

Roland Döhrn

Die Mautstatistik: Keine „Wunderwaffe“ für die Konjunkturanalyse

Die seit der Einführung der Lkw-Maut geführte Mautstatistik wird als Konjunkturindikator diskutiert. Die Daten müssten für eine Konjunkturprognose gute Dienste leisten, weil sie kurzfristig zu ermitteln sind und einen offensichtlichen Zusammenhang mit der Konjunktur haben. Der Vergleich mit bereits verwendeten Frühindikatoren führt jedoch zu ernüchternden Ergebnissen.

Kurzfristig verfügbare Indikatoren bilden eine wesentliche Voraussetzung für treffsichere Konjunkturprognosen. Deshalb ist die seit der Einführung der Lkw-Maut in Deutschland erhobene Mautstatistik trotz der Kürze der zur Verfügung stehenden Zeitreihen bereits auf das Interesse von Konjunkturanalysten gestoßen. Während die Deutsche Bundesbank¹ ihre Eignung für Prognosen mangels einer Überprüfung der Stabilität des entsprechenden Zusammenhangs noch zurückhaltend beurteilt, sind Askitas und Zimmermann² hinsichtlich ihrer prognostischen Qualitäten recht euphorisch.

Die grundsätzliche Eignung als Konjunkturindikator

Mautdaten sind prinzipiell gut als Konjunkturindikator geeignet.³ Sie werden vergleichsweise früh veröffentlicht, in der Regel 15 Arbeitstage nach Ablauf des Monats, über den sie berichten. Zudem sind sie wenig revisionsanfällig.⁴ Schließlich stehen sie in einem engen sachlichen Zusammenhang mit der Konjunktur: Viele wirtschaftliche Aktivitäten sind mit Transportleistungen verbunden, etwa die Beschaffung von Rohstoffen, Teilleistungen zwischen Fabrikationsstätten von Unternehmen oder Lieferungen an Händler und Endabnehmer. Daher ist eine hohe Korrelation mit der später gemessenen Industrieproduktion zu erwarten. Dies mag sogar für die wirtschaftliche Aktivität in einem breiteren Branchenspektrum gelten, da Transporte auch im Zusammenhang mit den Aktivitäten des Groß- und Einzelhandels und natürlich des Verkehrsgewerbes stehen.

Allerdings bedeutet diese breite Abdeckung zugleich, dass a priori unklar ist, ob es sich bei den Daten um einen vorlaufenden, einen gleichlaufenden oder einen nachlaufenden Indikator handelt. Für einen Vorlauf spricht, dass viele Transporte der Beschaffung von Vorprodukten dienen. Ein Nachlauf wäre dann zu erwarten, wenn die Mautfahrten insbesondere die Distribution von Endprodukten betreffen. Aus diesen Gründen könnte sogar der zeitliche Zusammenhang der Mautdaten mit der Konjunktur je nach Position im Konjunkturzyklus unterschiedlich sein.

Darüber sind weitere Faktoren zu beachten, die die Stabilität des Zusammenhangs zwischen Mautdaten und der Konjunktur beeinträchtigen können:

1. Es ergeben sich von Zeit zu Zeit Störungen aufgrund von Witterungsverhältnissen oder kurzfristig erforderlichen Änderungen bei der Wahl der Transportmittel. So kann der Verkehr durch extreme Wetterbedingungen wie Eis und Schnee kurzfristig zum Erliegen kommen. Auch können Beeinträchtigungen des Bahnverkehrs zu einer kurzfristigen Verlagerung von der Schiene auf die Straße führen. Solche Ereignisse können die konjunkturelle Tendenz überlagern.
2. Es ergeben sich auch langfristige Veränderungen des Zusammenhangs, wenn durch den Ausbau des Autobahnnetzes, oder – wie unlängst vom Deutschen Bundestag beschlossen – die Ausdehnung der Mautpflicht auf weitere Abschnitte von Bundesstraßen ein größerer Teil der Transporte mautpflichtig wird.⁵

1 Deutsche Bundesbank: Zum Informationsgehalt der Mautstatistik für die Wirtschaftsanalyse, in: Monatsberichte, 62. Jg. (2010), H. 6, S. 66-67.
 2 N. Askitas, K. F. Zimmermann: Nowcasting Business Cycles Using Toll Data, IZA Discussion Paper 5522, Bonn 2011.
 3 Zu den Anforderungen an Konjunkturindikatoren vgl. G. Nerb: Aussagefähigkeit ausgewählter Indikatoren an konjunkturellen Wendepunkten, in: K. H. Oppenländer (Hrsg.): Konjunkturindikatoren, München 1996, S. 317-358, hier S. 321.
 4 Mit Veröffentlichung eines neuen Monatswertes werden geringfügig veränderte Angaben für den entsprechenden Vorjahresmonat ausgewiesen.

5 Am 12.7.2011 beschloss der Deutsche Bundestag das „Gesetz zur Neuregelung mautrechtlicher Vorschriften für Bundesfernstraßen“, das die Ausdehnung der Mautpflicht auf vierspurige Bundesstraßen von mindestens 4 km Länge mit direkter Anbindung an Autobahnen regelt. Vgl. Deutscher Bundestag: Entwurf eines Gesetzes zur Neuregelung mautrechtlicher Vorschriften für Bundesfernstraßen, Drucksache 17/4979.

Prof. Dr. Roland Döhrn ist Leiter des Kompetenzbereichs „Wachstum und Konjunktur“ im Rheinisch-Westfälischen Institut für Wirtschaftsforschung in Essen.

3. Es ist mit Ausweichreaktionen der Mautpflichtigen zu rechnen: Zum einen könnten sie auf Fahrzeuge mit einem Gesamtgewicht unter 12t ausweichen, um der Mautpflicht zu entgehen, wofür es nach Askitas und Zimmermann⁶ Anzeichen gibt. Zum anderen könnten sie vermehrt nicht-mautpflichtige Straßen nutzen. Die Opportunitätskosten der Mautvermeidung dürften bei schwacher Kapazitätsauslastung geringer sein als bei hoher.

Ob dies ernst zu nehmende Einwände gegen Mautdaten als Konjunkturindikator sind, wird sich erst mit der Zeit zeigen.

Praktische Probleme kurzer Zeitreihen

Der schwerwiegendste Einwand gegen die Verwendung der Mautstatistik für die Konjunkturanalyse ist gegenwärtig, dass der nur kurze Zeitraum, seitdem die Daten zur Verfügung stehen, es noch nicht zulässt, den Zusammenhang mit der Konjunktur präzise zu schätzen und dessen Stabilität zu überprüfen. Dieser Einwand wiegt umso schwerer, als für Konjunkturanalysen saisonbereinigte Daten von Interesse sind, da sie konjunkturelle Wendepunkte früher erkennen lassen. Die Bereinigung von Zeitreihen um saisonale Effekte verlangt längere Beobachtungszeiträume.

Die Mautstatistik wird von der Bundesanstalt für Güterverkehr (BAG) seit 2008 veröffentlicht. Weil Vergleichswerte für das Vorjahr auch ausgewiesen wurden, liegt eine Zeitreihe ab Januar 2007 vor.⁷ Der Beobachtungszeitraum beträgt somit gegenwärtig etwas mehr als vier Jahre und liegt damit an der unteren Grenze der Zeitreihenlänge, für die eine Saisonbereinigung technisch überhaupt möglich ist. Daher sind die geschätzten Saisonfaktoren noch wenig präzise und schwanken stark mit einer Verlängerung des Schätzzeitraums um nur wenige Beobachtungen.

Werden statt saisonbereinigter Vormonatsvergleiche Vorjahresveränderungen betrachtet, entstehen neue Probleme der statistischen Interferenz. So scheint die Korrelation zwischen den Vorjahresraten von Industrieproduktion und

Mautdaten deutlich enger und im Zeitverlauf robuster zu sein als die saisonbereinigter Vormonatsraten.⁸ Allerdings überzeichnen die Vorjahresraten gegenwärtig vermutlich die Stärke des Zusammenhangs. In den ohnehin kurzen Stützbereich fällt nämlich die durch die Finanzkrise ausgelöste tiefe Rezession, die alle Aktivitäts- und Stimmungsindikatoren insbesondere für das Verarbeitende Gewerbe nahezu simultan auf Talfahrt schickte. Dadurch erhöht sich die Korrelation zwischen den Indikatoren deutlich, ohne dass sich daraus schließen lässt, dass der Zusammenhang in „normalen“ konjunkturellen Zeiten ähnlich ausgeprägt ist.

Ähnliche Vorbehalte gelten auch gegen die saisonbereinigten Daten. Ihren tiefsten Einbruch erlebte die Industrie im Januar und im Februar 2009, also in Monaten, in denen die Transportaktivitäten aus saisonalen Gründen im Jahresverlauf ohnehin am geringsten sind. Somit hat der scharfe Konjunkturreinbruch das Saisonmuster stark überlagert, so dass mit verzerrten Schätzungen der saisonalen Effekte zu rechnen ist. Wie weit dies die Eignung als Konjunkturindikator einschränkt, soll im Folgenden untersucht werden.

Saisonbereinigte Mautdaten: eine erste Schätzung

In der Mautstatistik werden vier Kennziffern erhoben, die in einem direkten Zusammenhang mit der wirtschaftlichen Aktivität stehen dürften:

- Die Fahrleistungen, also die von den Mautfahrzeugen auf den mautpflichtigen Straßen insgesamt zurückgelegten Kilometer,
- die Zahl der Mautfahrten,
- die Zahl der einfahrenden Grenzübertritte und
- die Zahl der ausfahrenden Grenzübertritte.

Von diesen Daten weisen die Fahrleistungen, gemessen an Korrelationskoeffizienten, aber auch nach ökonomischen Analysen den engsten Zusammenhang mit der Wirtschaftsaktivität auf.⁹ Daher konzentrieren sich die nachfolgenden Ausführungen auf die Fahrleistungen. Die Variation der Fahrleistungen von Monat zu Monat wird, außer durch den saisonalen Verlauf der wirtschaftlichen Aktivität in er-

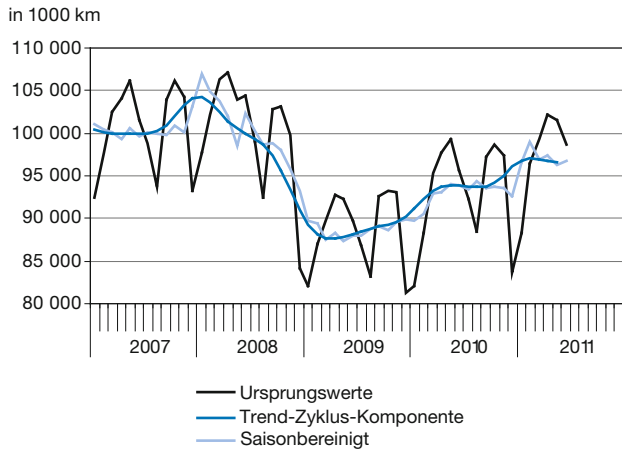
⁸ So das Vorgehen bei N. Askitas, K.F. Zimmermann, a.a.O.

⁹ Auf den ersten Blick überrascht es, dass die Vormonatsveränderungen der saisonbereinigten Reihen bei den Fahrleistungen in km mit 0,45 eine deutlich höhere Korrelation mit der Industrieproduktion aufweisen als die Zahl der Fahrten (0,30). Vielmehr wäre zu erwarten, dass die Zahl der Transporte enger mit der wirtschaftlichen Aktivität zusammenhängt als die Länge der Transportwege. Dass das Umgekehrte beobachtet wird, dürfte damit zusammenhängen, dass die Zahl der Mautfahrten auch von der Wahl der Fahrstrecken und der Zahl der Zwischenstopps abhängt. Mit dem Verlassen mautpflichtiger Straßen endet nämlich eine Mautfahrt und mit dem Wiederauffahren beginnt eine neue. Vgl. BAG: Mautstatistik, Methodische Erläuterungen, Köln, Stand: März 2010.

⁶ N. Askitas, K. F. Zimmermann, a.a.O., S. 5.

⁷ Bundesamt für Güterverkehr (BAG): Mautstatistik, Köln, laufende Jahre.

Abbildung 1
Fahrleistungen der Mautfahrzeuge je Normarbeitstag



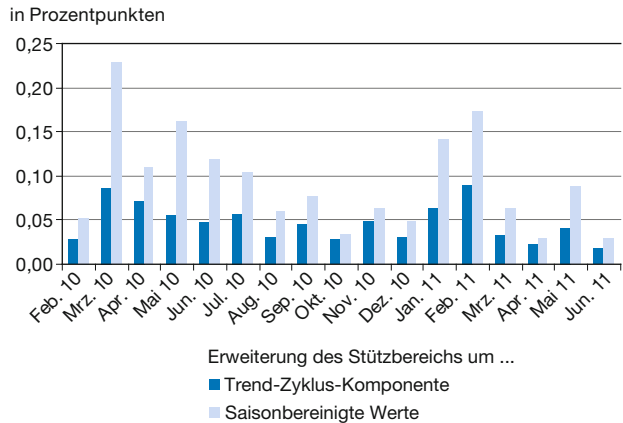
Quelle: Eigene Berechnungen nach Angaben des Bundesamtes für Güterverkehr.

heblichem Maße durch Kalendereffekte beeinflusst. So gilt an Sonn- und Feiertagen – wenn auch mit Ausnahmen – von 0:00 bis 22:00 Uhr ein gesetzliches Fahrverbot für Lkw über 7,5t. Zudem arbeiten viele Versender oder Empfänger von Transporten an Wochenenden nicht, so dass keine Güter aufgenommen oder abgeliefert werden können. Aus diesen Gründen erreicht nach Berechnungen der BAG die Fahrleistung an Samstagen im Durchschnitt nur 30% des Wertes eines normalen Werktages und an Sonn- und Feiertagen nur 11%.

Ausgehend von diesen Angaben wurden die Daten im ersten Schritt arbeitstäglich bereinigt. Dazu wurden pro Monat „Normarbeitstage“ berechnet, die sich aus der Zahl der Werktage, der Zahl der Samstage gewichtet mit dem Faktor 0,3 und der Zahl der Sonn- und Feiertage gewichtet mit dem Faktor 0,11 ergeben. Dann wurde die monatliche Fahrleistung je Normarbeitstag errechnet, die als arbeitstäglich bereinigte Fahrleistung interpretiert werden kann. Diese Reihe wurde im zweiten Schritt ohne Verwendung weiterer Arbeitstagefaktoren mit dem CENSUS-X12-Arima-Verfahren saisonbereinigt.

Abbildung 1 zeigt die beobachtete und die saisonbereinigte Reihe der Fahrleistungen je Tag. Sie verdeutlicht, dass die Transportaktivitäten im Dezember und Januar sowie während der Feriensaison im August besonders gering sind. Die höchsten Werte im Jahresverlauf werden jeweils in den Monaten Mai und September beobachtet. Ungewöhnlich ist, und dies ist wohl der Kürze des Beobachtungszeitraums geschuldet, dass die saisonbereinigte Reihe mitunter große kurzfristige Sprünge aufweist. Daher wurde die saisonbereinigte Reihe zusätzlich in eine irreguläre und eine Trend-Zyklus-Komponente aufgespalten. Letztere weist einen deutlich glatteren Verlauf auf.

Abbildung 2
Revision der Saisonbereinigung bei Verlängerung des Stützbereichs¹



¹ Durchschnittliche Veränderung der Vormonatsveränderungen der Fahrleistung der Mautfahrzeuge bei Verlängerung des Stützbereichs der Saisonbereinigung.

Quelle: Eigene Berechnungen nach Angaben des Bundesamtes für Güterverkehr.

Um die Aussagekraft der bereinigten Werte beurteilen zu können, wurde die Saisonbereinigung für unterschiedliche Stützzeiträume durchgeführt. Eine erste Rechnung erfolgte für den Zeitraum von Januar 2007 bis Januar 2010. Anschließend wurde der Stützzeitraum sukzessive um jeweils einen Monat erweitert. Die letzte umfasst die Periode bis Juni 2011.

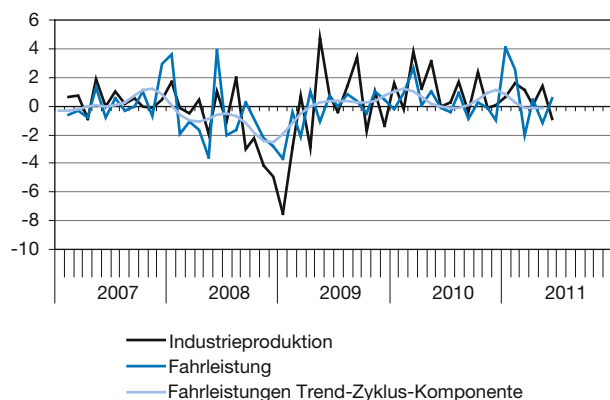
Der Einfluss einer Verlängerung des Stützbereichs bei der Saisonbereinigung auf die Vormonatsraten soll hier anhand eines einfachen Indikators quantifiziert werden. MD_T misst die mittlere absolute Veränderung der Zuwachsraten der bereinigten Werte, die durch eine Verlängerung des Stützzeitraums um den Datenpunkt T hervorgerufen wird. Ist $r_{t|T-1}$ die Vormonatsveränderung im Monat t basierend auf einer Saisonbereinigung die zum Zeitpunkt $T-1$ endet, und $r_{t|T}$ die entsprechende Rate, die sich bei einem in T endenden Stützzeitraum ergibt, so ist MD definiert als:

$$MD_T = \sum_{t=1}^{T-1} |r_{t|T-1} - r_{t|T}|$$

Wie Abbildung 2 zeigt, änderten sich z.B. im Zeitraum Februar 2007 bis Februar 2010 die Vormonatsraten um durchschnittlich gut 0,2 Prozentpunkte, als die Daten für den März 2010 zusätzlich in die Saisonbereinigung einbezogen wurden. Mit zunehmender Länge des Stützzeitraums scheinen zwar die Ergebnisse etwas robuster zu werden, was an kleineren Werten für MD abzulesen ist. Aber der Januar und der Februar 2011 beeinflussen die Ergebnisse dann wieder recht stark, was mit der bereits angesprochenen Überlagerung von Saison- und Konjunkturfaktoren während der Rezession zusammenhängen dürfte, auf-

Abbildung 3
Industrieproduktion und Fahrleistung der Mautfahrzeuge

Saisonbereinigt, Veränderungen zum Vormonat in %



Quelle: Eigene Berechnungen nach Angaben des Bundesamtes für Güterverkehr und der Deutschen Bundesbank.

grund derer das „wahre“ Saisonmuster erst allmählich zu Tage treten wird. Die Vormonatsveränderungen der Trend-Zyklus-Komponente der saisonbereinigten Reihen erweisen sich als deutlich weniger revisionsanfällig, was neben der geringeren Volatilität für eine Verwendung auch dieser Daten in der weiteren Analyse spricht.

Prognoseleistung der Mautdaten in Echtzeit

Im Folgenden wird analysiert, inwieweit die saisonbereinigten Mautdaten geeignet sind, eine frühzeitige und treffsichere Prognose der Industrieproduktion zu erstellen, also einer Variable, der für die Beurteilung der konjunkturellen Lage eine große Bedeutung zukommt. Abbildung 3 zeigt, dass zwischen beiden Reihen ein Zusammenhang besteht, wenn auch kein sehr enger (Korrelationskoeffizient 0,46), der sich zudem aufgrund der instabilen Ergebnisse der Saisonbereinigung im Zeitablauf noch erheblich wandeln dürfte. Die Korrelation zwischen dem Wachstum der Industrieproduktion und der Veränderung der Trend-Zyklus-Komponente der Fahrleistungen ist mit 0,66 deutlich höher.

Um den Zusammenhang genauer zu untersuchen, werden verschiedene Ansätze geschätzt. Wegen der Kürze der Zeitreihen sind alle Gleichungen sparsam parametrisiert. Die erste stellt eine lineare Beziehung zwischen den Vormonatsveränderungen der Industrieproduktion und der Fahrleistungen der Mautfahrzeuge her (vgl. Tabelle 1, Ansatz 1). Da beide Reihen stationär sind, kann eine OLS-Schätzung durchgeführt werden. Weil die Lagstruktur der Beziehung zwischen Fahrleistungen und Industrieproduktion a priori unklar ist, wird außerdem eine Variante getestet, in die die Veränderung der Fahrleistungen verzögert und unverzögert eingeht (Ansatz 2).

Tabelle 1
Verwendete Schätzansätze

(1)	$ip_t = \alpha_0 + \alpha_1 fl_t + \varepsilon_t$
(2)	$ip_t = \alpha_0 + \alpha_1 fl_t + \alpha_2 fl_{t-1} + \varepsilon_t$
(3)	$ip_t = \alpha_0 + \alpha_1 fl_t + \alpha_2 d_t + \varepsilon_t$
(4)	$ip_t = \alpha_0 + \alpha_1 fl_t + \alpha_2 AR(1) + \alpha_3 MA(1) \varepsilon_t$
(5)	$ip_t = \alpha_0 + \alpha_1 fl_t^{TC} + \varepsilon_t$
(6)	$ip_t = \alpha_0 + \alpha_1 fl_t^{TC} + \alpha_2 AR(1) + \alpha_3 MA(1) \varepsilon_t$
(7)	$ip_t = \alpha_0 + \alpha_1 gk_t + \varepsilon_t$
(8)	$ip_t = \alpha_0 + \alpha_1 AR(1) + \alpha_2 MA(1) \varepsilon_t$

Abkürzungen: ip: Veränderung der saison- und arbeitstäglich bereinigten Industrieproduktion gegenüber dem Vormonat. fl: Veränderung der saison- und arbeitstäglich bereinigten Fahrleistungen der Mautfahrzeuge gegenüber dem Vormonat. fl^{TC}: wie fl, bezogen auf die Trend-Zyklus-Komponente. d: Fahrleistungen je Mautfahrt, saisonbereinigt. gk: ifo-Geschäftsklimaindex, saisonbereinigt. AR(1): autoregressiver Prozess erster Ordnung. MA(1): Moving-Average-Prozess erster Ordnung. ε : Fehlerterm.

Die Schätzgleichung 3 greift einen Vorschlag von Askitas und Zimmermann¹⁰ auf, die für die Vorjahresraten festgestellt haben, dass sich die Prognose der Industrieproduktion verbessert, wenn außer den Fahrleistungen auch die durchschnittliche Distanz der Mautfahrten einbezogen wird. Dazu wird die Fahrleistung je Fahrt (d) ebenfalls saisonbereinigt. Als weitere Variante (4) wird Ansatz (1) um einen ARMA(1,1)-Prozess erweitert.¹¹ Da die saisonbereinigten Fahrleistungen wie gezeigt noch starke irreguläre Schwankungen aufweisen, werden darüber hinaus Ansätze (1) und (4) in modifizierter Form geschätzt, in der die Veränderung der Trend-Zyklus-Komponente der Fahrleistungen als Regressor verwendet wurde (Ansätze 5 und 6).

Um diese sechs Schätzansätze zu evaluieren, werden zwei Referenzmodelle geschätzt. Das erste (7) ist ähnlich aufgebaut wie (1), verwendet aber statt der Fahrleistungen den ifo-Geschäftsklimaindex als Indikator, der annähernd zeitgleich mit der Mautstatistik veröffentlicht wird. Da der ifo-Index über lange Zeiträume vorliegt, wäre es zwar möglich gewesen, eine reichhaltigere Spezifikation zu wählen. Um aber die Vergleichbarkeit mit der Mautstatistik zu wahren, wurde ein ähnlich einfacher Ansatz gewählt.¹² Als zweites Referenzmodell wurde (8) ein ARMA (1,1)-Ansatz gewählt.

Tabelle 2 stellt die Schätzergebnisse für den Stützzeitraum Februar 2007 bis Mai 2011 dar, wobei sowohl für die Industrieproduktion als auch für die Fahrleistungen der Datenstand vom Mai 2011 zugrundegelegt wurde. Sie zeigt, dass in allen in Frage kommenden Gleichungen die Mautdaten in

10 N. Askitas, K. F. Zimmermann, a.a.O., S. 8.

11 Auch für die Ansätze (2) und (3) wurde eine Erweiterung um einen ARMA-Term getestet. Dabei waren die geschätzten Koeffizienten nicht signifikant.

12 Der ifo-Geschäftsklimaindex zeigt unverzögert eine etwas bessere Prognoseleistung als um einen Monat verzögert.

Tabelle 2
Regressionsschätzungen der
Vorjahresmonatsveränderung der Industrieproduktion

Stützbereich Februar 2007 bis Mai 2011

Schätzansatz	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Konstante	0,001 (-0,5)	0,001 (-0,6)	0,002 (-0,6)	0,001 (-0,2)	0,002 (-0,9)	0,002 (-3,5)	-0,001 (-0,2)	-0,001 (-0,1)
fi_t	0,593 (-3,7)	0,577 (-3,8)	0,694 (-4,2)	0,439 (-2,6)				
fi_{t-1}		0,445 (-2,9)						
fi_t^{ct}					1,648 (-6,3)	1,738 (-14,9)		
d_t			0,417 (-1,9)					
gk_t							0,000 (-3)	
AR(1)				0,767 (-2,5)		0,609 (-5,1)		0,786 (-3,9)
MA(1)				-0,613 (-1,6)		-0,968 (-30,1)		-0,53 (-1,9)
R ² (adj.)	0,197	0,305	0,235	0,197	0,430	0,504	0,131	0,111

In Klammern: t-Werte.

Quelle: Eigene Berechnungen.

einem signifikanten und positiven Zusammenhang mit der Industrieproduktion stehen und dass sie bessere Erklärungen der Veränderung der Industrieproduktion liefern als die beiden Referenzmodelle. Die Schätzungen auf Basis der Trend-Zyklus-Komponente der saisonbereinigten Reihen zeigen dabei eine engere Anpassung als die auf Basis der saisonbereinigten Daten. Das höchste Bestimmtheitsmaß liefert Schätzansatz (6). Die durchschnittliche Länge der Mautfahrten besitzt nur einen geringen Erklärungsbeitrag, der im Übrigen – wie zusätzliche Rechnungen zeigten – verschwindet, wenn statt der saisonbereinigten Reihe die Trend-Zyklus-Komponenten betrachtet werden.

Allerdings garantiert eine gute Anpassung im Stützbereich noch keine befriedigende Prognoseleistung in Echtzeit. Um diese zu evaluieren, wurden in einem nächsten Analyseschritt die Gleichungen mit Echtzeitdaten für ein expandierendes Zeitfenster erneut geschätzt. Die erste Schätzung verwendet den Mitte Februar 2010 bekannten Datenstand. Veröffentlicht waren zu diesem Zeitpunkt die Industrieproduktion bis einschließlich Dezember 2009 und die Mautdaten für den Januar 2010. Prognostiziert wurde davon ausgehend die Veränderung der Industrieproduktion im Januar 2010. Anschließend wurde der Stützbereich um einen Monat erweitert, die Daten der Mautstatistik erneut saisonbereinigt und eine zweite Schätzung sowie eine Prognose für den Februar 2010 durchgeführt. Diese Prozedur wird so

Tabelle 3
Treffsicherheit von Prognosen der Industrieproduktion
mit den verwendeten Schätzansätzen

Januar 2010 bis März 2011

Ansatz ¹	Vergleich mit Echtzeit-Daten			Vergleich mit dem Datenstand vom Juni 2011		
	MQF	MDM I	MDM II	MQF	MDM I	MDM II
(1)	2,33	0,90	0,48	2,16	0,56	0,14
(2)	2,35	0,80	0,38	1,87	0,80	0,40
(3)	2,75	0,31	-0,08	2,48	0,11	-0,24
(4)	2,52	0,77	0,28	2,33	0,44	-0,09
(5)	2,09	1,68	0,92	1,46	1,83*	1,09
(6)	1,67	1,92*	1,33	1,21	1,80*	1,19
(7)	2,69	1,09		2,27	1,29	-
(8)	3,02			2,58	-	-

MQF: Mittlerer Quadratischer Prognosefehler, MDM: Modifizierte Diebold-Mariano-Statistik im Vergleich mit dem ARMA-Ansatz (I), bzw. mit der Prognose mit dem ifo-Geschäftsklimaindex (II).

¹ Vgl. Tabelle 1. *Nullhypothese muss mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% abgelehnt werden.

Quelle: Eigene Berechnungen.

lange wiederholt, bis der Stützbereich im Mai 2011 endet, von dem ausgehend eine Prognose für den Juni 2011 erstellt wird. Mithin liegen 18 Prognosen vor.

Diese werden zunächst mit den Echtzeitdaten der Vormonatsveränderung der Industrieproduktion verglichen. Gemessen wird die Prognoseleistung am Mittleren Quadratischen Prognosefehler (MQF). Außerdem wird der von Harvey, Leybourne, Newbold¹³ vorgeschlagene modifizierte Diebold-Mariano-Test (MDM) verwendet, um zu überprüfen, ob die Treffsicherheit der Prognosen unter Verwendung der Mautdaten der beiden Referenzmodelle entspricht.¹⁴

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse dieses Simulationsexperiments. Der MQF ist bei allen Schätzungen unter Einbeziehung der Mautdaten kleiner als bei den beiden Referenzmodellen. Allerdings muss die Hypothese gleicher Treffsicherheit lediglich bei Schätzansatz (6) im Vergleich mit dem ARMA-Modell mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% abgelehnt werden. Im Vergleich mit der Prognose mit Hilfe des ifo-Geschäftsklimaindex kann die Hypothese gleicher Treffsicherheit in keinem Fall verworfen werden.

Etwas günstiger stellt sich die Situation beim Vergleich der Prognosen mit dem aktuellen Datenstand dar. Insbeson-

13 D. Harvey, S. Leybourne, P. Newbold: Testing the equality of prediction mean squared errors, in: International Journal of Forecasting, 13. Jg. (1997), Nr. 2, S. 281-291.

14 Die Nullhypothese des MDM-Tests lautet, dass die Treffsicherheit der beiden verglichenen Prognosen gleich ist.

dere bei den Schätzansätzen (2), (5) und (6) verringert sich der MQF deutlich, was darauf hinweist, dass die Mautdaten, die selbst wenig revisionsanfällig sind, spätere Revisionen der Industrieproduktion antizipieren. Im Vergleich zur AR-MA-Prognose kann die Hypothese gleicher Treffsicherheit bei den Ansätzen (5) und (6) mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% verworfen werden. Im Vergleich zum ifo-Geschäftsklima kann die Hypothese gleicher Prognosegüte freilich erneut in keinem Fall abgelehnt werden.

Fazit

Die Mautstatistik enthält wertvolle Informationen zur aktuellen Konjunkturlage, zumal sie relativ kurz nach Ablauf des Berichtsmonats veröffentlicht wird. In der Tat können die Daten zu den Fahrleistungen der Mautfahrzeuge die monatliche Variation der Industrieproduktion im Stützbereich besser erklären als einfache Zeitreihenmodelle, aber auch als ein bewährter Konjunkturindikator wie der ifo-Geschäftsklimaindex. Unter „echten“ Prognosebedingungen fällt die

Bilanz aber nüchterner aus. Nur einer der Schätzansätze liefert Prognosen, die signifikant besser sind als die eines einfachen Zeitreihenmodells, und den ifo-Geschäftsklimaindex vermag keiner der verwendeten Ansätze zu schlagen. Positiv zu bewerten ist allerdings, dass die Mautstatistik aufgrund ihrer geringen Revisionsanfälligkeit möglicherweise künftige Revisionen der Industrieproduktion antizipiert.

Nach derzeitigem Kenntnisstand besteht also wenig Anlass zu der Hoffnung, dass die Mautstatistik jene Informationsquelle darstellt, nach der Konjunkturforscher lange gesucht haben, wie Askitas und Zimmermann¹⁵ argumentieren. Vielmehr ist zu befürchten, dass die Aussagekraft der Mautstatistik künftig durch Änderungen der Rechtslage beeinträchtigt werden wird. Unlängst wurde die Mautpflicht auf weitere Straßen ausgeweitet, und diese Gesetzesänderung wird sich nun nach und nach in den Daten bemerkbar machen und deren Vergleichbarkeit beeinflussen.

¹⁵ N. Askitas, K. F. Zimmermann, a.a.O., S. 6.