ES</i>	0,901	1	0,846	0,448	-0,224
<i>Eurostat-ESI</i>	0,772	0,846	1	0,678	0,1997
<i>Ifo-GE</i>	0,536	0,448	0,678	1	0,583
<i>ZEW-KE</i>	-0,233	-0,224	0,1997	0,583	1

Anhand der vorherigen Datenbeschreibung lassen sich bereits einige Vermutungen anstellen über die Zusammensetzung der fünf Datenreihen. Eine detailliertere Untersuchung soll mit Hilfe einer Hauptkomponentenanalyse erfolgen, welche als statistisches Verfahren bereits in Kapitel 2.1 beschrieben wurde. Damit soll festgestellt werden, ob sich die vorhandenen gemessenen Größen auf eine geringere Anzahl an Hauptkomponenten komprimieren lassen und wie eindeutig die fünf Variablen den jeweiligen Hauptkomponenten zugeordnet werden können.

Für die Hauptkomponentenanalyse werden die fünf standardisierten Datenreihen von 01/92 bis 12/08 verwendet, also 204 Beobachtungszeitpunkte. Als erstes

Resultat bilden sich zunächst fünf HK. Einen sinnvollen Erklärungsgehalt bieten nur die ersten beiden HK, da ihre Eigenwerte größer als 1 sind. Die Eigenwerte sind ein Maß für den Anteil an der Gesamtvarianz und damit für die Bedeutung der einzelnen HK. Die erste HK bietet 62,15% Anteil der Gesamtvarianz, die zweite HK noch 30,63%. Kumuliert erklären die ersten beiden HK somit 92,78% der Gesamtvarianz und können die Entwicklung der Ausgangsdaten damit gut repräsentieren. Die Betrachtung einer dritten oder weiteren HK ist nicht sinnvoll, da sie kaum weiteren Erklärungsgehalt hinzufügen (Eigenwerte deutlich kleiner 1). Die folgende Tabelle zeigt die fünf gebildeten HK mit ihren Eigenwerten und ihrem Anteil an der Gesamtvarianz.

Hauptkomponenten	Eigenwerte		
	Absolut	Anteil % der Gesamtvarianz	% kumuliert
1 (Beurteilungen)	3,107	62,15	62,15
2 (Erwartungen)	1,531	30,63	92,78
3	0,237	4,74	97,52
4	0,070	1,41	98,92
5	0,054	1,08	100,00

Die erste Erkenntnis ist also, dass es in den vorhandenen fünf Datenreihen zwei Hauptrichtungen gibt, die sich gut durch zwei HK repräsentieren lassen. Eine anschließende Frage ist, wie man die fünf beobachtbaren Variablen diesen zwei HK möglichst optimal zuordnet. Dazu dient das folgende rotierte Komponenten-diagramm,¹⁰ welche die Ladungen (Korrelationen) der fünf beobachteten Variablen mit den zwei HK darstellt.

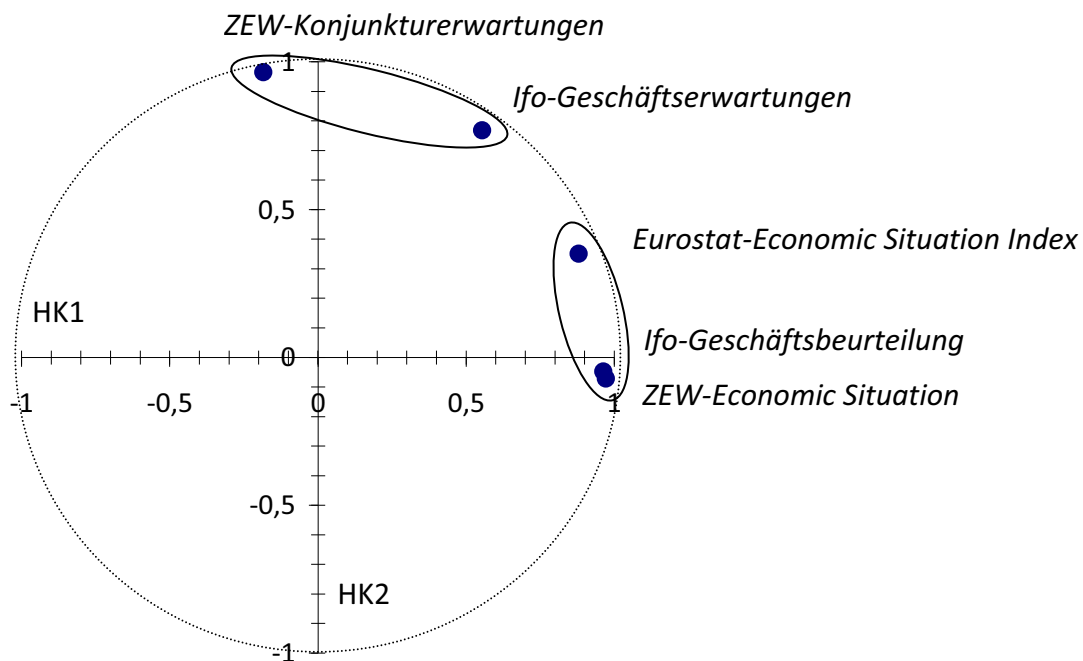
¹⁰ Die Rotation wurde nach der Varimax Methode durchgeführt mit anschließender Kaiser Normalisierung.

Beobachtete Variable	Rotierte Komponenten (Korrelationen)	
	HK1 (Beurteilungen)	HK2 (Erwartungen)
<i>Ifo-Geschäftsbeurteilung</i>	0,963	-0,038
<i>ZEW-Economic Situation</i>	0,973	-0,057
<i>Eurostat-ESI</i>	0,871	0,380
<i>Ifo-Geschäftserwartungen</i>	0,529	0,785
<i>ZEW-Konjunkturerwartungen</i>	-0,184	0,963

Es ist deutlich zu erkennen, dass die ersten drei beobachteten Variablen *Ifo-Geschäftsbeurteilung*, *ZEW-Economic Situation* und *Eurostat-ESI* deutlich positiv mit der ersten HK korreliert sind zwischen 0,871 und 0,973. Die Korrelation zur zweiten HK ist mit -0,057 bis 0,380 deutlich geringer. Die beiden beobachteten Variablen *Ifo-Geschäftserwartungen* und *ZEW-Konjunkturerwartungen* korrelieren vor allem positiv mit der HK2 mit 0,785 und 0,963 und geringer mit HK1 mit -0,184 und 0,529. Die HK1 wird also primär aus den ersten drei beobachteten Variablen *Ifo-Geschäftsbeurteilung*, *ZEW-Economic Situation* und *Eurostat-ESI* gebildet, die HK2 aus den *Ifo-Geschäftserwartungen* und *ZEW-Konjunkturerwartungen*. Zur graphischen Veranschaulichung soll das folgende Komponentendiagramm in Abbildung 5 die Werte der vorherigen Tabelle darstellen. Auf der horizontalen Achse sind die Korrelationen zur HK1 abgebildet, auf der vertikalen Achse zur HK2.

Die Darstellung bestätigt weitgehend die vorherigen Annahmen. Es ist zumindest annähernd möglich, aus den vorhandenen Daten die zwei Hauptkomponenten bzw. Richtungen *aktuelle Beurteilung* und *zukünftige Erwartungen* zu erkennen und diese zu trennen, angedeutet durch die beiden Markierungen in der Graphik.

Abbildung 5: Komponentendiagramm 01/92 – 12/08 ¹¹



Dabei treten allerdings auch Überschneidungen auf, da beide Größen positiv korreliert sind. Insbesondere die beobachteten Größen *Ifo-Geschäftserwartungen* und *Eurostat-ESI* sind positiv korreliert mit 0,678, obwohl beide jeweils einer anderen Hauptkomponente zugeordnet sind. Die beiden beobachteten Größen *Ifo-Geschäftsbeurteilung* und *ZEW-Economic Situation* korrelieren fast identisch zu den beiden HK und befinden sich im Komponentendiagramm damit an fast identischer Position. Die beiden Größen *Ifo-Geschäftserwartungen* und *ZEW-Konjunkturerwartungen* unterscheiden sich etwas deutlicher in ihrer Lage im Komponentendiagramm, so dass gesagt werden kann, dass die *zukünftigen Erwartungen* eine größere Unschärfe aufweisen als die *aktuellen Beurteilungen*.

In der vorherigen Untersuchung der Abbildung 4 wurde bereits angedeutet, dass bei den Größen der zukünftigen Erwartungen *Ifo-Geschäftserwartungen* und *ZEW-Konjunkturerwartungen* ab dem Jahr 2005 eine systematische Abweichung zu erkennen ist. Obwohl beide Größen weitestgehend derselben Entwicklung folgen, entsteht ein Niveauunterschied. Die befragten Finanzdienstleister sehen die Zukunft ab dem Jahr 2006 auf einem niedrigeren Level als die gewerblichen Unternehmer. Es soll nun untersucht werden,

¹¹ Eigene Grafik und Berechnungen. Daten vom Ifo-Institut, ZEW und Eurostat.

ob diese Niveauverschiebung einen deutlichen Einfluss auf das Gesamtergebnis hat. Dazu wird die Hauptkomponentenanalyse wiederholt für den stabileren Zeitraum 01/92 bis 12/05. Die neuen Ergebnisse zeigen geringfügige Unterschiede zur vorherigen Untersuchung. Es bilden sich wieder zwei relevante Hauptkomponenten, die rund 93% der Gesamtvarianz erklären.

Hauptkomponenten	Eigenwerte		
	Absolut	Anteil % der Gesamtvarianz	% kumuliert
1 (Beurteilungen)	3,305	66,10	66,10
2 (Erwartungen)	1,359	27,18	93,28
3	0,197	3,95	97,23
4	0,083	1,66	98,89
5	0,056	1,11	100,00

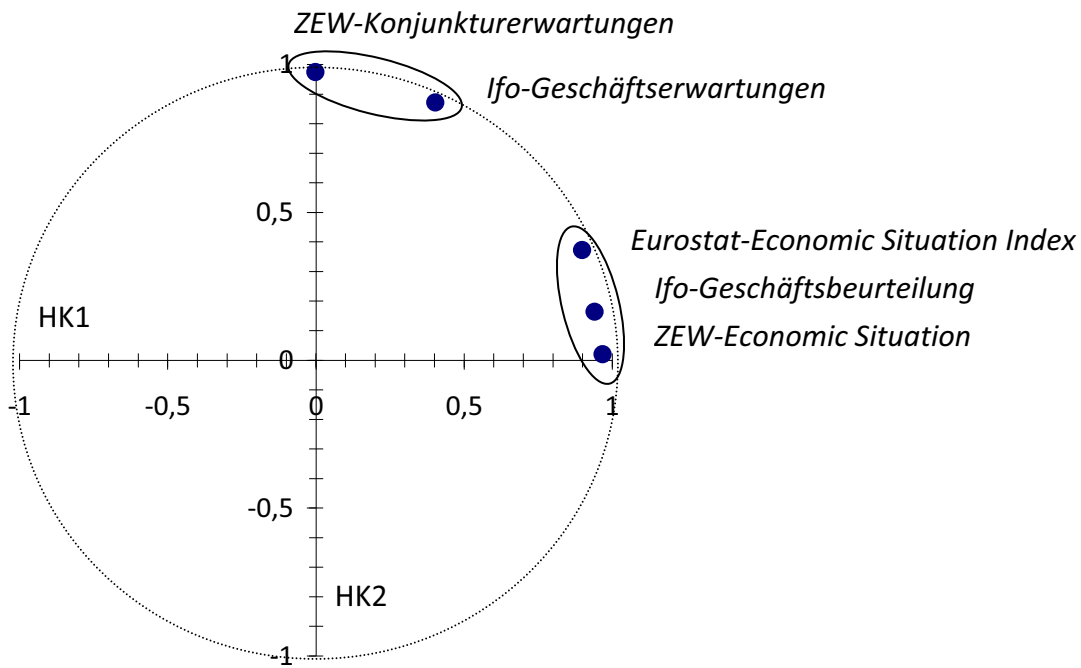
Bei der Betrachtung der Korrelationen der beobachteten Variablen mit den Hauptkomponenten ist festzustellen, dass die Werte nun fast durchweg positiv sind.

Beobachtete Variable	Rotierte Komponenten (Korrelationen)	
	HK1 (Beurteilungen)	HK2 (Erwartungen)
<i>Ifo-Geschäftsbeurteilung</i>	0,941	0,164
<i>ZEW-Economic Situation</i>	0,967	0,020
<i>Eurostat-ESI</i>	0,899	0,372
<i>Ifo-Geschäftserwartungen</i>	0,403	0,871
<i>ZEW-Konjunkturerwartungen</i>	-0,002	0,974

Die Darstellung der Werte im neuen Komponentendiagramm in der Abbildung 6 verdeutlicht, dass sich die Trennschärfe der Zuordnung der beobachteten Variablen auf die jeweilige HK geringfügig erhöht hat. Wie zu vermuten, haben sich die eindeutigen Zuordnungen verbessert, insbesondere für die HK2, also die

zukünftigen Erwartungen. An den qualitativen Grundaussagen ändert aber diese Betrachtung des kürzeren Zeitraumes nichts.

Abbildung 6: Komponentendiagramm 01/92 – 12/05 ¹²

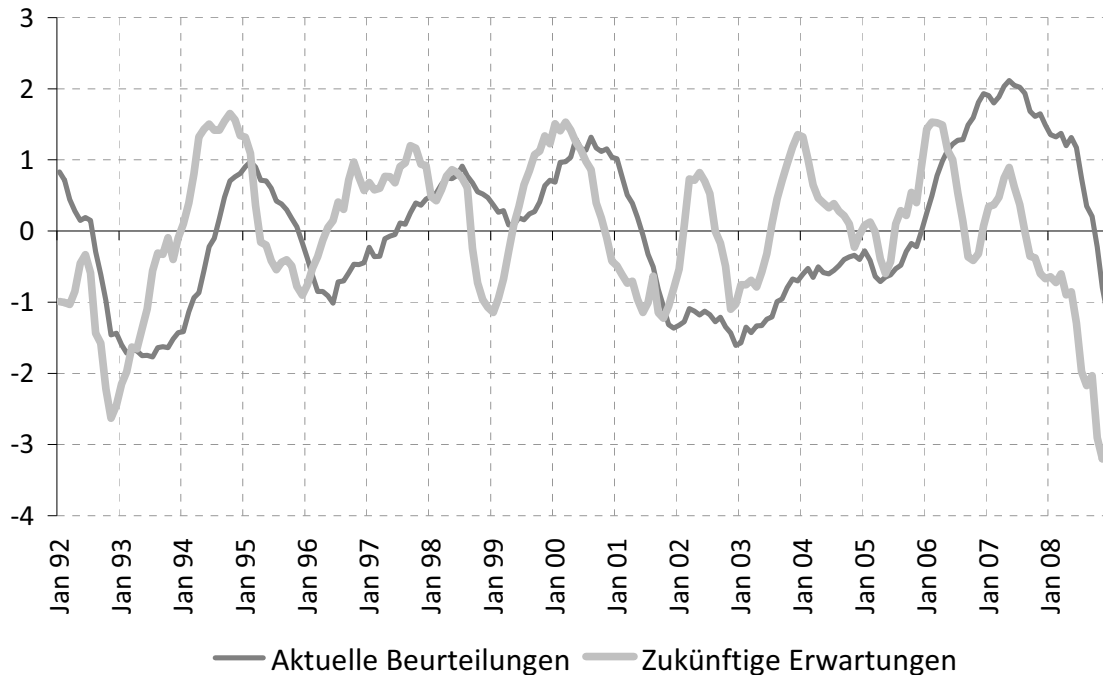


Ein Vergleich der aktuellen Beurteilungen und der zukünftigen Erwartungen soll Auskunft über die „gefühlte Lage der Nation“ geben. Die Methodik wird dafür geringfügig modifiziert. Es werden die drei Einzelreihen, welche die aktuelle Beurteilung messen, mit Hilfe einer einzelnen Hauptkomponentenanalyse auf eine gemeinsame Hauptkomponente reduziert. Da diese beobachteten Reihen hoch miteinander korreliert sind, gelingt hier eine sehr gute und eindeutige Datenreduktion. Die erhaltene Hauptkomponente *aktuelle Beurteilung* entspricht einem gewichteten Mittelwert aus seinen drei beobachteten Einzelreihen *Ifo-Geschäftsbeurteilung*, *ZEW-Economic Situation* und *Eurostat-ESI*. Aus der folgenden Abbildung 7 ist deutlich der Gleichlauf der HK zu den Einzelgrößen aus der vorherigen Abbildung 3 zu erkennen. Analog wird für die zwei Größen, die die zukünftigen Erwartungen messen, eine Hauptkomponentenanalyse durchgeführt, welche auch hier eine HK *zukünftige Erwartungen* liefert, welche die zwei

¹² Eigene Grafik und Berechnungen. Daten vom Ifo-Institut, ZEW und Eurostat.

Einzelreihen *Ifo-Geschäftserwartungen* und *ZEW-Konjunkturerwartungen* gut repräsentieren kann. Die Abbildung 7 zeigt den Verlauf der beiden Hauptkomponenten von 01/92 bis 12/08.

Abbildung 7: Hauptkomponenten Beurteilungen und Erwartungen im Vergleich ¹³



Aus der Abbildung kann unter anderem abgelesen werden, in welchen Zeiträumen die *zukünftigen Erwartungen* tiefer lagen als die *aktuellen Beurteilungen*. Diese zeitlichen Phasen können vereinfacht als Zukunftspessimismus charakterisiert werden. Eine solche Phase ist der Bereich von 01/92 bis ca. 03/93 oder sehr deutlich ausgeprägt die gesamte Phase ab Mitte des Jahres 2006, ab der die Erwartungen deutlich einbrechen und im Rahmen der Finanzkrise historische Negativstände erreichen. Phasen des Zukunftsoptimismus, also für den Fall, dass die Zukunftserwartungen oberhalb der aktuellen Beurteilungen liegen, traten unter anderem in den Jahren 2002 bis 2005 auf, wobei dieser Optimismus zum Teil auf sehr niedrigem Niveau stattfand, etwa im negativen Bereich zum Beginn 2003. Im folgenden Abschnitt 3.3 wird dieser Ansatz vertieft mit Hilfe von Partial-Least-Squares-Modellen.

¹³ Eigene Grafik und Berechnungen. Daten vom Ifo-Institut, ZEW und Eurostat.

3.3 Prognosekraft der Erwartungen

Eine wesentliche Frage der Untersuchung ist die Prognosekraft der zukunftsgerichteten Erwartungen. Sind diese Vorhersagen zu einem Zeitpunkt t in der Lage, die zukünftige Entwicklung in $t+p$ Monaten tatsächlich zu beschreiben und in welchen Ausmaß gelingt die Prognose über welchen Zeitraum? Es muss also der Aspekt der zeitlichen Dynamik beleuchtet werden. Als erklärende Variable dient die bekannte latente Variable *Erwartungen*, welche die zukünftige wirtschaftliche Entwicklung, repräsentiert durch die latente Variable *aktuelle Beurteilung* mit einer Zeitverzögerung (Lag) von $p=0$ bis 18 Monaten möglichst gut erklären soll. Der betrachtete Zeithorizont der empirischen Modelle ist der gesamte Zeitraum von Januar 1992 bis Dezember 2008, also rund 200 Beobachtungspunkte. Die zu schätzende statistische Funktion lautet hier:

$$Beurteilung_t = \gamma * Erwartungen_{t-p} + \varepsilon_t,$$

mit γ als Pfadkoeffizient des inneren Modells und ε_t als Fehlerterm. Die beiden latenten Variablen $Beurteilung_t$ und $Erwartungen_{t-p}$ werden gleichzeitig im Modell als lineare Funktion aus ihren jeweiligen beobachteten Variablen gebildet. Die Berechnungen wurden mit dem Programm SmartPLS durchgeführt.¹⁴

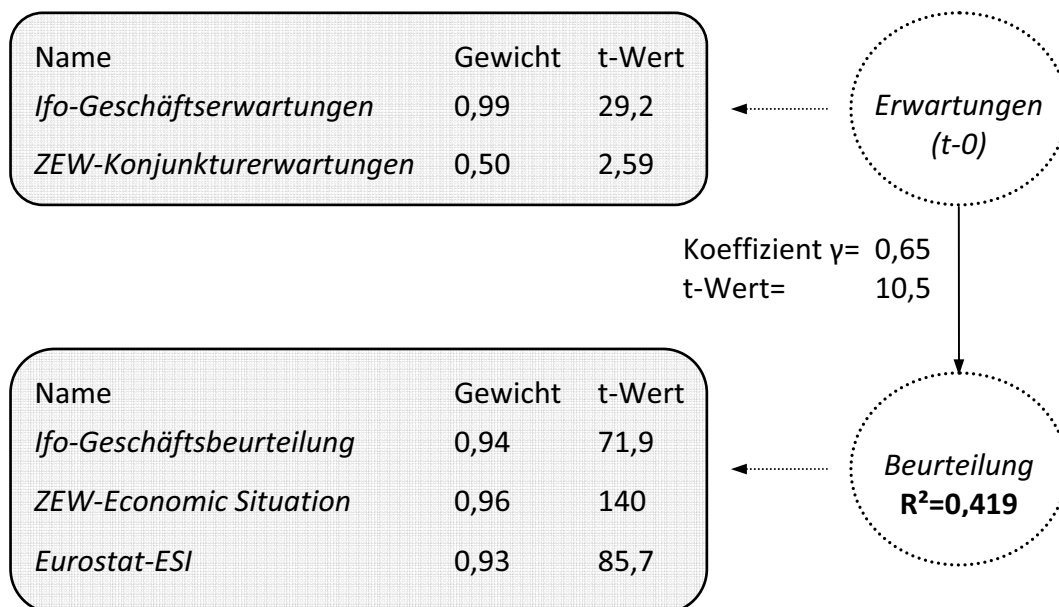
Die Partial-Least-Squares-Modelle sollen hier aufgebaut werden mit der verzögerten, erklärenden latenten Variable *Erwartungen (t-p)*, welche die zweite abhängige, latente Variable *Beurteilung* erklärt. Es wird für jedes Lag p von 0 bis 18 Monate ein einzelnes Modell geschätzt, so dass 19 vergleichbare Modelle vorliegen. Im Detail sollen drei ausgewählte Modelle für die Lags von 0 sowie 4 und 18 vorgestellt werden, da sich diese Modelle als auffällig erwiesen haben. Zur Gegenüberstellung der Modelle wird vor allem das Bestimmtheitsmaß R^2 angewandt, welches Werte zwischen 0 und 1 annehmen kann. Ein Bestimmtheitsmaß von 0 bedeutet keinerlei Erklärungsgehalt des Modells bzw. dass die verwendeten Variablen völlig unabhängig voneinander sind. Ein Bestimmtheitsmaß von 1 bedeutet eine perfekte Anpassung im Modell. Eine mathematisch fundiertere

¹⁴ Ringle, C.M./Wende, S./Will, S.: SmartPLS 2.0 (M3) Beta, Hamburg 2005

Interpretation erlaubt die Varianzzerlegung, wonach das R^2 den Anteil der erklärten Varianz (also Schwankung) durch das Modell angibt.

Für das erste PLS-Modell mit einem Lag von $p=0$ gilt die Frage, ob die zukunftsgerichteten *Erwartungen* zum Zeitpunkt t auch die aktuelle *Beurteilung* zum Zeitpunkt t beeinflussen. Die folgende Abbildung zeigt das Modell im Detail. In den rechteckigen Kästen befinden sich die beobachteten Variablen der Forschungsinstitute, welche die latenten Variablen in den Kreisen bilden. Das innere Modell zwischen den latenten Variablen gibt Auskunft über die Richtung, Stärke und statistische Signifikanz der Zusammenhänge.

Abbildung 8: PLS-Modell mit Lag 0 ¹⁵



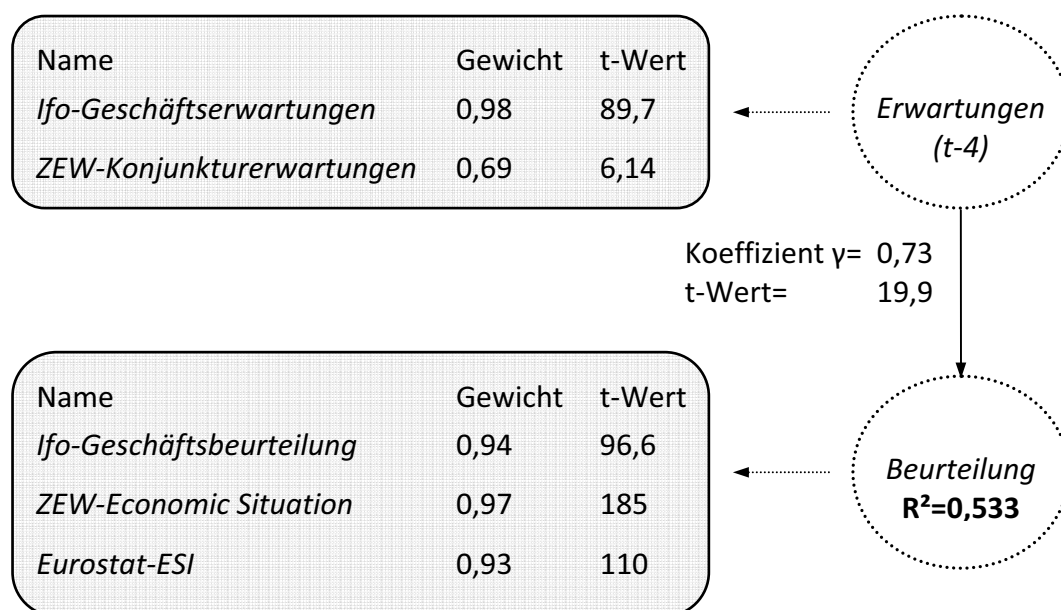
Es ist hier zu erkennen, dass *Erwartungen (t-0)* positiv mit *Beurteilungen* verbunden ist mit einem Pfadkoeffizienten von 0,65. Der dazugehörige t-Wert (nicht zu verwechseln mit dem Zeitpunkt t) des t-Testes liegt deutlich über dem kritischen Tafelwert von 2, so dass dieser Zusammenhang als statistisch signifikant, also systematisch angenommen werden kann zum 5% Signifikanzniveau. Das Bestimmtheitsmaß beträgt hier $R^2=0,419$. Das Modell besitzt also eine mittlere

¹⁵ Eigene Grafik und Berechnung. Alle PLS-Modelle sind mit reflektiven latenten Variablen gebildet.

Erklärungskraft, oder genauer formuliert werden rund 42% der Varianz von *Beurteilung* durch *Erwartungen* erklärt in dem Modell ohne Lag. Bei der Betrachtung der beobachteten Variablen fällt auf, dass die *Ifo-Geschäftserwartungen* ein hohes Gewicht von 0,99 und die *ZEW-Konjunkturerwartungen* nur ein mittleres Gewicht von 0,50 besitzen und damit die latente Variable *Erwartungen* vor allem durch die *Ifo-Geschäftserwartungen* gebildet wird. Beide beobachteten Variablen haben einen statistisch signifikanten Einfluss mit einem t-Wert von $2,59 > 2$. Die latente Variable *Beurteilung* wird dagegen mit fast identischen Gewichten von 0,93 bis 0,96 aus ihren drei beobachteten Variablen *Ifo-Geschäftsbeurteilung*, *ZEW-Economic Situation* und *Eurostat-ESI* gebildet, so dass ein vergleichbarer Einfluss angenommen werden muss, der deutlich statistisch signifikant ist mit hohen t-Werten von jeweils über 70.

Das nächste Modell nutzte nun als Dynamik eine Zeitverzögerung (Lag) von $p=4$ Monaten. Damit wird also gefragt, wie gut die *Erwartungen* vor t-4 Monaten die aktuellen *Beurteilungen* zum Zeitpunkt t im Durchschnitt erklären können. Die folgende Abbildung 9 verdeutlicht das neue Modell.

Abbildung 9: PLS-Modell mit Lag 4¹⁶

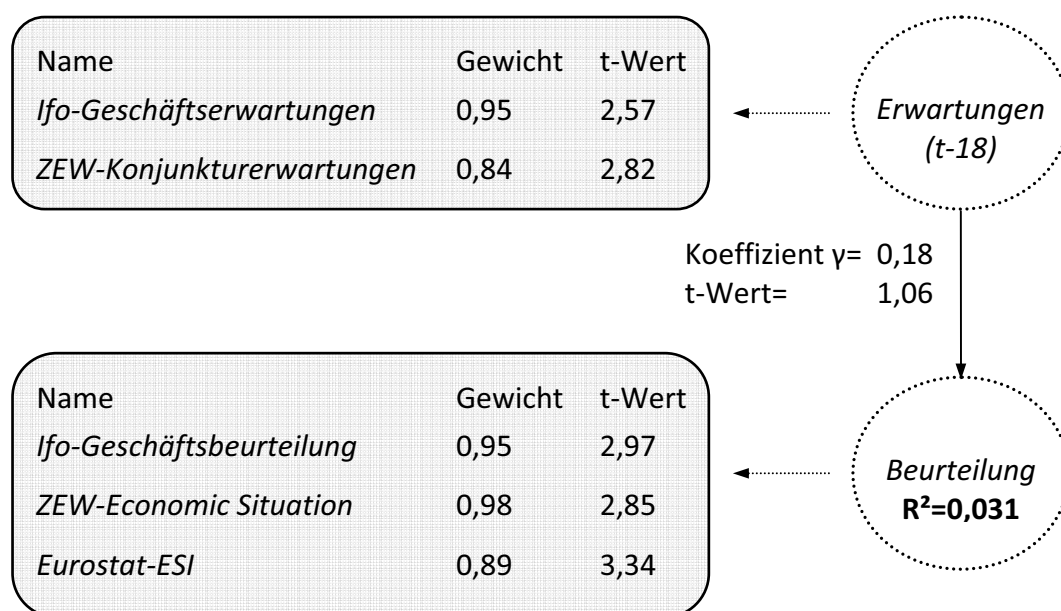


¹⁶ Eigene Grafik und Berechnung

Im Vergleich zum vorherigen Modell ist vor allem ein gesteigertes Bestimmtheitsmaß $R^2=0,533$ gegenüber 0,419 aus dem vorherigen Modell ohne Lag zu erkennen. Die nachfolgenden Untersuchungen zeigen hier bereits bei $p=4$ Monate die bestmögliche Anpassung aller Modelle, also das höchste R^2 , welches aber dennoch nur eine mittlere Anpassungsqualität bedeutet. Damit sind die Zukunftsprognosen optimal für einen Zeitraum von 4 Monaten. Die Befragung durch die Forschungsinstitute über die zukünftige Entwicklung ist auf einen Zeithorizont von sechs Monaten ausgelegt, so dass dieses Modellergebnis als realistisch eingeschätzt werden kann. Es ist ebenfalls zu erkennen, dass die beobachtete Variable *ZEW-Konjunkturerwartungen* nun ein höheres Gewicht von 0,69 gegenüber 0,50 aus dem vorherigen Modell erhält. Damit steigt auch der Erklärungsgehalt dieser Einzelzeitreihe des ZEW mit zunehmendem zeitlichen Lag, also weiterreichender zeitlicher Prognose.

Zum Vergleich der Modelle soll das Lag weiter hinausgeschoben werden auf $p=18$ Monate, damit erkennbar ist, ab welchem Zeitraum die Prognosen der *Erwartungen* völlig ihren Erklärungsgehalt verlieren.

Abbildung 10: PLS-Modell mit Lag 18¹⁷

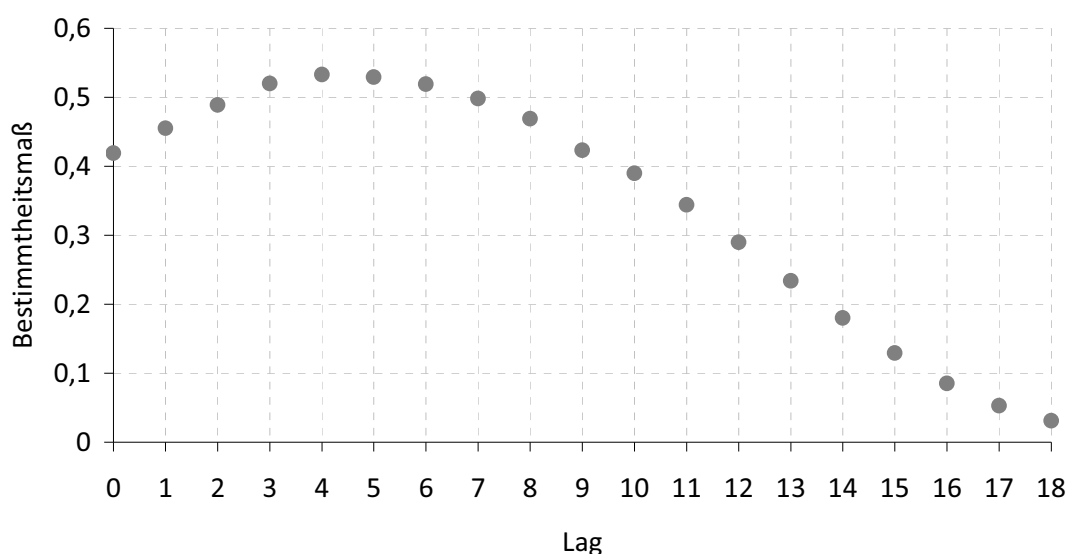


¹⁷ Eigene Grafik und Berechnung

Ab einer Verzögerung von 18 Monaten trat erstmals kein statistisch signifikanter Einfluss mehr auf, so dass man sagen kann, dass die befragten Unternehmer maximal 1,5 Jahre in die Zukunft schauen können. Das Bestimmtheitsmaß beträgt in diesem Modell nur noch 0,031. Der Erklärungsgehalt ist also sehr gering, vereinfacht gesprochen können lediglich 3% der Entwicklung der Variable *Beurteilung* durch die verzögerte Variable *Erwartungen (t-18)* erklärt werden. Der Koeffizient γ nimmt einen kleinen Zahlenwert von 0,18 an, welcher nicht signifikant von Null verschieden ist gemäß dem t-Wert von nur $1,06 < 2$. Damit ist der Einfluss der Größen für Lags von $p \geq 18$ unterhalb der statistischen Signifikanzgrenze angelangt.

Die gewonnenen Erkenntnisse der letzten 19 Modelle sollen in der folgenden Abbildung 11 zusammengefasst werden. Auf der Abszisse werden die 19 Lags von 0 bis 18 Monate abgetragen, auf der Ordinate die Bestimmtheitsmaße der jeweiligen Einzelmodelle.

Abbildung 11: Bestimmtheitsmaße bei gegebenem Lag¹⁸



Die entstehende „Kurve“ zeigt deutlich eine fließende Bewegung, wobei im Bereich von ungefähr drei bis sechs Monaten das Maximum der Bestimmtheitsmaße erreicht wird. Die Prognosekraft der *Erwartungen* ist also optimal für einen Bereich von etwa vier Monaten in die Zukunft. In diesem Zeithorizont liegt das Bestimmtheitsmaß R^2 geringfügig über 0,5 (entspricht einer Korrelation von

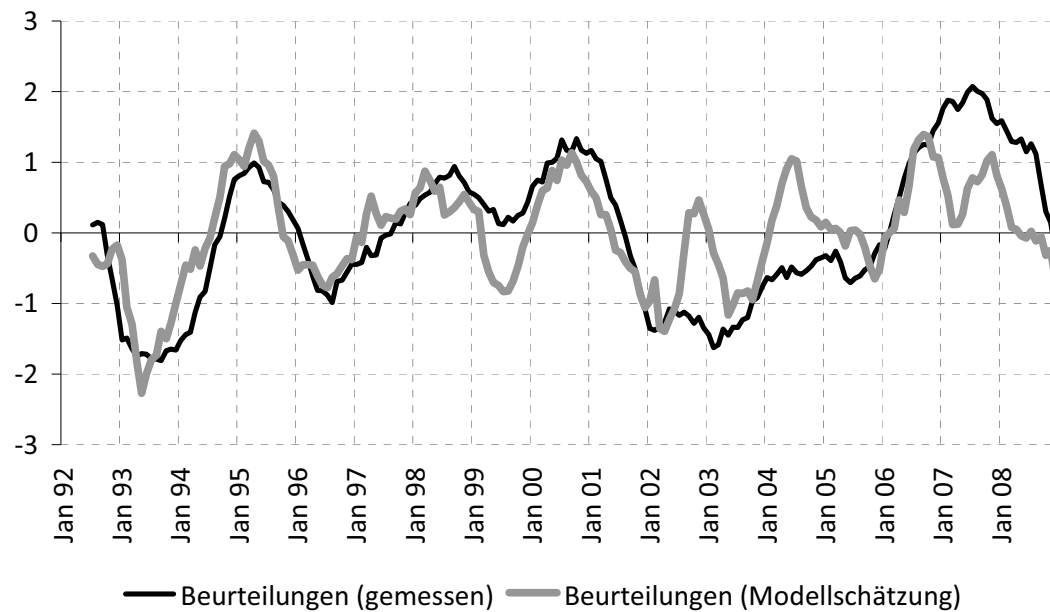
¹⁸ Eigene Grafik und Berechnungen

ungefähr 0,7), so dass hier ein sinnvoller Beitrag zur Zukunftsprognose geliefert werden kann. Für eine genauere Prognose könnten weitere Variable, wie Investitionen zur Erweiterung des Modells genutzt werden. Die Erfahrungen mit Konjunkturprognosen in der Bundesrepublik Deutschland bestätigen auch die Erkenntnis, dass sich zeitlich weiter entfernte Bewegungen immer ungenauer schätzen lassen. In den verwendeten Modellen ist ab 18 Monaten aufwärts keine sinnvolle Prognose mehr möglich. Insgesamt scheinen die Ergebnisse inhaltlich plausibel zu sein und entsprechen dem Erwarteten.

Allgemein sei angemerkt, dass der Koeffizient γ hier auch dem Wert der Korrelation r der zwei latenten Variablen entspricht, da die Daten standardisiert wurden. Das Bestimmtheitsmaß R^2 ist auch mathematisch das Quadrat der Korrelation r , so dass die erhaltenen Größen aus den Modellen leicht ineinander umgerechnet werden können. Die vorherige Grafik hätte also mit den Korrelationen statt den Bestimmtheitsmaßen einen qualitativ gleichen Verlauf mit gleichwertigen Ergebnissen ausgewiesen.

Der beste Modellfall mit einer Vorhersagezeit mit $p=4$ Monaten soll genauer untersucht werden. Gibt es im Zeitraum von 1992 bis 2008 Phasen in denen die Vorhersagen systematisch zu positiv oder zu negativ waren? Zum Vergleich werden die gemessenen Beurteilungen verglichen mit denen, die durch das Modell geschätzt wurden (fitted values). In der folgenden Abbildung 12 ist zu erkennen, dass die Modellschätzungen und die gemessenen Werte einen ähnlichen Verlauf nehmen, welches auch durch das Bestimmtheitsmaß von 0,53 bestätigt wird. Insbesondere nach 2002 sind jedoch längere Phasen der Fehlprognosen zu erkennen.

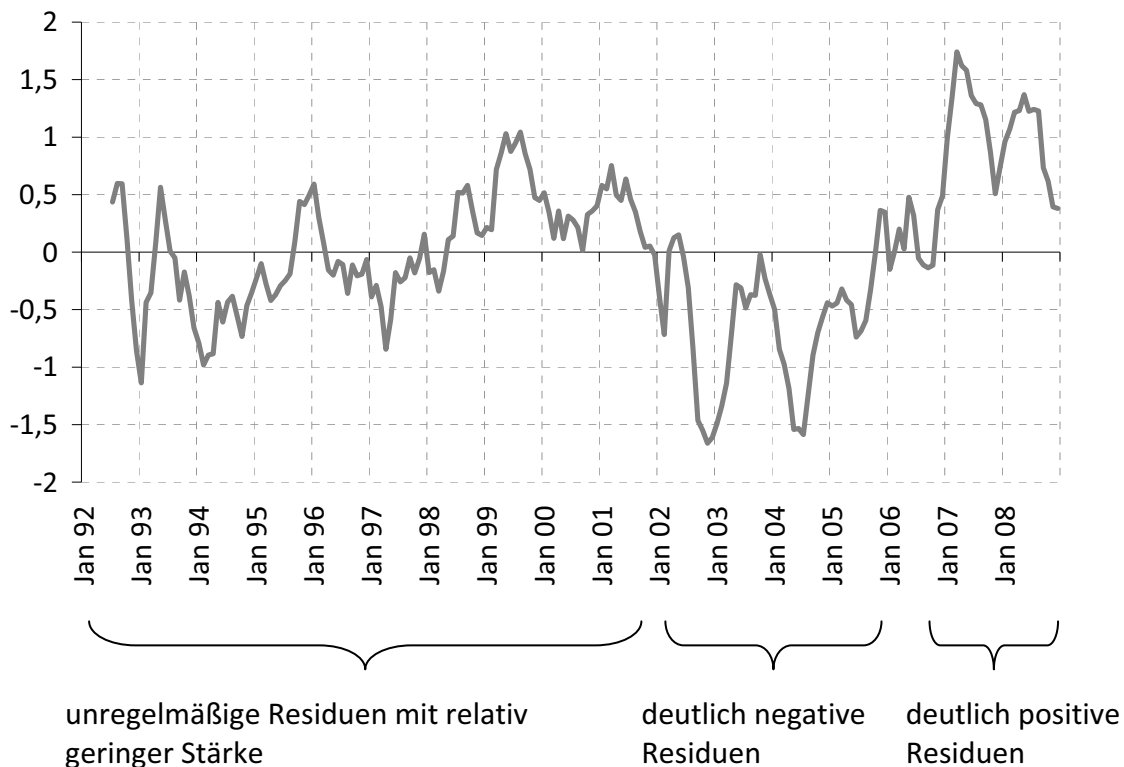
Abbildung 12: Schätzwerte des Modells vs. gemessene Werte ¹⁹



Für eine genauere Untersuchung sollen die Residuen des Modells untersucht werden. Sie sind definiert als Differenz der gemessene Werte und der Modellwerte für die Beurteilungen aus der vorherigen Abbildung. Positive Residuen bedeuten, dass die gemessenen Beurteilungen höher lagen als die Modellschätzungen es prognostizierte. Damit waren die Erwartungen zum Zeitpunkt $t-4$ und damit die Modellbeurteilungen zum Zeitpunkt t zu negativ im Verhältnis zu den tatsächlich eingetretenen Beurteilungen. Eine solche Phase der Fehlprognose kann also durch zu negative Erwartungen bzw. zu positive Beurteilungen 4 Monate später charakterisiert werden. Negative Residuen bedeuten umgekehrt, dass die gemessenen Beurteilungen niedriger lagen als die Modellschätzungen. Eine solche Phase der Fehlprognose wird durch zu positive Erwartungen bzw. zu negative Beurteilungen später verursacht. Die folgende Abbildung 13 zeigt den Verlauf der Residuen des vorherigen PLS-Modells mit einem Lag von 4.

¹⁹ Eigene Berechnung und Darstellung

Abbildung 13: Residuenanalyse²⁰



Die Darstellung der Residuen zeigt, dass die zeitliche Entwicklung grob in drei Phasen eingeteilt werden kann. In den ersten 10 Jahren von 1992 bis 2002 wechseln sich positive und negative Residuen ab mit relativ geringer und gleicher Streuung. Im späteren Verlauf ist eine Zunahme der Varianz, also Heteroskedastizität zu beobachten. Ab 2002 ergeben sich längere und ausgeprägte Phasen der Fehlprognose. Von ca. 2002 bis 2006 zeigen sich deutlich negative Residuen. Die gemessene wirtschaftliche Beurteilung lag damit deutlich unter den Modellprognosen. Als Ursache kommen zu positive Erwartungen der Vormonate in Frage, welche zu positive Modellbeurteilungen erzeugen, die durch die tatsächlich gemessenen Beurteilungen unterschritten werden. Diese Zeit kann also als ein übertriebener Zukunftsoptimismus gedeutet werden, der nicht durch die tatsächlich eintretenden Beurteilungen gedeckt wird. Ab dem Jahr 2006 ändert sich das Ergebnis deutlich, die Residuen des Modells wandeln sich ins Positive. In dieser Phase sind die Erwartungen der Vormonate zu negativ und erzeugen somit zu negative Beurteilungen, die durch die gemessenen Beurteilungen übertroffen

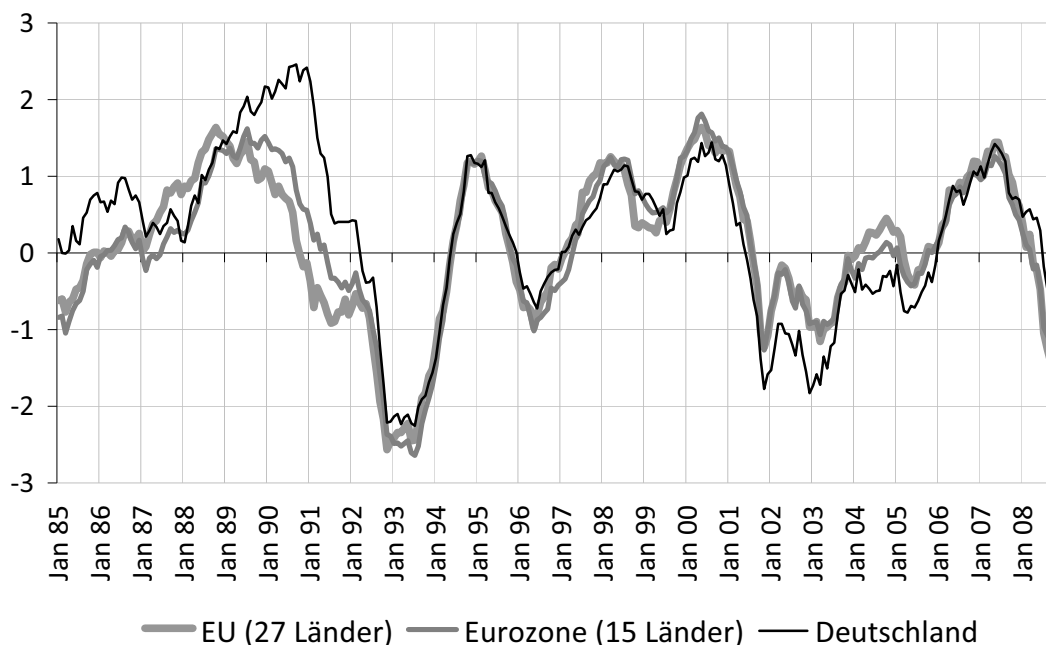
²⁰ Eigene Berechnung und Darstellung

werden. Die gesamte Zeitphase kann also als tendenziell zukunfts pessimistisch interpretiert werden. Aus den vorherigen Abbildungen 3 und 4 ist dies ebenfalls zu erkennen, nach dem Jahr 2006 fallen die Erwartungen deutlich schneller und stärker als die Beurteilungen. Die Zukunft wurde also systematisch negativer eingeschätzt, als die späteren Beurteilungen ergaben.

3.4 Internationaler Vergleich

Ein internationaler Vergleich kann mit den Daten des *Eurostat-Economic Sentiment Indicators* erfolgen, der auf harmonisierten Befragungen innerhalb der Europäischen Union basiert. Der Indikator umfasst mit Befragungen der Wirtschaft und der Verbraucher den breitesten Ansatz. Zum besseren Vergleich zur deutschen Situation sollen die Zeitreihen in ihrer vollen Länge ab 1985 genutzt werden. Die Abbildung 14 zeigt den zeitlichen Verlauf der wirtschaftlichen Beurteilung in den Ländern der EU, der Eurozone und Deutschland. Die Eurozone existiert erst formal seit der Einführung der gemeinsamen Währung, die Daten zu den Ländern sind aber länger verfügbar und so kann die Entwicklung der Länder der späteren Eurozone über die Jahre zurückverfolgt werden. Auch die heutige EU umfasste ursprünglich wesentlich weniger Mitgliedsstaaten und wurde bis 1993 als Europäische Gemeinschaft bezeichnet. Im Laufe der Jahre wuchs also die Grundgesamtheit der zu befragenden Länder.

Abbildung 14: Wirtschaftliche Beurteilungen in Deutschland, EU und Eurozone ²¹

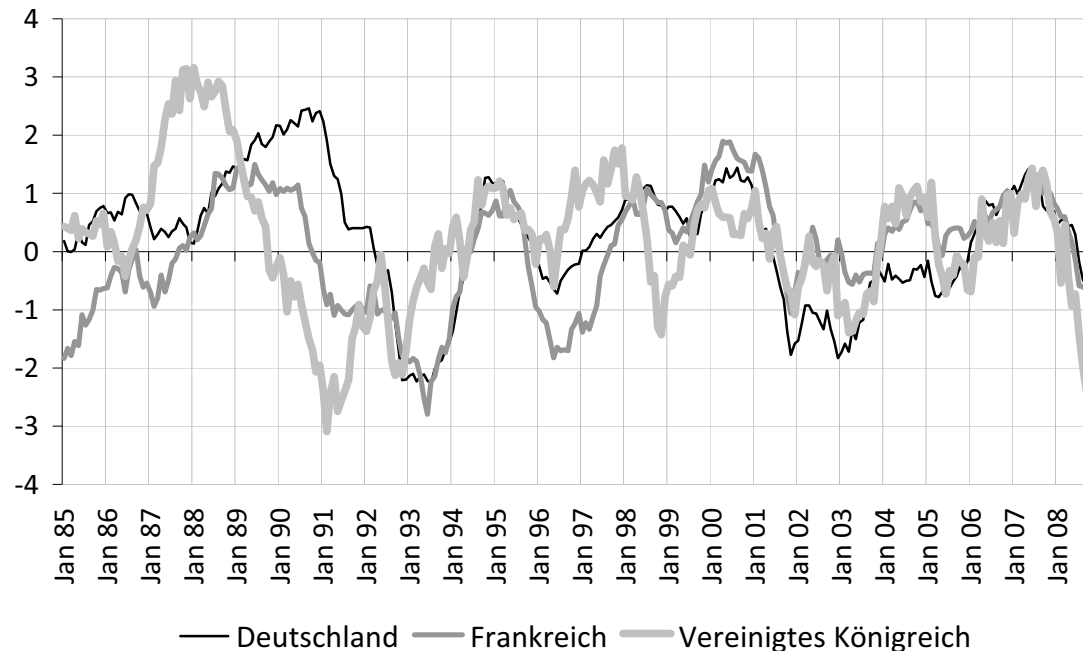


²¹ Eigene Grafik und Berechnungen. Daten von Eurostat.

In den ersten Jahren bis zur deutschen Wiedervereinigung 1990 ist bei den drei Reihen zwar ein Gleichlauf zu erkennen, dennoch gibt es im Detail Unterschiede. In Deutschland lag vor allem nach der Wiedervereinigung in den Jahren 1989 bis 1991 die Beurteilung deutlich über dem EU- und Eurozonenschnitt, welches für eine reale oder zumindest gefühlte Sonderentwicklung in dieser Zeit spricht. Die Phase der deutschen *Wiedervereinigungseuphorie* begann eigentlich bereits wesentlich früher ab dem Jahr 1987 im Einklang mit der europäischen Entwicklung. Nach der Phase eines gemeinsamen Abschwunges im Jahr 1993, der in der gesamten EU und Eurozone messbar war, bewegen sich die wirtschaftlichen Beurteilungen auf sehr ähnlichem Niveau mit einem ausgeprägten Gleichlauf mit hoher Korrelation. Die zunehmende Gleichmäßigkeit des Verlaufs kann ein Hinweis auf eine zunehmende Integration der Länder und Märkte sein, die sich insbesondere nach 1990 in einem enger verflochtenen europäischen Binnenmarkt befinden. Lediglich in den Abschwungsjahren 2001 bis 2003 sind die deutschen Beurteilungen negativer als die vergleichbaren Werte in der EU und Eurozone. Die spektakulären Ereignisse um den Zusammenbruch des Neuen Marktes in Deutschland können hierfür ein Grund sein. Die Korrelationen der Entwicklung mit Deutschland über den Gesamtzeitraum liegen bei sehr hohem 0,875 für die Eurozone und hohem 0,784 für die EU.

Die drei größten Volkswirtschaften der EU sind die Bundesrepublik Deutschland, das Vereinigte Königreich und Frankreich. Die folgende Abbildung 15 zeigt die Entwicklung der wirtschaftlichen Beurteilung in den drei Ländern von 1985 bis 2008. Der Verlauf zeigt hier einen deutlich geringeren Zusammenhang als in der vorherigen Betrachtung. Die Korrelation zu Deutschland beträgt mittlere 0,626 für Frankreich und geringe 0,215 für das Vereinigte Königreich. Aus der genauen Betrachtung des zeitlichen Verlaufes ist zu vermuten, dass in den späteren Jahren eine Angleichung der Niveaus und ein zunehmender Gleichlauf der *wirtschaftlichen Beurteilung* stattfindet.

Abbildung 15: Wirtschaftliche Beurteilungen in Deutschland, Frankreich und dem Vereinigten Königreich ²²



Die folgende Korrelationstabelle gibt Überblick für die Stärke der Zusammenhänge für die untersuchten Länder und überregionalen Institutionen im Zeitraum 01/85 bis 12/08. Deutschland und Frankreich scheinen im vergleichbaren Maße in die EU integriert zu sein, gemessen an der Entwicklung der wirtschaftlichen Beurteilung bei Korrelationen von ca. 0,78 bis 0,88. Das Vereinigte Königreich scheint dagegen deutlich unabhängiger vom Rest Europas zu sein, die Korrelationen betragen nur 0,40 gegenüber der Eurozone und 0,63 gegenüber der EU. Damit ist die Entwicklung im Vereinigten Königreich weniger zur Eurozone korreliert als zur gesamten Europäischen Union, welches auch eine Folge der Ablehnung der Gemeinschaftswährung Euro sein kann.

²² Eigene Grafik und Berechnungen. Daten von Eurostat.

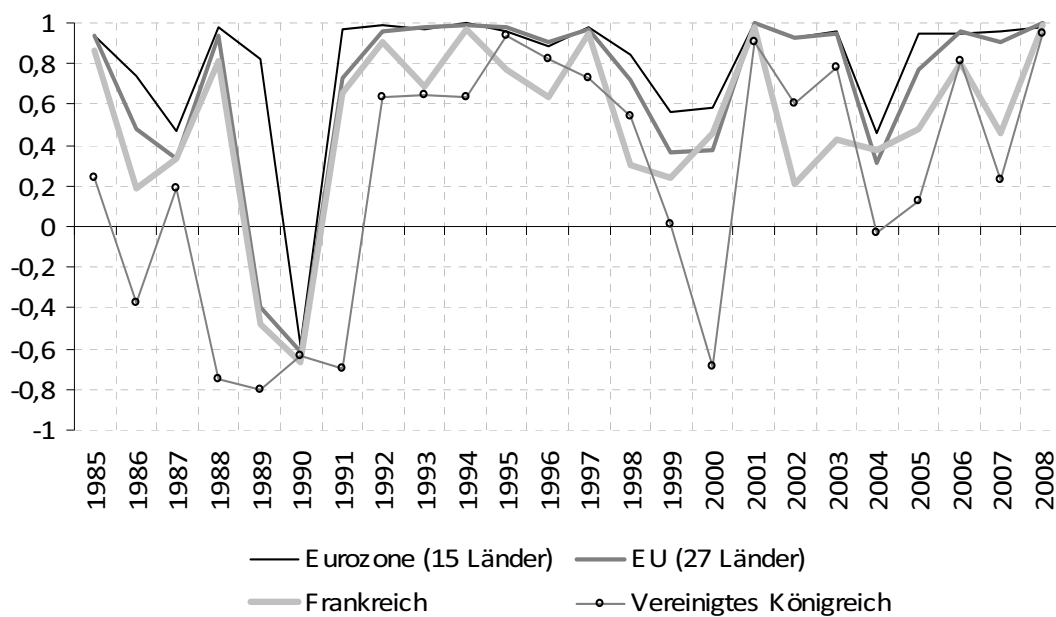
Korrelationen 1985-2008	Eurozone	EU27	Deutschland	Frankreich	Vereinigtes Königreich
Eurozone	1	0,960	0,875	0,882	0,402
EU27	0,960	1	0,784	0,869	0,629
Deutschland	0,875	0,784	1	0,626	0,215
Frankreich	0,882	0,869	0,626	1	0,368
V. Königreich	0,402	0,629	0,215	0,368	1

Die vorherigen Abbildungen haben bereits einen zunehmenden Gleichlauf der Zeitreihen in Europa angedeutet. Für eine genauere Untersuchung soll eine weitere Korrelationstabelle für den später beginnenden Zeitraum 01/1992 bis 12/2008 dienen. Zu erkennen ist, dass sich jeder der Einzelwerte der Korrelationen gegenüber der vorherigen Tabelle erhöht hat. Für Deutschland gilt, dass der Gleichlauf zur EU mit einer Korrelation von 0,919 oder zur Eurozone mit 0,936 im sehr hohen Bereich liegt und sich damit erhöht hat gegenüber der Gesamtperiode. Für Frankreich ist eine moderate und für das Vereinigte Königreich eine deutlichere Steigerung der Korrelationen zur Eurozone und EU zu beobachten. Insgesamt bleiben aber die Proportionen erhalten, die Entwicklungen der wirtschaftlichen Einschätzungen in Deutschland ist am höchsten korreliert zur EU und Eurozone, gefolgt von Frankreich und dem Vereinigten Königreich.

Korrelationen 1992-2008	Eurozone	EU	Deutschland	Frankreich	Vereinigtes Königreich
Eurozone	1	0,986	0,936	0,900	0,599
EU	0,986	1	0,919	0,885	0,710
Deutschland	0,936	0,919	1	0,770	0,556
Frankreich	0,900	0,885	0,770	1	0,447
V. Königreich	0,599	0,710	0,556	0,447	1

Der zeitliche Verlauf der Anpassungen soll nun genauer untersucht werden. Aus der vorherigen Analyse ist zu vermuten, dass in späteren Jahren der Gleichlauf zwischen den Größen tendenziell zunimmt. Als Methodik soll die Korrelation zwischen Deutschland und den vier Nationen bzw. Institutionen in den einzelnen Jahren von 1985 bis 2008 gebildet und deren Verlauf abgebildet werden.

Abbildung 16: Korrelationen der Beurteilungen im zeitlichen Verlauf²³



Zu erkennen sind unter anderem deutliche Abweichungen im Wiedervereinigungsjahr 1990 mit den angrenzenden Jahren 1989 und 1991. In diesem Zeitraum verlief die Entwicklung der Beurteilungen in Deutschland entgegengesetzt den Entwicklungen in der EU, Eurozone, Frankreich und dem Vereinigten Königreich. Bemerkenswert ist ebenfalls die stabile Phase des ausgeprägten Gleichverlaufs innerhalb der Jahre 1992 bis 1997. In den Jahren 1998 bis 2000 geht diese Stabilität zu einem Teil wieder verloren, da sich die Korrelation deutlich absenkt bzw. in den negativen Bereich gerät für den Vergleich mit dem Vereinigten Königreich. In den Jahren nach 2001 ergibt sich kein einheitliches Bild, auch wenn die Korrelationen überwiegend im positiven Bereich verlaufen. Im Krisenjahr 2008 zeigt sich im Abwärtstrend ein hoher Gleichlauf aller beteiligter europäischer Länder und

²³ Eigene Grafik und Berechnungen. Daten von Eurostat.

Institutionen. Über die gesamte Zeit betrachtet ist die Entwicklung in Deutschland und dem Vereinigten Königreich am geringsten korreliert, wiederholt treten hier gegenläufige Entwicklungen auf. Eine generelle Aussage, dass sich die wirtschaftliche Beurteilung in den untersuchten Gebieten im zeitlichen Verlauf angleicht, kann nicht unterstützt werden. Insbesondere historische Sonderentwicklungen, wie die deutsche Wiedervereinigung oder der New Economy Boom /Crash führten zu deutlich unterschiedlichen Beurteilungen in den betrachteten Regionen. Die beginnende Finanzkrise im Jahr 2008 ist ein historischer Sonderfall, da die Auswirkungen offensichtlich in allen Regionen im vergleichbaren Ausmaß negativ beurteilt werden.

4. Zusammenfassung

In dieser Arbeit wurde die Entwicklung der Stimmungen und Erwartungen in der deutschen Wirtschaft untersucht. Es wurden zunächst die beiden statistischen Verfahren Hauptkomponentenanalyse und Partial Least Squares vorgestellt. In beiden Verfahren können beobachtete Variable auf eine geringere Zahl an latenten Variablen reduziert werden. PLS ermöglicht zudem, lineare Regressionen zwischen den latenten Größen durchzuführen.

Die in der Arbeit verwendeten fünf Zeitreihen *Ifo-Geschäftsbeurteilung*, *Ifo-Geschäftserwartung*, *ZEW-Economic Situation*, *ZEW-Konjunkturerwartungen* und *Eurostat-Economic Situation Indicator* basieren auf monatlichen Befragungen von gewerblichen Unternehmen und Finanzdienstleistern, durchgeführt vom Ifo-Institut, dem Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung ZEW und Eurostat für den Zeitraum 01/92 bis 12/08.

In der graphischen Analyse sind bei der Entwicklung der Größen deutlich zu Grunde liegende reale Ereignisse zu beobachten, wie der New Economy Boom /Crash 2000 oder der Konjunkturabschwung mit der Finanzkrise im Jahr 2008. Mit Hilfe einer Hauptkomponentenanalyse wurde untersucht, wie gut sich die jeweiligen Größen durch zwei Hauptkomponenten *aktuelle Beurteilungen* und *zukünftige Erwartungen* zusammenfassen lassen. Dabei wurde festgestellt, dass sich die drei Größen *Ifo-Geschäftsbeurteilung*, *ZEW-Economic Situation* und *Eurostat-ESI*, die eine aktuelle Beurteilung messen, sehr gut auf eine einzelne Hauptkomponente reduzieren lassen. Die beiden Größen *Ifo-Geschäftserwartung* und *ZEW-Konjunkturerwartungen*, die die zukünftigen Erwartungen messen, lassen sich mit wenigen Einschränkungen gut zusammenfassen. Zwischen den beiden Hauptkomponenten und ihren Teilgrößen bestehen positive Abhängigkeiten mittlerer Stärke, die zukünftigen Erwartungen sind also nicht unabhängig von den aktuellen Beurteilungen.

Die Prognosekraft der Erwartungen auf die Beurteilungen zu einem späteren Zeitpunkt wurde mit Hilfe von Partial-Least-Squares-Modellen untersucht. Dabei konnte eine bestmögliche Vorhersage für 4 Monate in die Zukunft mit einem

Bestimmtheitsmaß von 0,53 ermittelt werden. Für kürzere oder längere Zeitabstände nimmt die Prognosekraft ab. Für Prognosezeiträume von 18 Monaten oder mehr ist keine signifikante Erklärungskraft festzustellen. Die *Ifo-Geschäftserwartungen* waren in den Modellen deutlich besser für die Prognose geeignet, wobei mit zunehmenden Zeithorizont (Lag) die *ZEW-Konjunkturerwartungen* diesen Nachteil etwas aufholen konnten. Die ersten zehn Jahre von 1992 bis 2002 waren durch abwechselnde Fehlprognosen mit zu positiven und zu negativen Erwartungen charakterisiert, allerdings mit relativ geringer Stärke. Von ca. 2002 bis 2006 ergab sich eine deutlichere Phase der Fehlprognose in Form eines Zukunftsoptimismus, in dem die Erwartungen systematisch positivere Ergebnisse prognostizierten als später tatsächlich eintraten. Ab dem Jahr 2006 ändert sich dies in einen ausgeprägten Zukunftspessimismus, in dem die Erwartungen zu negativ sind, gemessen an den tatsächlichen, späteren Beurteilungen.

In einem internationalen Vergleich wurde die Entwicklung der wirtschaftlichen Beurteilungen in Deutschland verglichen mit den Entwicklungen in Frankreich, dem Vereinigten Königreich, der Eurozone und der Europäischen Union für die Jahre 1985 bis 2008. Nach der deutschen Wiedervereinigung im Rahmen der fortschreitenden europäischen Integration sind verstärkte Gleichläufe zu erkennen, insbesondere im Vergleich Deutschland zum Euroraum, zur EU und in geringerer Form zu Frankreich. Die größten Abweichungen sind zum Vereinigten Königreich erkennbar, in den Jahren der Deutschen Wiedervereinigung und des New Economy Booms /Crash erfolgte sogar eine gegenläufige Entwicklung der wirtschaftlichen Einschätzung. Es zeigt sich, dass neben Phasen des starken europäischen Gleichlaufs, etwa 1992 bis 1997 vor allem diese historischen Sonderentwicklungen der Länder eine Divergenz der Entwicklung bewirken. Die aktuelle Finanzkrise 2008 führte dagegen zu einem gleichzeitigen, europaweiten Abschwung.

5. Literatur

Abdi, H.: *Partial Least Squares Regression*, Dallas 2007

Bollen, A.: *Multiple Indicators: Internal Consistency or No Necessary Relationship?*

In: *Quality and Quantity*, Vol. 18, No. 4, 1984

Bollen, A.: *Structural Equations with Latent Variable*, New York, 1989

Bollen /Lennox: *Conventional wisdom on measurement: a structural equation perspective*, in *Psychological Bulletin*, Volume 110, 1991

Chin, W.: *Issues and Opinion on Structural Equation Modeling.*, Management Information Systems Quarterly, Volume 22, Number 1 March 1998

Eberl, M.: *Formative und reflektive Indikatoren im Forschungsprozess: Entscheidungsregeln und die Dominanz des reflektiven Modells*, Ludwig-Maximilian-Universität, Heft 19/2004

Eggert, A /Fassott, G.: *Zur Verwendung formativer und reflektiver Indikatoren in Strukturgleichungsmodellen – Ergebnisse einer Meta-analyse und Anwendungsempfehlungen*. Working Paper VHB-Pfingsttagung, Zürich 2003

Hotelling, H.: *Analysis of a complex of statistical variables into principal components* in *J. Educational Psychology* 27, 1933

Jarvis, C. B. /Mackenzie u.a.: *A critical review of construct indicators and measurement model misspecification in marketing and consumer research*. in *Journal of Consumer Research*, Volume 30, 2003

Jen-Ruei Fu.: *Software Visual-PLS*, National Central University in Taiwan, 2007

- Jöreskog: *Simultaneous factor analysis in several populations*. in Psychometrika, 36(4), 1971
- Lohmöller, J.B.: *Latent Variable Path Modeling with Partial Least Squares*, New York: Springer-Verlag, 1989
- Pearson, K: *On lines and planes of closest fit to a system of points in space*, The London, Edinburgh, and Dublin Philosophical Magazine and Journal of Science, series 6, 1901
- Ringle, C.M.: *Gütemaße für den PLS Ansatz zur Bestimmung von Kausalmodellen*, Hamburg, 2004
- Ringle, C.M. /Wende, S. /Will, S.: *Software SmartPLS 2.0 (M3) Beta*, Hamburg 2005
- Rönz, B. /Strohe, H.G.: *Lexikon Statistik*, Wiesbaden 1994
- Strohe H.G. /Geppert, F.: *DPLS – Algorithmus und Computerprogramm für dynamische Partial Least Squares Modelle* in Statistische Diskussionsbeiträge 7, Universität Potsdam 2000
- Strohe, H.G.: *Dynamic Latent Variables Path Models – An Alternative PLS Estimation* in Statistische Diskussionsbeiträge 1, Universität Potsdam 1995
- Strohe, H.G.: *Partial Least Squares Approach to Estimating Dynamic Path Models in Classification, Data Analysis and Data Highways*, Springer, 1997
- Wold, Herman: *Nonlinear Estimation by Iterative Least Squares Procedures* in: David, F. N. (Hrsg.), *Festschrift for J. Neyman: Research Papers in Statistics*, London 1966

Wold, Herman: *Path Models with Latent Variables: The NIPALS Approach in Quantitative Sociology*: International Perspectives on Mathematical and Statistical Modeling, Academic Press, New York 1975

Wold, Herman: *Partial Least Squares* in Samuel Kotz and Norman L. Johnson, eds., Encyclopedia of Statistical Sciences, Vol. 6, New York, 1985.

UNIVERSITÄT POTSDAM
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Herausgeber: Hans Gerhard Strohe
ISSN 0949-068X

- | | | |
|--------|------|---|
| Nr. 1 | 1995 | Strohe, Hans Gerhard: Dynamic Latent Variables Path Models
- An Alternative PLS Estimation - |
| Nr. 2 | 1996 | Kempe, Wolfram. Das Arbeitsangebot verheirateter Frauen in den neuen
und alten Bundesländern
- Eine semiparametrische Regressionsanalyse - |
| Nr. 3 | 1996 | Strohe, Hans Gerhard: Statistik im DDR-Wirtschaftsstudium zwischen
Ideologie und Wissenschaft |
| Nr. 4 | 1996 | Berger, Ursula: Die Landwirtschaft in den drei neuen EU-Mitglieds-
staaten Finnland, Schweden und Österreich
- Ein statistischer Überblick - |
| Nr. 5 | 1996 | Betzin, Jörg: Ein korrespondenzanalytischer Ansatz für Pfadmodelle mit
kategorialen Daten |
| Nr. 6 | 1996 | Berger, Ursula: Die Methoden der EU zur Messung der Einkommens-
situation in der Landwirtschaft
- Am Beispiel der Bundesrepublik Deutschland - |
| Nr. 7 | 1997 | Strohe, Hans Gerhard / Geppert, Frank: Algorithmus und Computer-
programm für dynamische Partial Least Squares Modelle |
| Nr. 8 | 1997 | Rambert, Laurence / Strohe, Hans Gerhard: Statistische Darstellung
transformationsbedingter Veränderungen der Wirtschafts- und
Be-schäftigungsstruktur in Ostdeutschland |
| Nr. 9 | 1997 | Faber, Cathleen: Die Statistik der Verbraucherpreise in Rußland
- Am Beispiel der Erhebung für die Stadt St. Petersburg - |
| Nr. 10 | 1998 | Nosova, Olga: The Attractiveness of Foreign Direct Investment in Russia
and Ukraine - A Statistical Analysis |
| Nr. 11 | 1999 | Gelaschwili, Simon: Anwendung der Spieltheorie bei der Prognose von
Marktprozessen |
| Nr. 12 | 1999 | Strohe, Hans Gerhard / Faber, Cathleen: Statistik der Transformation -
Transformation der Statistik. Preisstatistik in Ostdeutschland und
Rußland |
| Nr. 13 | 1999 | Müller, Claus: Kleine und mittelgroße Unternehmen in einer hoch
konzentrierten Branche am Beispiel der Elektrotechnik. Eine
statistische Langzeitanalyse der Gewerbezahlungen seit 1882 |
| Nr. 14 | 1999 | Faber, Cathleen: The Measurement and Development of Georgian
Consumer Prices |
| Nr. 15 | 1999 | Geppert, Frank / Hübner, Roland: Korrelation oder Kointegration
- Eignung für Portfoliostrategien am Beispiel verbriefter
Immobilienanlagen - |
| Nr. 16 | 2000 | Achsani, Noer Azam / Strohe, Hans Gerhard: Statistischer Überblick
über die indonesische Wirtschaft |
| Nr. 17 | 2000 | Bartels, Knut: Testen der Spezifikation von multinomialen Logit-
Modellen |

UNIVERSITÄT POTSDAM
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Herausgeber: Hans Gerhard Strohe
ISSN 0949-068X

- Nr. 18 2002 Achsani, Noer Azam / Strohe, Hans Gerhard: Dynamische Zusammenhänge zwischen den Kapitalmärkten der Region Pazifisches Becken vor und nach der Asiatischen Krise 1997
- Nr. 19 2002 Nosova, Olga: Modellierung der ausländischen Investitionstätigkeit in der Ukraine
- Nr. 20 2003 Gelaschwili, Simon / Kurtanidse, Zurab: Statistische Analyse des Handels zwischen Georgien und Deutschland
- Nr. 21 2004 Nastansky, Andreas: Kurz- und langfristiger statistischer Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung: Analyse einer kointegrierenden Beziehung
- Nr. 22 2006 Kauffmann, Albrecht / Nastansky, Andreas: Ein kubischer Spline zur temporalen Disaggregation von Stromgrößen und seine Anwendbarkeit auf Immobilienindizes
- Nr. 23 2006 Mangelsdorf, Stefan: Empirische Analyse der Investitions- und Exportentwicklung des Verarbeitenden Gewerbes in Berlin und Brandenburg
- Nr. 24 2006 Reilich, Julia: Return to Schooling in Germany
- Nr. 25 2006 Nosova, Olga / Bartels, Knut: Statistical Analysis of the Corporate Governance System in the Ukraine: Problems and Development Perspectives
- Nr. 26 2007 Gelaschwili, Simon: Einführung in die Statistische Modellierung und Prognose
- Nr. 27 2007 Nastansky, Andreas: Modellierung und Schätzung von Vermögens-effekten im Konsum
- Nr. 28 2008 Nastansky, Andreas: Schätzung vermögenspreisinduzierter Investitionseffekte in Deutschland
- Nr. 29 2008 Ruge, Marcus / Strohe, Hans Gerhard: Analyse von Erwartungen in der Volkswirtschaft mit Partial-Least-Squares-Modellen
- Nr. 30 2009 Newiak, Monique: Prüfungsurteile mit Dollar Unit Sampling
– Ein Vergleich von Fehlerschätzmethoden für Zwecke der Wirtschaftsprüfung: Praxis, Theorie, Simulation -
- Nr. 31 2009 Ruge, Marcus: Modellierung von Stimmungen und Erwartungen in der deutschen Wirtschaft

Bezugsquelle Universität Potsdam
Lehrstuhl für Statistik und Ökonometrie der
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät
Postfach 90 03 27, D-15539 Potsdam
Tel. (+49 331) 977-32 25 Fax. (+49 331) 977-32 10