

Institut für Arbeitsmarkt-  
und Berufsforschung

Die Forschungseinrichtung der  
Bundesagentur für Arbeit

IAB

# IAB-Forschungsbericht

9/2014

Aktuelle Ergebnisse aus der Projektarbeit des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

## Revision der IAB-Arbeitszeitrechnung 2014

Grundlagen, methodische Weiterentwicklungen sowie  
ausgewählte Ergebnisse im Rahmen der Revision der  
Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen

Susanne Wanger  
Roland Weigand  
Ines Zapf

ISSN 2195-2655

# Revision der IAB-Arbeitszeitrechnung 2014

Grundlagen, methodische Weiterentwicklungen sowie ausgewählte Ergebnisse im Rahmen der Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen

Susanne Wanger (IAB)

Roland Weigand (IAB)

Ines Zapf (IAB)

Mit der Publikation von Forschungsberichten will das IAB der Fachöffentlichkeit Einblick in seine laufenden Arbeiten geben. Die Berichte sollen aber auch den Forscherinnen und Forschern einen unkomplizierten und raschen Zugang zum Markt verschaffen. Vor allem längere Zwischen- aber auch Endberichte aus der empirischen Projektarbeit bilden die Basis der Reihe.

# Inhaltsverzeichnis

Zusammenfassung . . . . .	5
Abstract . . . . .	5
1 Einleitung . . . . .	7
1.1 Hintergrund der AZR- und der VGR-Revision 2014 . . . . .	7
1.2 Grundkonzeption der AZR: Komponentenrechnung . . . . .	9
2 Überblick über die wichtigsten Revisionsarbeiten in der AZR . . . . .	10
2.1 Neue Arbeitszeitkomponente "Unbezahlte Überstunden" aufgrund der Umstellung auf das ESVG 2010 . . . . .	10
2.2 Einarbeitung revidierter Erwerbstätigenzahlen aus der ETR . . . . .	12
2.3 Datenrevision der Beschäftigungsstatistik . . . . .	13
2.4 Überarbeitung sonstiger AZR-Komponenten . . . . .	14
2.5 Veröffentlichung der revidierten Zeitreihen der AZR und der VGR . . . . .	15
3 Grundlagen der Modellierung im Zustandsraum . . . . .	15
3.1 Das grundlegende Zustandsraummodell . . . . .	16
3.2 Beobachtungsschemata . . . . .	17
3.3 Dynamik mit Komponenten aus der strukturellen Zeitreihenanalyse . . . . .	19
3.4 Faktorstruktur und Dimensionsreduktion . . . . .	21
4 Überstunden . . . . .	23
4.1 Definition . . . . .	23
4.2 Bisherige Ermittlung von Überstunden . . . . .	24
4.3 Neue Berechnungsgrundlagen von Überstunden . . . . .	24
4.4 Methoden und Ergebnisse . . . . .	26
5 Arbeitszeitkonten . . . . .	30
5.1 Definition . . . . .	31
5.2 Bisherige Ermittlung von Saldenveränderungen auf Arbeitszeitkonten . . . . .	31
5.3 Neue Berechnungsgrundlagen für die Saldenveränderung auf Arbeitszeitkonten . . . . .	32
5.4 Methoden und Ergebnisse . . . . .	33
6 Krankenstand . . . . .	36
6.1 Definition und bisherige Ermittlung . . . . .	36
6.2 Eine korrigierte Krankenstandquote . . . . .	37
6.3 Ergebnisse . . . . .	38
7 Teilzeitquote . . . . .	40
7.1 Definition . . . . .	40
7.2 Ermittlung der Teilzeitquote . . . . .	40
7.3 Rückrechnung der neuen Teilzeitquote . . . . .	41
7.4 Ergebnisse . . . . .	42
8 Aggregierte Ergebnisse für Arbeitszeit und Arbeitsvolumen . . . . .	44
8.1 Beschäftigte Arbeitnehmer und Erwerbstätige . . . . .	44
8.2 Arbeitszeit . . . . .	44

8.3	Arbeitsvolumen . . . . .	47
9	Fazit . . . . .	47
	Literatur . . . . .	49

## Tabellenverzeichnis

1	Konjunkturindikatoren . . . . .	26
2	Zyklusparameter für konjunkturelle Komponenten der Arbeitszeit . . . . .	28

## Abbildungsverzeichnis

1	Komponenten der IAB-AZR . . . . .	9
2	Verteilung der Befragungen des SOEP über das Jahr . . . . .	19
3	Zeitreihe der bezahlten Überstunden . . . . .	29
4	Zeitreihe der unbezahlten Überstunden . . . . .	30
5	Komponenten des Arbeitszeitkontenaufbaus und -abbaus . . . . .	35
6	Saldenbewegungen auf Arbeitszeitkonten . . . . .	36
7	Saisonstruktur des Krankenstandes . . . . .	39
8	Monatliche Zeitreihe der Krankenstandsquote . . . . .	39
9	Zeitreihe der Teilzeitquoten der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten	43
10	Zeitreihen der Erwerbstätigen und Arbeitnehmer vor und nach der Revision	45
11	Zeitreihen der Arbeitszeit pro Kopf vor und nach der Revision . . . . .	46
12	Zeitreihen des Arbeitsvolumens vor und nach der Revision . . . . .	46

## Zusammenfassung

In diesem Forschungsbericht wird über den Anlass, die Methodik und die Ergebnisse der großen Revision 2014 der IAB-Arbeitszeitrechnung (AZR) im Rahmen der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR) für den Zeitraum 1991 bis 2013 berichtet. Im Rahmen der AZR, die in die VGR eingebunden ist, werden regelmäßig lange, vergleichbare Zeitreihen zur sektorspezifischen Arbeitszeit und zu den geleisteten Arbeitsstunden in Deutschland bereitgestellt. Da für die AZR auch die für die VGR verbindlichen Konzepte und Definitionen maßgeblich sind, ergeben sich aus der Generalrevision der VGR 2014 auch hier Änderungen bei bestehenden Konzepten, Methoden und Zeitreihen. Die VGR-Revision wird außerdem zum Anlass genommen, Berechnungsmethoden und Quellen der gesamten AZR zu überarbeiten und aktualisieren.

Ein Schwerpunkt bei den methodischen Änderungen ist die Einführung moderner Verfahren der Zeitreihenanalyse. Durch strukturelle Zeitreihenmodelle mehrerer Variablen in Zusammenhang mit Zustandsraummethoden lassen sich alle verfügbaren Informationen zeitnah und effizient für die Schätzung verschiedener Komponenten der Arbeitszeit ausnutzen. In diesem Zusammenhang wird ein neuer Ansatz vorgeschlagen, der durch eine vorgeschaltete Hauptkomponentenanalyse den Informationsgehalt einer Vielzahl von relevanten Zeitreihen für die strukturelle Zeitreihenanalyse zugänglich macht, was andernfalls nur mit größtem rechnerischen Aufwand möglich wäre.

Im Folgenden wird zunächst kurz die Grundkonzeption der AZR vorgestellt und dargelegt, welche Änderungen die anstehende VGR-Revision mit sich bringt und welche Auswirkung diese auf die IAB-AZR haben. Insbesondere werden die Grundzüge der neuen Berechnungsmethoden skizziert und methodische Weiterentwicklungen sowie Schätzungen zu betroffenen Arbeitszeitkomponenten vorgestellt. Daran schließt sich ein Abschnitt mit den wichtigsten Revisionsergebnissen der AZR für das Zeitfenster 1991 bis 2013 an und stellt diesen die unrevidierten Ergebnisse gegenüber.

## Abstract

This report documents reasons, methods and results of the general revision 2014 of the IAB working-time measurement concept (AZR) for the period from 1991 to 2013. The AZR which is part of the German system of national accounts (VGR) provides long comparable time series for industry-specific hours worked and the volume of work for Germany. Since the concepts and definitions of the VGR are also binding for the AZR, the 2014 general revision of the VGR leads to changes regarding the concepts, methods and resulting time series. In this context, we also take this as an occasion to revise and update statistical methods and data sources of the AZR in its whole.

A key part of the methodological changes is due to the introduction of modern techniques of time series analysis. By multivariate structural time series models embedded in a state

space framework, all available information can be exploited timely and efficiently for estimating the different components of hours worked. In this context a new approach is proposed which makes the use of a multiplicity of relevant time series for structural time series models feasible by principal components methods. This would otherwise be possible with a high computational cost only.

In the following, we present the base concept of the AZR, and outline the changes of the revision of the VGR as well as its impact on the AZR. We describe the foundation of the estimation methods and discuss methodological developments as well as estimates for the respective components of hours worked. A subsequent section depicts the most relevant results of the revision for the period from 1991 to 2013 and compares results before and after the revision.

# 1 Einleitung

## 1.1 Hintergrund der AZR- und der VGR-Revision 2014

Das IAB entwickelte bereits 1969 einen differenzierten Ansatz zur Berechnung der effektiv geleisteten Jahresarbeitszeiten sowie des Arbeitsvolumens der Erwerbstätigen (Reyher/Kohler, 1986; Kohler/Reyher, 1988). Im Laufe der Jahre hatten Änderungen in der Arbeitsmarktpolitik, die zunehmende Flexibilisierung der Arbeitszeit, aber auch Verbesserungen in der statistischen Datenlage immer wieder konzeptionelle Weiterentwicklungen der AZR zur Folge (vgl. Bach, 2001; Koch, 2001; Bach/Koch, 2002; Wanger, 2003, 2013). Sie wurde wesentlich verfeinert, vertieft und der veränderten Arbeitszeitwirklichkeit entsprechend angepasst. Die AZR ist inzwischen zu einem wichtigen Teil der Grundlagen der nationalen und internationalen empirischen Wirtschaftsforschung geworden. So gehen die aggregierten Ergebnisse seit 1996 in die vierteljährliche VGR des Statistischen Bundesamts ein und sind damit Teil der Datenlieferungen der Bundesrepublik Deutschland an das Statistische Amt der Europäischen Union (Eurostat).

Durch die Einbindung der AZR in die VGR müssen regelmäßig die Datenstände ausgetauscht werden. Dies geschieht in einem partnerschaftlichen Zusammenspiel zwischen dem IAB, dem Statistischen Bundesamt sowie dem Arbeitskreis Erwerbstätigenrechnung des Bundes und der Länder.<sup>1</sup> So werden in festgelegten Lieferterminen sektorspezifische Angaben zu Arbeitszeit und geleisteten Arbeitsstunden aus der AZR an die VGR geliefert. Deshalb sind auch für die AZR die im Europäischen System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (ESVG) verbindlich festgelegten Konzepte und Definitionen maßgeblich. Hier werden auf europäischer Ebene für alle Mitgliedsstaaten neben Definitionen, Konzepten und Abgrenzungen auch Klassifikationen sowie der Zeitpunkt und die Häufigkeit der Lieferung von VGR-Ergebnissen geregelt. Das ESVG hat als Verordnung der Europäischen Union Gesetzescharakter und ist daher für alle Mitgliedsstaaten verbindlich. Somit ist sichergestellt, dass europaweit harmonisierte Ergebnisse für politische und wirtschaftliche Entscheidungen zur Verfügung stehen (Statistisches Bundesamt, 2014).

Grundlegende Überarbeitungen und methodische Weiterentwicklungen sind aufgrund der engen Verknüpfung der AZR mit der VGR zeitlich und inhaltlich an die Generalrevisionen der VGR gebunden, die üblicherweise in Abständen von fünf Jahren durchgeführt werden (Lüken, 2012).<sup>2</sup> Diese großen VGR-Revisionen werden insbesondere genutzt, um

- a) das gesamte Rechenwerk zu überprüfen

<sup>1</sup> Dem Arbeitskreis „Erwerbstätigenrechnung des Bundes und der Länder“ (AK ETR) gehören die Statistischen Ämter der Länder, das Statistische Bundesamt sowie der Deutsche Städtetag an. Der AK ETR hat die Aufgabe, die durchschnittliche Zahl der Erwerbstätigen sowie deren geleistete Arbeitsstunden in einem bestimmten Berichtszeitraum für die Länder sowie für die kreisfreien Städte und Landkreise nach wirtschaftlicher Gliederung zu berechnen und zu veröffentlichen (<http://www.hs1.de/erwerbstaetigenrechnung/>).

<sup>2</sup> Bei Revisionen der VGR wird üblicherweise zwischen laufenden Revisionen und großen Revisionen unterschieden, die manchmal auch als „Generalrevisionen“ bezeichnet werden (Räth/Braakmann 2011). Laufende Revisionen sind grundsätzlich bei jedem Berechnungstermin möglich, werden aber lediglich für die jüngere Vergangenheit durchgeführt. Im Rahmen der jährlichen Hauptberechnung im August jedes Jahres wird bis zu maximal vier Jahre zurückgerechnet. Dagegen werden im Rahmen von großen Revisionen in der Regel auch umfassende Rückrechnungen vorgenommen, um Brüche in den Zeitreihen zu vermeiden.

- b) neue Konzepte und Definitionen einzuführen, mit denen die Ergebnisse entsprechend internationaler Konventionen an neue Rahmenbedingungen angepasst werden
- c) neue Klassifikationen in das Rechenwerk einzuführen, mit denen die Ergebnisse anders strukturiert werden
- d) Ergebnisse aus nur in mehrjährigen Abständen oder großem zeitlichen Nachlauf vorliegenden Statistiken einzuarbeiten
- e) neue, bislang nicht verfügbare bzw. nicht verwendete statistische Datengrundlagen in die Berechnungen zu integrieren, sowie
- f) neue Berechnungsmethoden und Rechenmodelle zu implementieren (vgl. Räth/Braakmann, 2014).

Für die Generalrevision der VGR 2014 ist die Umsetzung internationaler Konventionen, also Punkt b) maßgeblich. So löst ab September 2014 das ESVG 2010 das bis dahin geltende ESVG 1995 ab.<sup>3</sup> Das ESVG 2010 legt detailliert die in den EU-Ländern anzuwendenden Konzepte, Definitionen, Klassifikationen und Buchungsregeln für die Aufstellung der VGR fest. Das ESVG leitet sich aus dem weltweit gültigen „System of National Accounts“ (SNA) der Vereinten Nationen<sup>4</sup> ab, enthält aber für die wirtschaftlich homogenen EU-Länder teilweise präzisere Regelungen. Mit diesem weltweiten Standard soll eine größtmögliche Vergleichbarkeit der makroökonomischen Daten erreicht werden. Erstmals angewandt wird das ESVG 2010 bei der Berechnung und Veröffentlichung der deutschen VGR-Daten für das zweite Quartal 2014 (Statistisches Bundesamt, 2014). Einen ausführlichen Überblick über die revidierten Konzepte für die VGR können Braakmann (2013), Brümmerhoff/Grömling (2014) sowie den Internetseiten des Statistischen Bundesamts<sup>5</sup> entnommen werden, das hierzu ein eigenes umfangreiches Informationsangebot eingerichtet hat.

Dieser Übergang auf das ESVG 2010 macht eine Generalrevision der VGR-Daten erforderlich, die mit einer grundlegenden Überarbeitung des gesamten Rechenwerkes verbunden ist. Die AZR wird für alle Komponenten in voller Tiefe bis zum Jahr 1991 überarbeitet, so dass auch weiterhin lange Zeitreihen ohne methodisch-statistische Brüche zur Verfügung stehen werden. Die Generalrevision 2014 wird außerdem dazu genutzt werden, neue Konzepte und Rechenmodelle zu implementieren sowie revidierte Datenquellen einzuarbeiten.

<sup>3</sup> Das ESVG 2010 wurde im Mai 2013 vom Europäischen Parlament und vom Rat per Verordnung beschlossen und im Juni veröffentlicht (Verordnung (EU) Nr. 549/2013 des Europäischen Parlaments und des Rates vom 21. Mai 2013 zum Europäischen System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen auf nationaler und regionaler Ebene in der Europäischen Union (Amtsblatt der EU Nr. L 174, S. 1 ff.)). Es ersetzt das ESVG 1995, das in Deutschland in den Jahren 1999 und 2005 umgesetzt wurde.

<sup>4</sup> Das SNA wird gleichermaßen in Industrie-, Schwellen- und Entwicklungsländern angewandt, hat allerdings im Gegensatz zum ESVG nur Empfehlungscharakter (Statistisches Bundesamt, 2014).

<sup>5</sup> <https://www.destatis.de/DE/Methoden/VGRRevision/Revision2014.html>

## 1.2 Grundkonzeption der AZR: Komponentenrechnung

Die Ermittlung der Arbeitszeit, also der in der Gesamtwirtschaft in Deutschland im Durchschnitt geleisteten Arbeitsstunden, im Rahmen der AZR basiert konzeptionell auf einer differenzierten Komponentenrechnung (vgl. Wanger, 2013). Wie in Abbildung 1 dargestellt, werden Kalendereffekte, tarifliche Vorgaben, konjunkturelle Einflüsse sowie personenbezogene und sonstige Komponenten berücksichtigt. Dieses Vorgehen ermöglicht es, den Beitrag und die Bedeutung zahlreicher Einzelentwicklungen in einer Gesamtentwicklung – also beispielsweise der jährlichen Veränderung der durchschnittlichen Jahresarbeitszeit – aufzuzeigen. Einzelne verlängernde bzw. verkürzende Faktoren können somit einer getrennten Analyse unterzogen werden, in ihrer Wirkung isoliert betrachtet und ihr Einfluss bestimmt werden. Dieses umfassende Berechnungskonzept trägt maßgeblich dazu bei, das gesamtwirtschaftliche beziehungsweise sektorale Arbeitsvolumen möglichst genau darzustellen.

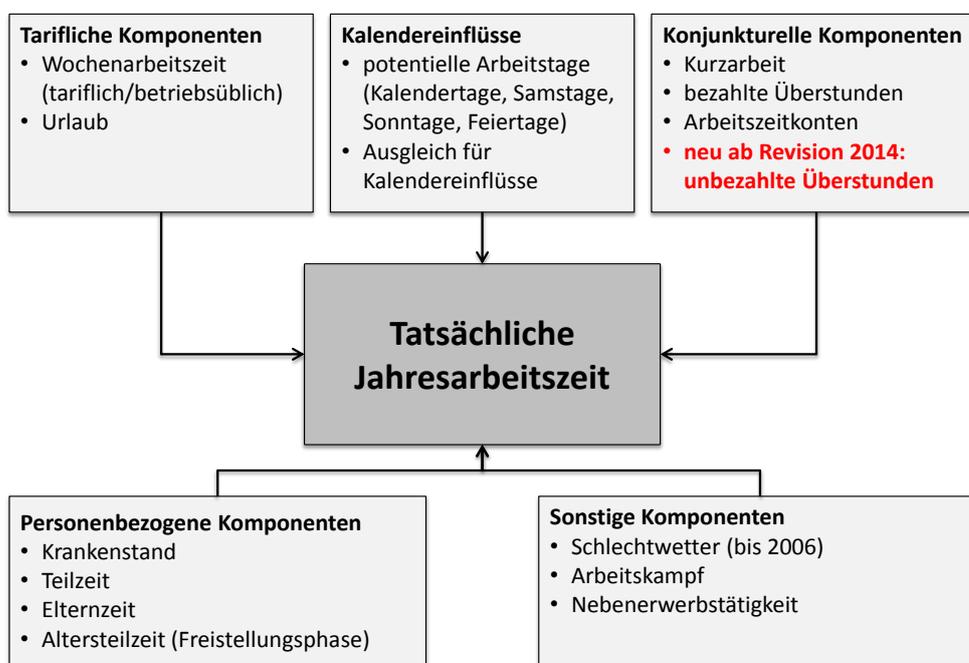


Abbildung 1: Komponenten der IAB-AZR

Die Daten für die einzelnen Komponenten können nicht alleine einer Quelle entnommen werden. Die Informationen werden aus einer Vielzahl zur Verfügung stehender amtlicher Statistiken und Erhebungen gewonnen. Insgesamt fließen über 20 Statistiken in die AZR ein (vgl. Wanger, 2013), um alle Bereiche mit ausreichend Informationen abdecken zu können. Da sich diese in Herkunft, Periodizität, Erhebungsart und Abdeckungsgrad unterscheiden, muss dies innerhalb des Berechnungskonzepts berücksichtigt werden. Für einige Komponenten müssen hilfsweise Indikatoren oder Schätzungen zur Quantifizierung herangezogen werden. Wichtig für die in die AZR eingehenden Datenquellen ist, dass diese zum einen bereits kurze Zeit nach dem Erhebungsstichtag vorliegen und zum anderen, dass es sich um Statistiken mit einer regelmäßigen Periodizität und einer zeitlichen Konti-

nuität handelt. Dies lässt sich allerdings nicht für alle benötigten Ausgangsdaten bewerkstelligen. Zum Teil fallen Datenquellen im Zeitablauf nur unregelmäßig an bzw. liegen erst mit erheblichem zeitlichen Nachlauf vor. Dies erklärt den Bedarf an modernen Zustandsraummethoden der Zeitreihenanalyse, wie sie in Abschnitt 3 dargestellt werden.

Die AZR ist so konzipiert, dass sie die unterschiedlichen Datenanforderungen im Hinblick auf Periodizität, Wirtschaftszweige, Region oder Stellung im Beruf in einem in sich konsistenten System erfüllt. So werden die Arbeitszeiten der Erwerbstätigen getrennt für beschäftigte Arbeitnehmer sowie für Selbständige und mithelfende Familienangehörige ermittelt. Bei den Arbeitnehmern wird in allen Komponenten der AZR – außer für Nebenbeschäftigungen – eine Unterteilung nach Vollzeit und Teilzeit vorgenommen. Die AZR ist eine Quartalsrechnung, sie wird für fast alle Komponenten der Arbeitszeit „bottom-up“ durchgeführt, d.h. Ausgangspunkt für die Berechnungen sind die wirtschaftszweigspezifischen Statistiken für die einzelnen Komponenten. Dieser bottom-up-Ansatz stellt zwar hohe Ansprüche bezüglich der wirtschaftszweigspezifischen Verfügbarkeit von Arbeitszeitdaten, eröffnet der sektoralen Strukturforschung aber größere Möglichkeiten und hat damit eine höhere Erklärungsgüte als top-down-Ansätze, die wirtschaftszweigspezifische Besonderheiten vernachlässigen. Jedoch liegen nicht immer für alle Komponenten der Arbeitszeit hinreichend gegliederte Ergebnisse nach allen Wirtschaftsbereichen vor. In solchen Fällen wird auf die top-down-Methode zurückgegriffen, und das gesamtwirtschaftliche Aggregat mittels geeigneter Schlüsselstatistiken auf die Wirtschaftszweige verteilt (z.B. bei den Komponenten Überstunden, Arbeitszeitkonten (AZK) und Krankenstand). Die Rechartiefe stützt sich seit der letzten großen VGR-Revision im Jahr 2011 auf die sogenannte A38-Gliederung nach der Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (WZ 2008) (Greulich, 2009).

## **2 Überblick über die wichtigsten Revisionsarbeiten in der AZR**

### **2.1 Neue Arbeitszeitkomponente “Unbezahlte Überstunden” aufgrund der Umstellung auf das ESVG 2010**

Eine der wichtigsten Neuerungen, die die Umstellung auf das ESVG 2010 für die AZR mit sich bringt, ist die Definition des Arbeitsvolumens und der Tätigkeiten, die bei der Berechnung der geleisteten Arbeitsstunden konkret berücksichtigt werden sollen. Die Definition des Arbeitsvolumens findet sich in Kapitel 11 des ESVG 2010. Demnach umfasst das Arbeitsvolumen „die insgesamt von den Arbeitnehmern und Selbständigen tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden bei Tätigkeiten innerhalb der Produktionsgrenze des ESVG.“ Welche Situationen konkret in die Erfassung des Arbeitsvolumens einzubeziehen sind, regelt ebenso Kapitel 11 des ESVG 2010, wobei diese Vorgaben verbindlich festgelegt sind. Im Einzelnen soll die Statistik der tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden folgendes beinhalten:

- a) die während der normalen Arbeitszeit tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden, die direkt zur Produktion beitragen;
- b) die bezahlte Zeit für die Aus- und Weiterbildung;

- c) die außerhalb der normalen Arbeitszeit zusätzlich geleisteten Stunden, die als Überstunden bezeichnet werden. Es ist festzuhalten, dass die geleisteten Überstunden auch dann berücksichtigt werden, wenn sie nicht bezahlt werden;
- d) die Zeit, die bestimmten Aufgaben, wie der Vorbereitung des Arbeitsplatzes, Reparatur- und Wartungsarbeiten, Vorbereitung und Reinigung der Werkzeuge und Ausstellung von Empfangsbescheinigungen, Zeiterfassungsbögen sowie Anfertigung von Berichten, gewidmet wird;
- e) die mit Warten oder Bereitschaftsdienst verbrachten kurzfristigen Unterbrechungen des Arbeitsablaufs, beispielsweise wegen Arbeitsmangels, Ausfalls von Maschinen oder Unfällen, oder am Arbeitsplatz verbrachte Zeit, während der nicht gearbeitet wird, die aber im Rahmen eines bestehenden Beschäftigungsvertrags bezahlt wird;
- f) die Zeit der kurzen Ruhepausen während des Arbeitstages, einschließlich Tee- und Kaffeepausen;
- g) Arbeit auf Abruf. Erfolgt diese außerhalb des Arbeitsplatzes, beispielsweise zu Hause, so wird die Zeit den tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden in dem Maße zugerechnet, in dem die nichtarbeitsbezogenen Tätigkeiten und Bewegungen der Person dadurch eingeschränkt werden;
- h) die Arbeitsstunden des Personals der Streitkräfte einschließlich der Wehrpflichtigen werden einbezogen, auch wenn sie nicht in den Erfassungsbereich der Arbeitskräfteerhebung eines Landes fallen.

Dagegen zählen nicht zu den tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden:

- i) die bezahlten, aber nicht geleisteten Stunden, wie bezahlter Jahresurlaub, bezahlte gesetzliche Feiertage, bezahlte krankheitsbedingte Abwesenheit, Elternurlaub, Streik, kurze Abwesenheiten vom Arbeitsplatz wegen Arztbesuchen usw., Betriebs-schließungen wegen Schlechtwetter;
- j) die Pausen für das Einnehmen von Mahlzeiten;
- k) die Zeit für die Fahrten von der Wohnung zum Arbeitsplatz und zurück; die während dieser Fahrten geleistete Arbeit wird jedoch den tatsächlich geleisteten Arbeitsstunden zugerechnet;
- l) Bildungsmaßnahmen, die nicht der beruflichen Bildung dienen.

Die meisten Aspekte dieser Auflistung wurden schon mit dem bisherigen IAB-Konzept (Wanger, 2013) erfüllt, da es für die Erfassung von Arbeitsstunden bereits zuvor ähnliche Empfehlungen der International Labour Organization (ILO) <sup>6</sup> gab, die für die AZR übernommen wurden. Neu ist mit dem ESVG 2010, dass ausdrücklich auch die unbezahlten

<sup>6</sup> Vgl. Resolution concerning the measurement of working time Adopted by the Eighteenth International Conference of Labour Statisticians (November-December 2008). [http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---integration/---stat/documents/normativeinstrument/wcms\\_112455.pdf](http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---integration/---stat/documents/normativeinstrument/wcms_112455.pdf).

Überstunden (siehe Punkt c) in den VGR erfasst werden müssen, die bisher in der Überstundenkomponente der AZR unberücksichtigt blieben. Auch die unbezahlten Überstunden tragen zur gesamtwirtschaftlichen Produktion bei, wenn sie Unternehmen zusätzlich in Form von (mehr oder weniger freiwilliger) Mehrarbeit zur Verfügung stehen. Deshalb wurde im Rahmen der VGR-Revision die Überstundenkomponente der AZR, die bisher nur die bezahlten und transitorischen Überstunden enthielt, konzeptionell weiterentwickelt.

Im Rahmen der Neukonzeption der Komponente der unbezahlten Überstunden wurden auch die bereits vorhandenen Komponenten bezahlte Überstunden sowie Arbeitszeitkonten überarbeitet und auf eine neue Basis gestellt. Das war insbesondere wichtig, da grundlegend verwendete Datenquellen (insbesondere die Erhebungen des ehemaligen Instituts zur Erforschung sozialer Chancen (ISO) zur Arbeitszeit sowie die bezahlten Überstunden im Rahmen der vierteljährlichen Verdiensterhebungen des Statistischen Bundesamtes für das Produzierende Gewerbe) nicht mehr erhoben werden. Dagegen kamen neue Quellen hinzu, etwa die Überstundenfragen im Mikrozensus.

Für alle drei Überstundengruppen wurden nun einheitliche Datenquellen (Sozioökonomisches Panel (SOEP), Mikrozensus) zugrunde gelegt und Modelle für die quartalsweise Schätzung und Fortschreibung entwickelt (siehe insbesondere Abschnitt 4 und 5). Diese basieren auf multivariaten strukturellen Zeitreihenmodellen und vereinen eine Vielzahl frühzeitig verfügbarer Informationen für eine möglichst präzise Schätzung am aktuellen Rand.

## **2.2 Einarbeitung revidierter Erwerbstätigenzahlen aus der ETR**

Eine wichtige Bezugsgröße, die aus der VGR in die AZR einfließt, ist die Erwerbstätigenrechnung (ETR) des Statistischen Bundesamtes (vgl. Lüken, 2012). In der ETR wird die Zahl der Erwerbstätigen auf Basis aller zum Berechnungszeitpunkt verfügbaren erwerbsstatistischen Quellen gewonnen. Aktuell fließen rund 60 auf unterschiedlichen Berichtswegen gewonnene Statistiken ein. Zu den Erwerbstätigen zählen demnach alle Personen, die als Arbeitnehmer oder als Selbständige beziehungsweise als unbezahlt mithelfende Familienangehörige eine auf wirtschaftlichen Erwerb gerichtete Tätigkeit ausüben. Der zeitliche Umfang der Tätigkeit spielt dabei für die Zuordnung zu den Erwerbstätigen keine Rolle. Personen mit mehreren Beschäftigungsverhältnissen werden nur einmal mit ihrer zeitlich überwiegender Erwerbstätigkeit erfasst (Personenkonzept). Die Erwerbstätigen in der AZR entsprechen dem Inlandskonzept bzw. Arbeitsortkonzept, um die Konsistenz mit anderen Aggregaten der VGR zu gewährleisten. Das bedeutet, dass die im Inland geleistete Arbeitszeit der Einpendler mit einbezogen wird. Die außerhalb Deutschlands geleistete Arbeitszeit der Auspendler bleibt hingegen unberücksichtigt. Diese Definition der Erwerbstätigkeit steht im vollen Einklang mit den Empfehlungen der ILO. Diese sehen das sogenannte Labour-Force-Konzept als Standard für die Klassifizierung der Bevölkerung nach ihrer Beteiligung am Erwerbsleben in international vergleichbaren Erwerbs- und Arbeitsmarktstatistiken vor.

Durch die Einbettung der AZR in die VGR müssen die neuen Zeitreihen der ETR berücksichtigt werden, da sich Höhe und Struktur der Erwerbstätigenzahlen sowie der Untergrup-

pen nach Stellung im Beruf zum Teil in erheblichem Umfang geändert haben. Insgesamt führen die Änderungen in der ETR zu einer Niveauanhebung der Erwerbstätigenzahlen für die Jahre 1991 bis 2013. Nach den revidierten Ergebnissen gab es im Durchschnitt des Jahres 2013 rund 42,3 Millionen Erwerbstätige in Deutschland, 434.000 mehr als nach alter Rechnung. Dass insbesondere ab der Jahrtausendwende der Änderungsbedarf größer ausfiel als zuvor liegt vor allem an der Zunahme der Angestellten und Arbeiter aus der Beschäftigungsstatistik der Bundesagentur für Arbeit (BA), vgl. Abschnitt 2.3. Da die Erwerbstätigenzahlen der VGR eine wichtige Berechnungsgrundlage für die geleisteten Arbeitsstunden bilden, hat eine Änderung der Erwerbstätigenzahlen auch unmittelbare Auswirkungen auf das Arbeitsvolumen. Die durchgeführten Revisionsarbeiten und Ursachen für die Änderungen in den Erwerbstätigenzahlen wird das Statistische Bundesamt in einem eigenen Aufsatz in der Zeitschrift „Wirtschaft und Statistik“ (Nr. 9) erläutern, der im Anschluss an die Veröffentlichung der Revisiionsergebnisse im Herbst 2014 erscheinen wird.

### **2.3 Datenrevision der Beschäftigungsstatistik**

Im Sommer 2014 hat – unabhängig von der VGR-Revision – eine Revision der Beschäftigungsstatistik der BA stattgefunden, die rückwirkend bis 1999 vorgenommen wurde. Detaillierte Informationen hierzu gibt ein Methodenbericht (Frank/Grimm, 2014). Diese Datenrevision der BA ist das Ergebnis einer modernisierten Datenaufbereitung mit genaueren Ergebnissen und zusätzlichen Auswertungsmöglichkeiten für die Beschäftigungsstatistik. So lehnt sich die Abgrenzung der „sozialversicherungspflichtig Beschäftigten“ nun stärker an die ILO-Definition der Erwerbstätigkeit an und es werden beispielsweise auch die Beschäftigten in Werkstätten für Behinderte einbezogen, die bisher unberücksichtigt blieben. Die Revision der Beschäftigungsstatistik führt im Saldo zu einer Erhöhung des Bestands sozialversicherungspflichtig Beschäftigter. Die Bestandsänderung variiert im Zeitverlauf und fällt für frühere Jahre teils deutlich geringer aus. Durch die verbesserte Datenaufbereitung kann die Art der Beschäftigung (sozialversicherungspflichtig, geringfügig oder beides) nun genauer bestimmt werden. Auch wird dadurch künftig über Mehrfachbeschäftigungen oder die Dauer von Beschäftigungsverhältnissen berichtet werden können.

Das neue Aufbereitungsverfahren der BA und die Berücksichtigung von neuen Personengruppen führt gegenüber dem Altverfahren zu Korrekturen bei den Ergebnissen der Beschäftigungsstatistik. Diese Korrekturen haben insbesondere für zwei Komponenten der AZR niveauperändernde Auswirkungen, nämlich bei der Zahl der Personen in Nebenjobs und bei der Teilzeitquote der beschäftigten Arbeitnehmer.

Die geringfügig Beschäftigten im Nebenjob lassen sich durch das Neungsverfahren nun präziser von den ausschließlich sozialversicherungspflichtigen und ausschließlich geringfügigen Beschäftigungen abgrenzen. Die Zahl der Personen, die einer Nebenbeschäftigung nachgehen, liegt deshalb nun durchgängig unterhalb des Niveaus der alten Zeitreihe. Für das Jahr 2013 ergeben sich im Schnitt über 300.000 weniger Personen mit Nebenjob.

Zudem haben die höheren Personenzahlen bei den ausschließlich geringfügig Beschäftigten und die Änderungen im Meldeverfahren zur Sozialversicherung (Dundler/Frank, 2012;

Bertat u. a., 2013) Auswirkungen auf die Teilzeitquote in der AZR. Die Umstellung des Meldeverfahrens auf neue Tätigkeitsschlüssel führte zu einer Erhöhung der sozialversicherungspflichtigen Teilzeitbeschäftigung in der Beschäftigungsstatistik, die zum Großteil darauf zurückzuführen sein dürfte, dass im Rahmen der Umstellung die Meldungen hinsichtlich der Arbeitszeitzuordnung überprüft und gegebenenfalls korrigiert wurden.

Für den Zeitraum vor dem Abschluss der Umstellung des Meldeverfahrens, also vor Dezember 2012, musste die Zeitreihe der Teilzeitquoten deshalb zurückgerechnet werden. Da das von der BA vorgeschlagene Verfahren durch die Revision der Beschäftigungsstatistik (Frank/Grimm, 2014) nicht mehr anwendbar ist, wurde ein eigenes modellbasiertes Verfahren entwickelt (siehe insbesondere Abschnitt 7). Im Vergleich zum alten Datenstand liegt die Teilzeitquote in der AZR im Jahr 2013 nun um 3,9 Prozentpunkte höher.

## 2.4 Überarbeitung sonstiger AZR-Komponenten

Die Revision der VGR-Daten wurde ferner zum Anlass genommen, um verschiedene Komponenten der AZR zu überarbeiten und zu aktualisieren. Dies trifft insbesondere auf die Komponente „Krankenstand“ zu. In die Krankenstandquote der AZR gehen die zusammengefassten Krankenstandquoten der Kassen ein, die das Bundesministerium für Gesundheit auf seinen Internetseiten veröffentlicht. Die Messung des Krankenstands erfolgt stichtagsbezogen an den jeweiligen Monatsersten. Fallen diese auf ein Wochenende bzw. einen beweglichen Feiertag, geht die Zahl der Krankschreibungen zurück und die Quoten liegen niedriger. Dieser Kalendereffekt wurde bisher in den Berechnungen nicht korrigiert. Die üblichen saisonalen Verläufe waren dadurch ebenso verzerrt wie das langjährige Niveau der Krankenstände und deren quartalsweise Entwicklung. Zudem ist eine Unterteilung nach Ost- und Westdeutschland allein mithilfe der offiziellen Krankenstandsstatistik nicht mehr möglich.

Mit der Revision der AZR werden deshalb weitere Informationen in die Berechnungen miteinbezogen. Auswertungen der Betriebskrankenkassen (BKK) sowie der Allgemeinen Ortskrankenkasse (AOK) liegen sowohl der Saisonfigur als auch der Ost-West-Unterteilung zugrunde. Für aktuelle aggregierte Verläufe der Krankschreibungen wird nach wie vor auf die offizielle Krankenstandsstatistik zurückgegriffen. Informationen über den Kalendertag und eventuelle bewegliche Feiertage an Stichtagen werden verwendet, um typische Wochentags- und Feiertagseffekte zu quantifizieren und die Stichtagswerte auf Monats- und Quartalsmittelwerte für alle Werktage hochzurechnen. Dies geschieht wiederum in einem strukturellen Zeitreihenmodell (siehe insbesondere Abschnitt 6).

Überdies wurde die Revision 2014 auch dazu genutzt, die Datenstände aller Komponenten zu überprüfen und auf einen aktuellen Stand zu bringen. Einige der für die AZR genutzten Datenquellen fallen im Zeitablauf nur unregelmäßig an bzw. liegen erst mit erheblichem zeitlichem Nachlauf vor. Für einzelne Komponenten müssen hilfsweise Indikatoren oder Schätzungen zur Quantifizierung herangezogen werden, diese Zeitreihen können nur im Rahmen von großen Revisionen aktualisiert und eingepflegt werden. So gehen beispielsweise in die Berechnung der Komponente „tarifliche/betriebsübliche Wochenarbeitszeit“

wirtschaftszweigspezifische Auswertungen aus dem IAB-Betriebspanel zur Tarifbindung und zu durchschnittlichen Wochenarbeitszeiten in Betrieben mit und ohne Branchen- bzw. Firmentarifvertrag ein. Da sich mit jedem neuem Auswertungsjahr die wirtschaftszweigspezifischen Zeitreihen basierend auf Regressionsmodellen auch rückwirkend ändern, können diese Zeitreihen jeweils nur im Rahmen von großen Revisionen aktualisiert werden.

Bei wieder anderen Komponenten führt der Wechsel auf ein neues Basisjahr regelmäßig zu Revisionsbedarf. So verwenden wir bei der Berechnung der tariflichen Wochenarbeitszeit den Tarifindex für Arbeitnehmer des Statistischen Bundesamtes als Datenquelle. In Fünf-Jahres-Schritten wird in dieser Statistik das Basisjahr geändert. In dieser Revision wurde der Tarifindex mit Basisjahr 2010 für die AZR übernommen (vgl. Bick/Decker, 2013).

## **2.5 Veröffentlichung der revidierten Zeitreihen der AZR und der VGR**

Die Ergebnisse der AZR werden in unterschiedlichen Medien regelmäßig der Öffentlichkeit zugänglich gemacht. Umfangreiche Quartals- und Jahresdaten mit den wichtigsten Ergebnissen zu den einzelnen Komponenten der AZR werden in Pressemitteilungen auf den Internetseiten des IAB veröffentlicht und auch die jeweils aktuellen Zeitreihen der Komponententabelle der AZR können auf der Homepage des IAB ([www.iab.de](http://www.iab.de)) über die Menünavigation „Daten – Aktuelle Daten Arbeitsmarkt – Daten zur Entwicklung der Arbeitszeit und ihrer Komponenten“ kostenlos abgerufen werden.

Die Ergebnisse der AZR sind auch wichtige Grundlagen für Analysen und Projektionen der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, denn die Erwerbstätigenzahl spiegelt nur einen Teil der Arbeitsnachfrage wider. Aus diesem Grund finden sich Ergebnisse und Schätzungen zu Arbeitszeit und Arbeitsvolumen außerdem in den Kurzfristprojektionen des IAB zum Arbeitsmarkt, die zweimal jährlich als Kurzbericht erscheinen (vgl. Fuchs u. a., 2014).

Auch das Statistische Bundesamt publiziert quartalsweise die wirtschaftszweigspezifischen Ergebnisse zu den geleisteten Arbeitsstunden zusammen mit den Erwerbstätigenzahlen und dem BIP in den entsprechenden Fachserien der VGR. Diese Zeitreihen können auch über die Genesis-Datenbank des Statistischen Bundesamtes abgerufen werden. Quartals- und Jahresergebnisse der großen Revision werden im September 2014 im Rahmen der Fachserie 18 „Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen“ veröffentlicht. Diese regelmäßigen Revisionen im Hinblick auf datenbedingte oder methodische Änderungen führen dazu, dass aktuelle Zeitreihen regelmäßig von früheren Veröffentlichungen abweichen. Deshalb ist jeweils der aktuellste Veröffentlichungsstand maßgeblich und ersetzt früher veröffentlichte Zeitreihen.

## **3 Grundlagen der Modellierung im Zustandsraum**

In diesem Abschnitt werden die methodischen Grundlagen der Revision dargestellt. Wie in Abschnitt 2 erwähnt, finden vor allem Methoden der Zeitreihenanalyse, insbesondere Zustandsraummodelle Anwendung. Daher wird zunächst der allgemeine Rahmen dieser

Modellklasse erklärt, bevor auf drei elementare Spezifikationsmerkmale vor dem Hintergrund der AZR näher eingegangen wird.

Seit einigen Jahren finden Zustandsraummodelle zunehmend in der offiziellen Statistik Anwendung. Dort können sie unter anderem verwendet werden, um Daten aus mehreren Quellen wie Befragungen zeitnah zu aggregierten Statistiken zu verarbeiten (Harvey/Chung, 2000), oder um Befragungsdaten höherer Erhebungsfrequenz konsistent an offizielle „Benchmarks“ anzupassen, die etwa aus administrativen Quellen stammen und womöglich nur seltener erhoben und später veröffentlicht werden (Durbin/Quenneville, 1997). Ferner sind in diesem Rahmen Methoden für die Saisonbereinigung entwickelt worden (Harvey, 1991: Abschnitt 2.3.4), die in der Amtsstatistik von erheblichem Interesse sind. Mittlerweile finden Zustandsraummethoden auch für die Schätzung disaggregierter Regionaldaten, im Rahmen der sogenannten Small Area Ansätze, Verwendung (Pfeffermann/Tiller, 2006).<sup>7</sup>

### 3.1 Das grundlegende Zustandsraummodell

Zustandsraummodelle, wie sie in der AZR Verwendung finden, werden bei Durbin/Koopman (2012) dargestellt als

$$y_t = Z_t \alpha_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, H_t) \quad (1)$$

$$\alpha_{t+1} = T \alpha_t + R \eta_t, \quad \eta_t \sim N(0, Q), \quad t = 1, \dots, n. \quad (2)$$

Dabei ist  $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{pt})'$  der  $p$ -dimensionale Prozess der beobachteten Größen zum Zeitpunkt  $t$ , während  $\alpha_t = (\alpha_{1t}, \dots, \alpha_{mt})'$  einen  $m$ -dimensionalen, nicht beobachtbaren Zustandsvektor oder State-Vektor bezeichnet.

In (1), der Beobachtungsgleichung, werden die Beobachtungen zu den States in Beziehung gesetzt, während die Transitionsleichung (2) die Dynamik der Zustände beschreibt. Sowohl  $\varepsilon_t$ , seinem Ursprung nach als Beobachtungsfehler bezeichnet, als auch  $\eta_t$ , das als Innovationsterm Bewegung in den Zuständen erzeugt, werden über die Zeit hinweg als unkorreliert und voneinander unabhängig angenommen.

In den möglicherweise zeitveränderlichen Beobachtungsmatrizen  $Z_t$  wird nun festgelegt, wie der latente Zustandsvektor von den Beobachtungen erfasst wird.  $Z_t, t = 1, \dots, n$  legt also das Beobachtungsmuster fest, während die hier feste autoregressive Matrix  $T$  im Zusammenspiel mit der Innovationskovarianzmatrix  $Q$  und der Selektionsmatrix  $R$  die Dynamik der Zustände festlegt.

Im Kontext der AZR werden die zu schätzenden Komponenten der Arbeitszeit mit Elementen von  $\alpha_t$  assoziiert, während  $y_t$  Befragungsergebnisse aus verschiedenen Quellen sowie weitere Indikatoren enthält, die mit den zu messenden Größen in Zusammenhang stehen. Das Ziel der Analyse ist die Schätzung von  $\alpha_t$  für jeden Zeitpunkt, insbesondere am aktuellen Rand.

<sup>7</sup> Zu weiteren Potenzialen und Einsatzmöglichkeiten dieser Modellklasse für die amtliche Statistik vgl. Durbin (2000).

Für eine genauere Spezifikation des Modells müssen in diesem Kontext insbesondere drei Präzisierungen vorgenommen werden. Erstens müssen nach einer Festlegung geeigneter Primärdatenquellen und der Modellierungsfrequenz, z.B. quartalsweise oder monatlich, die Matrizen  $Z_t$  dem Timing und dem Bezugszeitraum der Befragungen angepasst werden. Zweitens muss die Dynamik der latenten Größen  $\alpha_t$  spezifiziert werden. Drittens kann neben den Primärdatenquellen auch eine Auswahl weiterer zeitnah verfügbarer und mit der Messgröße korrelierter Indikatoren in  $y_t$  aufgenommen werden. Diese müssen zuerst ausgewählt und deren Zusammenhang mit den Zielgrößen, etwa mithilfe weiterer Zustandsgrößen, modelliert wird. Diese Schritte werden in den folgenden Abschnitten näher beleuchtet.

### 3.2 Beobachtungsschemata

Zustandsraummodelle sind geeignet, um den Prozess der Beobachtung latenter Größen flexibel zu modellieren, wobei gleichzeitig mehrere Beobachtungen für ein und dieselbe Zielgröße, fehlende Werte in den Messungen und zeitveränderliche Beobachtungsschemata handhabbar sind.

Für ein Beispiel, bei dem ein Merkmal  $\alpha_t$  (z.B. bezahlte Überstunden pro Woche) von zwei Befragungsquellen gemessen wird (z.B. Mikrozensus  $y_{1t}$  und SOEP  $y_{2t}$ ), lassen sich die zwei Zeilen der Beobachtungsgleichung schreiben als

$$y_{1t} = \alpha_{1t} + \varepsilon_{1t}, \quad y_{2t} = \alpha_{1t} + \varepsilon_{2t}. \quad (3)$$

In diesem einfachen Beispiel kann also mit  $Z_t = (1, 1)'$  ein Beobachtungsschema modelliert werden, in dem widersprüchliche Befragungen in Einklang zu bringen sind. Die Messfehler  $\varepsilon_{1t}$  und  $\varepsilon_{2t}$  erklären diese Widersprüche. Die Varianzen dieser Fehler, die in der Kovarianzmatrix  $H_t$  enthalten sind, sind von Spezifika der Befragungen wie Stichprobengrößen und Befragungsdesigns abhängig und können sich im Zeitverlauf ändern. Durch eine Konstante in einer der beiden Gleichungen kann eine systematische Verzerrung der entsprechenden Datenquelle korrigiert werden.

Häufig kommt es vor, dass zusätzlich zu den Befragungen des Merkmals selbst weitere Variablen identifiziert werden können, die mit dem in Betracht stehendem Merkmal in engem inhaltlichem und statistischem Bezug stehen. Solche weiteren Informationen helfen bei der präzisen Messung des Zielmerkmals, insbesondere wenn fehlende Werte am aktuellen Rand oder Erhebungen niedriger Frequenz (z.B. jährlich) die Beobachtungen des Zielmerkmals selbst, nicht aber der verwandten Größe erschwert. In einem einfachen Beispiel werden zwei separate States modelliert,

$$y_{1t} = \alpha_{1t} + \varepsilon_{1t}, \quad y_{2t} = \alpha_{1t} + \varepsilon_{2t}, \quad y_{3t} = \alpha_{2t} + \varepsilon_{3t}, \quad (4)$$

die jedoch über eine nichtdiagonale Kovarianzmatrix  $Q$  miteinander korreliert sein dürfen. Bei Korrelation hilft dann eine zusätzliche Variable  $y_{3t}$  auch der Schätzung von  $\alpha_{1t}$ , obwohl sie nicht in dessen Messgleichung eingeht.

Unterschiedliche Erhebungsfrequenzen oder aus anderen Gründen fehlende Werte in den beobachteten Prozessen sind seit der Einführung dieser Modellklasse ein Grund für die Nutzung von Zustandsraummodellen. Findet beispielsweise für das bivariate Beispiel (3) in Periode  $t$  keine Befragung  $y_{1t}$  statt, lässt sich über zeitvariable Beobachtungsmatrizen  $Z_t$  und Fehlervarianzen  $H_t$  leicht eine triviale Gleichung

$$0 = 0 \cdot \alpha_{1t} + 0 \quad (5)$$

erzeugen, die wegen  $Z_t = (0,1)'$  und  $H_{11,t} = 0$  die Informationsaufnahme des Systems in Bezug auf diese Befragung verweigert. Informationen über das Zielmerkmal  $\alpha_t$  zu diesem Zeitpunkt kommen dann (1) aus anderen Befragungen wie  $y_{2t}$ , (2) von eventuellen mit  $\alpha_{1t}$  korrelierten States  $\alpha_{2t}$  und (3) aus ihrer eigenen Vergangenheit und eventuell Zukunft. Letztere Informationen können aus der Dynamik der Zustandsvariablen abgeleitet werden.

Anders als bei den genannten Beispielen, wo sich Befragungen oder andere Messungen nur über eine Periode  $t$ , etwa einen Monat, erstrecken, umfasst der Befragungszeitraum, oder der Zeitraum, auf den sich die Fragen beziehen, bei Surveys in der Realität häufig mehrere Perioden  $t$ . In Befragungen des Mikrozensus etwa werden seit 2005 die Haushalte und Personen gleichmäßig über das ganze Jahr verteilt befragt und die Ergebnisse sind als Quartalsdurchschnitte auswertbar. Ist das Modell jedoch in Monaten formuliert, bezieht sich eine Beobachtung  $y_{it}$  mit  $t = 2006M06$  (Juni 2006) auf die Merkmalsausprägungen  $\alpha_{i,t-2}$ ,  $\alpha_{i,t-1}$  und  $\alpha_{it}$  von April, Mai und Juni. Die Messgleichung muss das widerspiegeln, in diesem einfachen Fall etwa durch

$$y_t = \frac{1}{3}\alpha_{it} + \frac{1}{3}\alpha_{i,t-1} + \frac{1}{3}\alpha_{i,t-2} + \varepsilon_t,$$

wobei  $y_{it}$  für alle Monate außer März, Juni, September und Dezember fehlende Werte aufweist.

Etwas allgemeiner noch ist das Beobachtungsschema beispielsweise für das SOEP. Die Befragung  $y_{it}$  läuft auch hier über mehrere Monate und findet nur jährlich statt. Dabei ändert sich die zeitliche Verteilung der Interviews über das Jahr hinweg. Betrachtet man im Beispiel des SOEP das Jahr 2011 und notiert das jährliche Befragungsergebnis  $y_{it}$  in der letzten Periode des Befragungszeitraums (hier  $t = 2011M12$ ), so lässt sich mit  $z_{jt}$  das Gewicht von Monat  $j$  (Anteil Befragte  $N_j/N$ ) am Jahresmittelwert der Befragung bezeichnen. Im Beispiel etwa ist  $N_{JAN} = 0$ ,  $N_{FEB} = 1244$ , ..., so dass sich die Gewichte ergeben als  $z_{JAN} = 0$ ,  $z_{FEB} = 0,2085$ , usw. Die Beobachtungsgleichung ist dann für ein  $t$  im Dezember gegeben als

$$y_{it} = z_{DEZ,t}\alpha_{i,t} + z_{NOV,t}\alpha_{i,t-1} + \dots + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

während für alle anderen Monate nur fehlende Werte in  $y_{it}$  enthalten sind. Abbildung 2 zeigt die Verteilung der SOEP-Befragungen über den Jahresverlauf für ausgewählte Jahre.

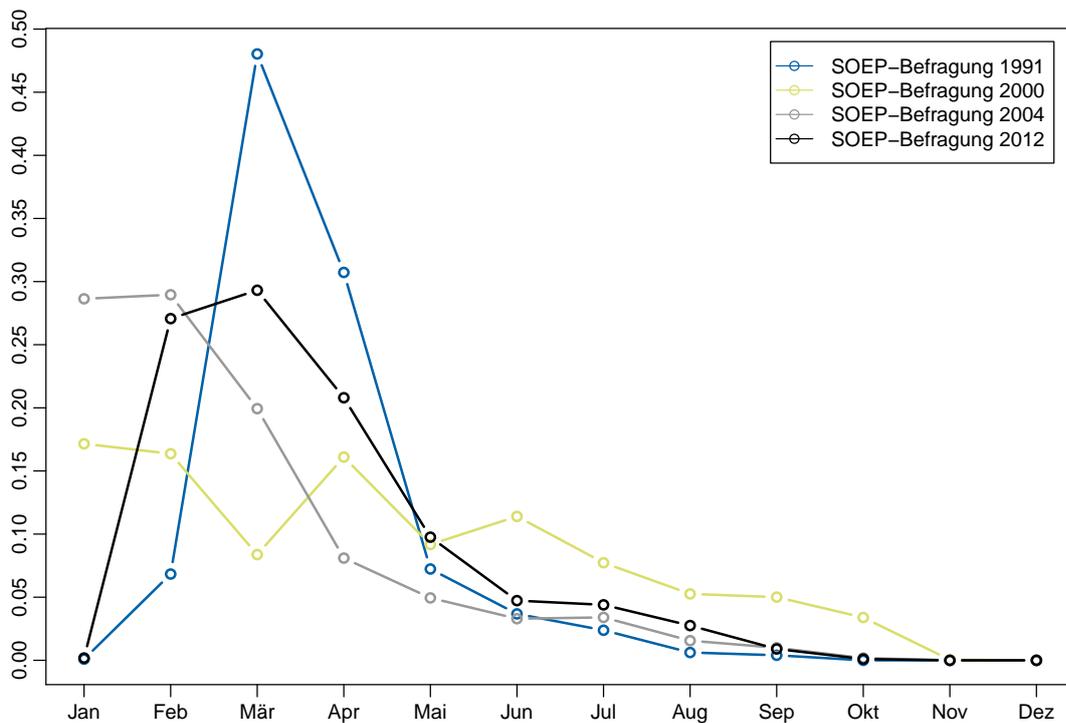


Abbildung 2: Verteilung der Befragungen des SOEP über das Jahr, Anteil der Befragungen, die auf die einzelnen Monate entfallen für 1991, 2000, 2004 und 2012

### 3.3 Dynamik mit Komponenten aus der strukturellen Zeitreihenanalyse

Wie aus dem letzten Abschnitt hervorgeht, bezieht sich die Schätzung der latenten Arbeitszeitkomponenten nicht allein auf Messungen oder Erhebungen des gleichen Zeitpunkts. Indem  $\alpha_t$  als dynamischer Prozess mit Abhängigkeiten über die Zeit modelliert wird, sind auch vorangegangene oder nachfolgende Messungen informativ für die Merkmalsausprägung zum Zeitpunkt  $t$ . Die dynamische Modellierung folgt hier den Prinzipien der multivariaten strukturellen Zeitreihenanalyse, wie sie etwa in Harvey (1991) oder Durbin/Koopman (2012: Abschnitt 3.3) beschrieben werden.

Eine einzelne Zeitreihe oder zu messende Größe, wie sie bisher mit  $\alpha_{it}$  bezeichnet wurde, wird nach ihren Zeitreiheneigenschaften in verschiedene Komponenten wie beispielsweise Trend, Saison, Zyklus und unregelmäßige Bestandteile zerlegt, und lässt sich somit darstellen als

$$y_t = \underbrace{\mu_t}_{\text{Stochastische Trends}} + \underbrace{\gamma_t}_{\text{Saisonkomponenten}} + \underbrace{c_t}_{\text{Stochastische Zyklen}} + \underbrace{\varepsilon_t}_{\text{Unsystematisch}} \quad (7)$$

Die Trendkomponenten werden dabei flexibel mit einer stochastischen Spezifikation erfasst, nämlich

$$\begin{aligned} \mu_{t+1} &= \mu_t + \nu_t + \xi_t, & \xi_t &\sim N(0, \Sigma_\xi) \\ \nu_{t+1} &= \nu_t + \zeta_t, & \zeta_t &\sim N(0, \Sigma_\zeta), \end{aligned}$$

wobei neben den Kovarianzmatrizen  $\Sigma_\xi$  und  $\Sigma_\zeta$  auch  $\mu_0$  und  $\nu_0$  unbekannte Parameter

bezeichnen. Der Term  $\xi_t$  verschiebt das Niveau der Trendreihen, während von Null verschiedene  $\zeta_t$  für ein Abknicken des Trends zuständig sind. Klar wird dies anhand von Spezialfällen. Für  $\Sigma_\xi = \Sigma_\zeta = 0$  nämlich ergibt sich ein linearer Trend  $\mu_t = \mu_0 + \nu_0 t$ , für  $\Sigma_\zeta = 0$  ein Random Walk mit Drift und für  $\Sigma_\xi = 0$  eine glatter, sogenannter *Integrated Random Walk* als Trend. Diese Möglichkeiten sind in einem einheitlichen Modellrahmen enthalten, was die Flexibilität des Ansatzes verdeutlicht.

Die Saisonkomponenten sind so konzipiert, dass sie im Jahresverlauf annähernd regelmäßige Muster entfalten und sich über das Jahr hinweg ungefähr zu 0 addieren. Falls  $s$  die Anzahl der Beobachtungen innerhalb eines Jahres bezeichnet ( $s = 12$  für Monatswerte,  $s = 4$  für Quartalswerte), erreicht dies die Spezifikation (für  $i = 1, \dots, p$ )

$$\gamma_{it} = - \sum_{j=1}^{s-1} \gamma_{i,t-j} + \omega_{it}, \quad \omega_{it} \sim N(0; \Sigma_{\omega,ii}),$$

bei der  $\omega_{it}$  wieder ein unkorrelierter Noise-Prozess ist. Für  $\Sigma_{\omega,ii} = 0$  summieren sich die Saisonterme exakt zu 0 und sind über verschiedene Jahre hinweg konstant. Sie können dann auch als Saisondummies bezeichnet werden. Andernfalls kann sich die Saisonstruktur langsam ändern; umso schneller, je größer die Schocks in  $\omega_{it}$  sind und daher je größer  $\Sigma_{\omega,ii}$  ist.

Einzelne Zykluskomponenten  $\tilde{c}_{it}$ ,  $i = 1, \dots, p$  werden nach Durbin/Koopman (2012) gemeinsam mit den Hilfsprozessen  $\tilde{c}_{it}^*$  modelliert als

$$\begin{pmatrix} \tilde{c}_{i,t+1} \\ \tilde{c}_{i,t+1}^* \end{pmatrix} = \rho_i \begin{pmatrix} \cos \lambda_i & \sin \lambda_i \\ -\sin \lambda_i & \cos \lambda_i \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \tilde{c}_{i,t} \\ \tilde{c}_{i,t}^* \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \kappa_{i,t} \\ \kappa_{i,t}^* \end{pmatrix}, \quad \begin{pmatrix} \kappa_{i,t} \\ \kappa_{i,t}^* \end{pmatrix} \sim N(0, \Sigma_{\kappa,ii} I).$$

Die Prozesse folgen also paarweise einem vektorautoregressiven Prozess erster Ordnung, wobei als freie Parameter die Frequenz  $\lambda_i$ , der Dämpfungsfaktor  $\rho_i$  und als Skalierungsfaktor die Schockvarianz  $\Sigma_{\kappa,ii}$  behandelt werden. Als Spezialfälle ist etwa der Fall  $\Sigma_{\kappa,ii} = 0$  und  $\rho_i = 1$  zu nennen, wo die Startbedingungen  $\kappa_{i,0}$  und  $\kappa_{i,0}^*$  eine deterministische Schwingung erzeugen, die für  $|\rho_i| < 1$  gedämpft ist und abklingt. Im hier betrachteten stochastischen Fall mit  $\Sigma_{\kappa,ii} \neq 0$  und  $|\rho| < 1$  folgt die latente Zeitreihe  $\tilde{c}_{it}$  einem stationären autoregressiven Prozess zweiter Ordnung. Die Zyklizität des Prozesses ist nun nicht deterministisch, sondern äußert sich in stochastischen Schwingungen mit dominanter Periode  $2\pi/\lambda_i$ , genauer in einem Maximum der Spektraldichte an der entsprechenden Stelle.

Generell werden die genannten Komponenten gleicher Art als voneinander abhängig angenommen, was durch Korrelationen der Schocks gewährleistet wird. Im Fall der stochastischen Zyklen gilt also grundsätzlich  $\Sigma_{\kappa,ij} \neq 0$ . In diesem Fall ist für den Gleichlauf auch noch der zeitliche Zusammenhang der Zyklen, also ein eventueller Vor- oder Nachlauf von Interesse. Nach Rünstler (2004) wird eine Phasenverschiebung  $\theta_2, \dots, \theta_p$  erzeugt durch eine Normierung  $\theta_1 = 0$  und damit

$$\begin{aligned} c_{1,t} &= \tilde{c}_{1,t} \\ c_{j,t} &= \tilde{c}_{j,t} \cos(\lambda_j \theta_j) + \tilde{c}_{j,t}^* \sin(\lambda_j \theta_j), \quad j = 2, \dots, p. \end{aligned}$$

Die Werte für  $\theta_j$  messen den Nachlauf (Vorlauf für negative  $\theta$ ) der Variable  $j$  im Zyklusverlauf gegenüber Variable 1 in Einheiten der Modellfrequenz (etwa Monate, falls  $t$  Monate bezeichnet) und werden ebenfalls als unbekannte Parameter betrachtet. Vereinfachungen des Modells ergäben sich durch die Annahme ähnlicher Zyklen ( $\lambda_1 = \dots = \lambda_p$  und  $\rho_1 = \dots = \rho_p$ ). Möglicherweise perfekt korrelierte, also gemeinsame Zyklen ( $\Sigma_{\kappa} = \Gamma\Gamma'$  mit  $\Gamma$  ( $p \times s$ ) und  $s < p$ ) werden im folgenden nicht betrachtet.

Bei der Schätzung einzelner Merkmale der Arbeitszeit mithilfe von Modell (7) werden die einzelnen Komponenten Trend, Saison, Zyklus und Noise zunächst als separate Bestandteile modelliert und dann als Ergebnis deren Summen zusammengeführt. Der Vorteil dieser sogenannten strukturellen Zeitreihenmodellierung liegt in seiner sparsamen, einfachen und gut interpretierbaren Struktur. Im vorliegenden multivariaten Fall können bei dieser Modellierungsweise Korrelationen etwa zwischen den jeweiligen Zykluskomponenten unabhängig von weiteren Bestandteilen berücksichtigt und gegebenenfalls ausgeschlossen werden.

### 3.4 Faktorstruktur und Dimensionsreduktion

Eine zeitnahe und präzise Erfassung der gewünschten Arbeitszeitmerkmale am aktuellen Rand wird oftmals dadurch erschwert, dass die verwendeten Befragungsdaten erst mit erheblichem zeitlichen Nachlauf verfügbar sind. So werden Daten des Mikrozensus erst im Herbst des Folgejahres auswertbar. Die neuen Versionen des SOEP sind erst mit gut eineinhalb Jahren Verzögerung zur hauptsächlichen Befragungszeit erhältlich. Es ist daher erforderlich, dass möglichst viele verfügbaren Informationen ausgewertet werden, die früh erhältlich und informativ für das betreffende Merkmal sind. Wir schlagen eine Strategie vor, die die Auswertung einer größeren Anzahl konjunktureller Indikatoren in Modellen wie (7) erlaubt. Dies stellt sich insbesondere bei der Erfassung konjunktureller Komponenten der Arbeitszeit als gewinnbringend heraus.

Man betrachte ein Modell mit  $p$  Befragungen und direkt relevanten Variablen  $y_t$  für das betrachtete Merkmal und  $k$  weiteren Konjunkturvariablen  $x_t$ , wobei die mit  $x_t$  assoziierten Zustandsvariablen untereinander und mit denjenigen in  $y_t$  eine Korrelation aufweisen. Zur Vereinfachung sei angenommen, dass mit  $y_t$  auch  $p$  separate latente Zeitreihen assoziiert sind, also keine Doppelmessungen exakt desselben Merkmals wie in Abschnitt 3.2 erläutert stattfinden und ein konstantes einperiodiges Beobachtungsmuster vorliegt. Für große  $k$ , also viele infragekommene Indikatoren wird die Schätzung eines gemeinsamen Modells für  $y_t$  und  $x_t$  wie (7) dadurch erschwert, dass sehr viele Parameter zu schätzen sind. Bei vollen Kovarianzmatrizen  $\Sigma_{\xi}$ ,  $\Sigma_{\zeta}$ ,  $\Sigma_{\kappa}$ ,  $\Sigma_{\omega}$  und  $H$  sind dies nämlich allein  $\frac{5}{2}(k+p)(k+p+1)$  Varianzparameter.

Eine populäre und einfach handhabbare Möglichkeit im Umgang mit solchen hochdimensionalen Daten (hier großen  $k$ ) sind sogenannte Faktormodelle, bei denen der Zusammenhang mehrerer Größen durch eine oder mehrere zugrundeliegender, nicht direkt beobachtbarer, Faktoren beschrieben werden. Im vorliegenden Fall können sich die Konjunkturindikatoren in  $x_t$  etwa durch gemeinsame Trend-, Saison-, Zyklus- und Noisekomponenten

beeinflusst werden, was sich darstellen lässt als

$$x_t = A_\mu^x \mu_t^x + A_\gamma^x \gamma_t^x + A_c^x c_t^x + A_\varepsilon^x \varepsilon_t^x + u_t^x. \quad (8)$$

Während  $u_t^x$  die idiosynkratischen Komponenten von  $x_t$  sind, die über die Reihen hinweg unabhängig voneinander sind und selbst Trends, Zyklen usw. beinhalten können, bezeichnen  $\mu_t^x$ ,  $\gamma_t^x$ ,  $c_t^x$  und  $\varepsilon_t^x$  die gemeinsamen Komponenten, die mit möglicherweise unterschiedlichen Dimensionen  $r_\mu, r_\gamma, r_c, r_\varepsilon < k$  die Anzahl der in Abhängigkeit zu  $y_t$  modellierten latenten Variablen reduzieren. Nun kann die Korrelation dieser gemeinsamen Komponenten in  $x_t$  mit den Komponenten in  $y_t$  für eine präzise Schätzung der letzteren ausgenutzt werden. Dies geschieht üblicherweise in einem gemeinsamen Modell für  $y_t$  und  $x_t$ , wobei die Matrizen  $A_\mu^x$ ,  $A_\gamma^x$ ,  $A_c^x$  und  $A_\varepsilon^x$  als unbekannte Parameter mitgeschätzt werden müssen. Letztere Matrizen haben  $k$  Zeilen, was zumindest für sehr große  $k$  die Praktikabilität des Ansatzes infrage stellt.

Wir schlagen eine rechnerisch weniger anspruchsvolle Methode vor, die auf Ideen von Bräuning/Koopman (2014) basiert und nennen den Modellansatz ein "gefaltetes multivariates strukturelles Zeitreihenmodell" (CMSTS). Bezeichnen wir mit  $r$  den Rang der Matrix  $(A_\mu^x : A_\gamma^x : A_c^x : A_\varepsilon^x)$ , dann lässt sich aus den  $r$  Hauptkomponenten des Prozesses in Differenzen  $(1-L)^2(1-L_s)x_t$  und ihrer Re-kumulierung ein Prozess  $f_t$  erzeugen, der (für sehr große  $k$  und damit abnehmendem Schätzfehler der Hauptkomponenten) die Informationen der gemeinsamen Komponenten in  $x_t$  in sich vereint. Ein gemeinsames Modell für  $y_t$  und  $f_t$  ist dann für die Bestimmung der Komponenten in  $y_t$  ebenso informativ wie eines für  $y_t$  und  $x_t$ , jedoch rechnerisch deutlich einfacher zu spezifizieren und zu schätzen.

Das Modell lässt sich dabei schreiben als

$$\begin{bmatrix} y_t \\ f_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I & 0 \\ 0 & B_\mu^x \end{bmatrix} \mu_t^* + \begin{bmatrix} I & 0 \\ 0 & B_\gamma^x \end{bmatrix} \gamma_t^* + \begin{bmatrix} I & 0 \\ 0 & B_c^x \end{bmatrix} c_t^* + \begin{bmatrix} I & 0 \\ 0 & B_\varepsilon^x \end{bmatrix} \varepsilon_t^*, \quad (9)$$

wobei  $\mu_t^* = (\mu_t^x, \mu_t^{x'})'$  und analog  $\gamma_t^*$ ,  $c_t^*$  und  $\varepsilon_t^*$  die zusammengesetzten Prozesse der miteinander korrelierten Komponenten in  $y_t$  und  $x_t$  sind. So ist beispielsweise  $\mu_t^*$  ein  $r_\mu + p$ -dimensionaler Prozess. Die Parametermatrizen  $B_j^x$  haben für  $j \in \{\mu, \gamma, c, \varepsilon\}$  entsprechend Dimensionen  $r \times r_j^x$ , wobei für die Identifizierbarkeit angenommen wird, dass  $B_{j,ll}^x = 1$  und  $B_{j,lm}^x = 0$  für  $l < m$ .

Die Komponenten  $\mu_t^*$ ,  $\gamma_t^*$ ,  $c_t^*$  und  $\varepsilon_t^*$  werden ebenso modelliert wie zuvor in Abschnitt 3.3 beschrieben. Mit der in dieser Prozedur erreichten Dimensionsreduktion ist es nun wieder möglich, unrestringierte Kovarianzmatrizen der entsprechenden Schocks, genannt  $\Sigma_\xi^*$ ,  $\Sigma_\zeta^*$ ,  $\Sigma_\kappa^*$ ,  $\Sigma_\omega^*$  und  $H^*$ , zu schätzen, sofern dies aus statistischer Sicht geboten ist. Die Schätzung der zu messenden Arbeitszeitkomponenten gewinnt dadurch insbesondere am aktuellen Rand an Präzision, wenn die Indikatoren in  $x_t$  frühzeitig verfügbar sind und eine starke Korrelation (zumindest in einigen Komponenten wie etwa dem Zyklus) mit Komponenten in  $y_t$  aufweisen. Aus ökonometrischer Sicht werden die unbekannt Parameter mit der Maximum Likelihood Methode bestimmt und die Komponenten der Arbeitszeit mit dem Kalman Smoother unter Zuhilfenahme aller verfügbaren Informationen für den geforderten Zeitraum geschätzt.

Als konkrete Indikatoren in  $x_t$  kommen hier Produktions-, Erwartungs-, Stimmungs- und Arbeitsmarktvariablen infrage. Die für die Bestimmung der Arbeitszeitkomponenten verwendeten Zeitreihen werden in Abschnitt 4.3 beleuchtet. Die genaue Modellspezifikation bei der Berechnung unterschiedlicher Komponenten der Arbeitszeit wird für jede Komponente gesondert beschrieben. Zumeist finden Zustandsraummodelle Anwendung, die eine Kombination der beschriebenen Charakteristika aufweisen. Im Folgenden werden die beschriebenen Methoden für die Messung der Arbeitszeitkomponenten Überstunden, Arbeitszeitkonten, Krankenstand und Teilzeitquoten angewandt und die daraus resultierenden Ergebnisse der Revision vorgestellt.

## 4 Überstunden

Dieser Abschnitt behandelt die Arbeitszeitkomponente der bezahlten und unbezahlten Überstunden. Nach einer Definition werden die Berechnungsgrundlagen und Verfahren vor der Revision den aktuellen Methoden gegenübergestellt sowie die revidierten Ergebnisse dargestellt.

### 4.1 Definition

Zu den konjunkturellen Komponenten der AZR zählen Überstunden. Diese werden von Seiten der Betriebe eingesetzt, um tägliche, saisonale oder konjunkturelle Nachfrageschwankungen abzufedern ohne dabei auf den externen Arbeitsmarkt in Form von Einstellungen zurückgreifen zu müssen. Ganz allgemein werden Überstunden als Arbeitsstunden definiert, die über eine vertraglich vereinbarte, regelmäßige Arbeitszeit hinaus von Beschäftigten geleistet werden (Gold, 2002; Bellmann/Gewiese, 2003; Anger, 2006). Mit den sogenannten definitiven und transitorischen Überstunden lassen sich zwei Formen der Überstundenarbeit voneinander unterscheiden (Zapf, 2012).

**Definitive Überstunden** Zu den definitiven Überstunden zählen sowohl die bezahlten als auch die unbezahlten Überstunden. Beide Formen verlängern die Arbeitszeit eines beschäftigten Arbeitnehmers. Bei den bezahlten Überstunden findet ein monetärer Ausgleich statt und beschäftigte Arbeitnehmer können zusätzlich zu ihrem regulären Stundenlohn noch einen Überstundenzuschlag erhalten. Bei den unbezahlten Überstunden findet kein Ausgleich statt, diese werden weder finanziell abgegolten, noch haben Arbeitnehmer die Möglichkeit, die mehr geleistete Arbeit zu einem späteren Zeitpunkt wieder auszugleichen und weniger zu arbeiten (Zapf, 2012).

**Transitorische Überstunden** Transitorische Überstunden sind mehr geleistete Arbeitsstunden, die von den beschäftigten Arbeitnehmern zu einem späteren Zeitpunkt durch Freizeit ausgeglichen werden können. Damit verändern transitorische Überstunden nur die Lage und Verteilung der Arbeitszeit, ihre Dauer wird dagegen nicht beeinflusst. In den letzten Jahren sind transitorische Überstunden immer bedeutender geworden. Dies ist auch

darauf zurückzuführen, dass sich Arbeitszeitkonten auf betrieblicher Ebene immer stärker verbreiten, mit denen der Auf- und Abbau von transitorischen Überstunden geregelt und dokumentiert werden kann (Zapf, 2012).

## 4.2 Bisherige Ermittlung von Überstunden

Bislang wurden in der AZR unter den definitiven nur die bezahlten Überstunden berücksichtigt. Damit wurde den Vorgaben des ESVG 1995 gefolgt und die zusätzlich geleisteten und normalerweise höher als mit dem normalen Satz bezahlten Arbeitsstunden ausgewiesen. Mit Einführung des ESVG 2010 sind neben den bezahlten nun auch die unbezahlten Überstunden zu berücksichtigen, wie in Abschnitt 2 bereits erwähnt wurde.

Zur Ermittlung der bezahlten Überstunden wurden bislang die Daten der vierteljährlichen Verdiensterhebung für das Produzierende Gewerbe des Statistischen Bundesamts, des ifo-Konjunkturtests sowie der IAB-Stellenerhebung herangezogen. Da die Zeitreihe zu den bezahlten Überstunden aus den vierteljährlichen Verdiensterhebungen Ende 2006 eingestellt wurde, wurde die Überstunden-Zeitreihe anhand einer Regressionsfunktion seit 2007 fortgeschätzt. In die Regressionsfunktion flossen die Daten des ifo-Konjunkturtests zu Überstundenmeldungen seitens der Betriebe ebenso ein wie ein Trend und Saison-Dummies. Für wirtschaftszweigspezifische Angaben wurden die Daten der IAB-Stellenerhebung genutzt. Dabei wurde berücksichtigt, dass erhebungsbedingt auch teils unbezahlte Überstunden enthalten sein dürften. Die Ergebnisse zu Überstunden in der IAB-Stellenerhebung wurden deshalb mithilfe eines Faktors gekürzt, der den Unterschied der Ergebnisse im verarbeitenden Gewerbe aus der IAB-Stellenerhebung und der fortgeschriebenen Zeitreihe der vierteljährlichen Verdiensterhebung abbildet. Bei den bezahlten Überstunden wurde weiterhin berücksichtigt, dass bestimmte Arbeitnehmergruppen, wie geringfügig Beschäftigte, Auszubildende und Personen, die zwar als beschäftigt gelten, aber eine Arbeitszeit von Null-Stunden aufweisen, keine Überstunden leisten (Wanger, 2013).

## 4.3 Neue Berechnungsgrundlagen von Überstunden

Als Datenquellen für die Berechnung sowohl bezahlter als auch unbezahlter Überstunden finden nun vornehmlich das SOEP sowie in jüngeren Jahren der Mikrozensus Anwendung.

Im Datensatz des SOEP (SOEP-long v29) sind seit den 1980er Jahren Angaben zur Anzahl geleisteter Überstunden pro Woche (generierte Variable `pguebstd`) und deren Abgeltung (`plb0195`) enthalten. Letztere Variable erlaubt eine Untergliederung der Überstunden in "Abgefeiert", "Teils, teils", "Bezahlt" und "Nicht abgegolten". Daraus lassen sich unter bestimmten Annahmen Jahreswerte für die durchschnittliche Anzahl bezahlter und unbezahlter Überstunden erzeugen. Problematisch sind dabei fehlende Werte sowohl in den Überstunden als auch in der Abgeltungsform. Zu Schwierigkeiten führt außerdem die Möglichkeit, als Abgeltungsform "Teils, teils" zu antworten, was mutmaßlich vor allem als eine Kombination von bezahlten und in Freizeit abgegoltenen Überstunden verstanden werden dürfte.

Wir begegnen diesen Problemen wie folgt: Personen mit fehlenden Werten bei den Überstunden pro Woche werden für die Durchschnittsbildung ignoriert. Bei zwar verfügbaren Überstunden pro Woche, aber fehlendem Wert in der Abgeltungsform werden die für diese Personen ermittelten Überstunden so auf die einzelnen Abgeltungsformen verteilt, wie dies ihrem Anteil bei den Personen mit Angaben zur Abgeltungsform entspricht. Seit 2001 wird im SOEP zusätzlich nach der Anzahl der bezahlten Überstunden gefragt (plb0198). Für die Personen, die hier eine Angabe machen und gleichzeitig "Teils, teils" als Abgeltungsform angeben, wird die Differenz aus gesamten und bezahlten Überstunden den "abgefeierten" Überstunden zugerechnet. Der Anteil der bezahlten Überstunden an den gesamten "Teils, teils"-Überstunden in jedem Jahr wird für diejenigen Personen zugrundegelegt, die "Teils, teils" antworten, aber keine Angaben für die bezahlten Überstunden machen. Vor 2001 wird dieser Anteil mithilfe der danach verfügbaren Jahreswerte mit einem linearen Trend extrapoliert.

Als Einschränkung der Grundgesamtheit werden nur diejenigen Individuen verwendet, die sich anhand der generierten Variable Erwerbsstatus als voll erwerbstätig, teilzeitbeschäftigt, in beruflicher Ausbildung oder als unregelmäßig oder geringfügig erwerbstätig einordnen lassen ( $pgemplst \in \{1,2,3,4\}$ ), deren Stellung im Beruf dem nicht widerspricht ( $pgstib$ ), die älter als 15 Jahre alt sind ( $d11101 \geq 15$ ), und die nicht aufgrund von Elternzeit, Pflegezeit oder ähnlichem Null Stunden leisten ( $plb0019$ ,  $plb0020$ ). Die Verteilung nach Monaten, die im Zustandsraummodell relevant ist, wird anhand des Befragungsmonats ( $pgmonth$ ) der ausgewählten Gruppe berechnet. Für die bezahlten Überstunden werden zusätzlich diejenigen Gruppen ausgeschlossen, für die bezahlte Überstunden nicht dem Wesen ihres Vertrages entsprechen, also Auszubildende und geringfügig Beschäftigte (identifiziert durch  $pgemplst$ ,  $pgstib$ ,  $plg0012$  und  $plb0187$ ).<sup>8</sup>

Im Mikrozensus werden seit 2010 regelmäßig bezahlte und unbezahlte Überstunden erhoben. Diese lassen sich durch die unterjährige Befragung seit 2005 in Quartalsdurchschnitte überführen. Ausgewählt werden Erwerbstätige am Hauptwohnsitz (nach Erwerbstyp EF29 und EF30 im Fragenkatalog von 2012), die laut Stellung im Beruf (EF117) als abhängig Beschäftigte gelten und älter als 15 sind.

Als wesentlicher weiterer Indikator, der für die Berechnung von Überstunden herangezogen wird, dient weiterhin der ifo-Konjunkturtest. In der Befragung geben Betriebe jeweils an, ob derzeit Überstunden (1) überhaupt geleistet und wenn ja (2) mehr als Betriebsüblich geleistet werden. Die Zeitreihe der Anteile derjenigen Betriebe, die auf Antwort (1) Ja antworten ist für jeweils den ersten Monat im Quartal langjährig verfügbar. Durch die Korrelation mit den tatsächlich geleisteten (bezahlten und unbezahlten) Überstunden, wie sie von den Erhebungen des SOEP und des Mikrozensus ausgewiesen werden und der frühen unterjährigen Verfügbarkeit wird diese Größe in die Modelle (in  $y_t$ ) zur Messung der

<sup>8</sup> Während für Auszubildende und geringfügig Beschäftigte bei der Ermittlung von unbezahlten Überstunden und Arbeitszeitkontenbewegungen auf Befragungsdaten zurückgegriffen wird, setzen wir die bezahlten Überstunden dieser Gruppen auf Null. Bei der Zustandsraummodellierung wird hier nur der Durchschnitt der regulär Beschäftigten modelliert und in Abbildung 3 gezeigt. Die ausgeschlossenen Gruppen gehen in den weiteren Berechnungsschritten für die Ermittlung der bezahlten Überstunden aller Arbeitnehmer mit einem Wert von Null ein. Auswertungen des SOEP und des Mikrozensus zeigen, dass die (unplausiblerweise) ausgewiesene Überstundenanzahl dieser Gruppen nur bei wenigen Minuten pro Woche liegt.

Überstunden einbezogen.

Als zusätzliche Konjunktur- und Arbeitsmarktindikatoren in  $x_t$  verwenden wir die  $k = 10$  saisonbereinigten Indikatoren, die in Tabelle 1 aufgeführt sind. Für die Bestimmung der Hauptkomponenten liegt keine Evidenz für Trendbrüche vor ( $\nu_t^x$  konstant). Dadurch und wegen der Saisonbereinigung genügt es daher, für die Hauptkomponentenrechnung die ersten Differenzen von  $x_t$  zu verwenden und die Hauptkomponenten durch partielle Summen rückzukumulieren. Für verschiedene Indikatoren mit positivem Wertebereich findet die logarithmische Transformation Anwendung, wie in der letzten Spalte von Tabelle 1 angemerkt ist.

Variable	Quelle	Transf.
Bruttoinlandsprodukt (Preisbereinigt)	Statistisches Bundesamt	log
Produktionsindex im Verarbeitenden Gewerbe	Statistisches Bundesamt	log
Auftragseingang im Verarbeitenden Gewerbe	Statistisches Bundesamt	log
Erwerbstätige (Inlandskozept)	Statistisches Bundesamt	log
Registrierte Arbeitslose	Bundesagentur für Arbeit	log
Konsumneigung	GfK	—
Geschäftsbeurteilungen	ifo	—
Geschäftserwartungen	ifo	—
Beschäftigungsbarometer	ifo	—
Reales Arbeitnehmerentgelt pro Kopf	Berechnungen der IAB	log

Tabelle 1: Konjunkturindikatoren zur Berechnung der konjunkturellen Komponenten der Arbeitszeit

#### 4.4 Methoden und Ergebnisse

Sowohl für die bezahlten als auch für die unbezahlten Überstunden wird ein 4-dimensionales Modell der Form (9) geschätzt. Das Modell ist — entsprechend den höchstfrequenten Zeitreihen im Datensatz — in Monaten formuliert. Die Beobachtungsmatrizen sind wie in Abschnitt 3.2 erläutert an die Beobachtungsschemata der entsprechenden Datenquellen angepasst. Die modellierten Variablen sind die log-transformierten durchschnittlich geleisteten Überstunden aus dem SOEP  $\log(uest\_soep_t)$ , das log-transformierte Ergebnis des Mikrozensus,  $\log(uest\_mzt_t)$ , der Anteil der Überstunden leistenden Betriebe aus dem ifo-Konjunkturtest,  $uest\_ifo_t$ , und die erste Hauptkomponente  $f_t$  der in Tabelle 1 genannten Indikatoren.

Die beiden direkten Befragungen der zu messenden Größe ( $\log(uest\_soep_t)$  und  $\log(uest\_mzt_t)$ ) sollten keine Unterschiede in den zugrundeliegenden Dynamiken aufweisen. Daher teilen sie sich im Modell denselben Trend-, Zyklus- und Saisonverlauf und unterscheiden sich nur durch einen konstanten Niveauunterschied und einem Messfehlerterm, der über die Zeit hinweg unkorreliert ist. Aufgrund der kürzeren Zeitreihe des Mikrozensus wird für das Niveau die SOEP-Befragung zugrundegelegt, während die Dynamik von

beiden, der SOEP- und der Mikrozensusbefragung beeinflusst werden. Das Modell ist

$$\begin{pmatrix} \log(uest\_soep_t) \\ \log(uest\_mzt_t) \\ uest\_ifo_t \\ f_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_{1t} \\ c_{1t} \\ c_{3t} \\ c_{4t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{1t} + \mu_2 \\ \mu_{3t} \\ \mu_{4t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{1t} \\ \gamma_{1t} \\ \gamma_{3t} \\ \gamma_{4t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{pmatrix}.$$

Um eine möglichst präzise Schätzung der Modellparameter und damit auch der zu messenden Komponenten zu erhalten, werden den Parametern Nullrestriktionen auferlegt, wo diese mit statistischen Signifikanztests nicht widerlegt werden können und sich daher als angemessen erweisen. Für die vorliegenden Daten sind weder signifikante Änderungen in der Steigung der Trends festzustellen, so dass  $\Sigma_{\xi}^* = 0$  gesetzt wird, noch ist außer dem angesprochenen Messfehlerterm beim Mikrozensus eine Noise-Komponente vorhanden ( $\varepsilon_{1t} = \varepsilon_{3t} = \varepsilon_{4t} = 0$ ). Während sich die Hauptkomponente  $f_t$  gänzlich aus saisonbereinigten Zeitreihen berechnet, und daher keine Saisonkomponente mitmodelliert werden muss, wird für die bezahlten und unbezahlten Überstunden ( $\gamma_{1t}$ ) sowie für die ifo-Überstundenreihe ( $\gamma_{3t}$ ) eine konstante Saisonfigur auferlegt ( $\Sigma_{ii,\omega}^* = 0$  für  $i = 1, 3$ ). Schocks auf die drei stochastischen Trends und auf die drei stochastischen Zyklen haben dagegen unrestringierte Kovarianzmatrizen  $\Sigma_{\xi}^*$  und  $\Sigma_{\kappa}^*$ . Als weitere Restriktion werden jeweils ähnliche Zyklen angenommen. Die Zyklusparameter  $\rho$  und  $\lambda$  sind in den multivariaten Modellen also für alle Zeitreihen identisch.

Für die Aufteilung der gewonnenen aggregierten Überstundenanzahl nach Wirtschaftszweigen, auf Ost und West sowie auf Vollzeit- und Teilzeitarbeitnehmer wird neben SOEP und Mikrozensus bei den bezahlten Überstunden auch auf die Verdienststrukturerhebungen 2001, 2006 und 2010 zurückgegriffen. Aus den verfügbaren Befragungen werden Jahresdurchschnitte für die Untergruppen sowie deren Survey-Standardfehler extrahiert. Da die Beobachtungszahl jedoch durch die Aufteilung auf  $38 \times 2 \times 2 = 152$  Zellen nicht ausreicht, werden Verfahren der Small-Area-Statistik verwendet (Rao, 2005). Ein Zustandsraummodell liefert im Ergebnis relativ glatte Zeitreihen für alle Zellen, die Informationen anderer Zeitpunkte ebenso ausnützen wie Gruppenzugehörigkeit, etwa zu Wirtschaftszweig-Aggregaten. Die disaggregierten Ergebnisse werden so angepasst, dass sie mit dem monatlichen Aggregat konsistent sind. Es handelt sich also hier um einen Top-Down Ansatz. Dieselbe Methodik findet bei den Arbeitszeitkonten Anwendung.

**Ergebnisse für bezahlte Überstunden** In der linken Spalte von Tabelle 2 sind einige Parameterschätzer für die Zykluskomponente der bezahlten Überstunden gegeben. Der Dämpfungsfaktor  $\rho$  weist einen Wert nahe 1 auf, was auf eine schwache Dämpfung der Zyklen und damit ein persistentes Schwingungsverhalten impliziert. Die stärkste Zyklizität dieser Komponente findet in Perioden mit 48 Monaten Länge statt, was aus der geschätzten Frequenz  $\lambda$  abgeleitet werden kann. Man beachte jedoch den stochastischen Charakter des Zyklus, der neben dieser Frequenz auch kürzer- oder längerfristige Schwankungen zulässt. Die unbedingte Zyklus-Standardabweichung berechnet sich aus der Quadratwurzel von  $\text{Var}(c_t)$ , kann aus den geschätzten Parametern berechnet werden und misst die Stär-

ke und Bedeutung der Zykluskomponente. Durch die logarithmische Modellierung ist diese Größe als relativ zum Niveau der Reihe zu interpretieren.

In der Tabelle wird auch der Zusammenhang zwischen den jeweiligen Zyklen der Arbeitszeitkomponenten und dem Zyklus in der Hauptkomponente augenscheinlich, den wir als Konjunkturzyklus interpretieren. Es besteht ein klar messbarer Konjunkturzusammenhang mit den bezahlten Überstunden, wie die mittelstarke Korrelation von ca. 0,5 zeigt. Eine negative Phasenverschiebung  $\xi$  bedeutet Vorlauf der entsprechenden Komponente gegenüber dem Konjunkturzyklus. Die Schätzung für die bezahlten Überstunden impliziert einen Vorlauf um ungefähr 5 Monate.

	Bez. Üst.	Unbez. Üst.	AZK-Aufbau	AZK-Abbau
Dämpfungsfaktor	0,9876	0,9955	0,9882	0,9882
Kreisfrequenz	0,1310	0,1261	0,1245	0,1245
Periodenlänge	47,97	49,83	50,48	50,48
Zyklus-Standardabweichung	1,50	0,38	1,89	0,85
Schock-Korrelation	0,54	0,68	0,74	-0,61
Phasenverschiebung	-4,83	0,62	-2,18	2,86

Tabelle 2: Zyklusparameter für bezahlte und unbezahlte Überstunden (in natürlichen Logarithmen) sowie für Arbeitszeitkontenaufbau und -abbau

Die Schätzergebnisse einzelner Komponenten und der Gesamtreihe der bezahlten Überstunden ist in Abbildung 3 dargestellt. Die Messskala auf der linken Seite zeigt die Überstunden pro Arbeitnehmer und Woche. Sie ist log-transformiert, um der Formulierung des Modells und seiner Komponenten Rechnung zu tragen. Die runden Punkte stellen die SOEP-Beobachtungen dar, die jeweils im November, dem Monat der spätesten Befragungen, eingezeichnet sind, während die Kreuze den Mikrozensus-Beobachtungen entsprechen, die um den Niveauunterschied zum SOEP bereinigt wurden.

Die blaue Linie zeigt den Trend  $\mu_t$ , der hier einen sehr glatten Verlauf hat und wenig Volatilität aufweist. Die gestrichelten Linien geben hier und im Folgenden ein Band der Breite zweier Standardfehler um die geschätzten Reihen an, um die Schätzunsicherheit zu verdeutlichen. Der Trendverlauf zeigt das tendenzielle Abnehmen der bezahlten Überstunden im Zeitverlauf. Während Anfang der 1990er Jahre knapp eine bezahlte Überstunde geleistet wurde, ist dieser Wert am aktuellen Rand auf rund eine halbe Stunde geschrumpft.

Die Zykluskomponente, hier als Abweichung der schwarzen von der blauen Linie sichtbar, ist deutlich ausgeprägt und auch durch die zusätzlichen Informationen der anderen Reihen präzise messbar. Deutliche negative Trendabweichungen sind etwa im Krisenjahr 2009 zu sehen. Im Jahr 2014, das als Prognose miteingezeichnet ist, wird die Unsicherheit deutlich größer. Die zyklischen Überstunden weisen hier nach einer zurückliegenden Schwäche wieder in den positiven Bereich. Die grüne Linie beinhaltet zusätzlich die Saisonstruktur. Für die Schätzung letzterer sind vor allem die wenigen vierteljährlichen Beobachtungen des Mikrozensus maßgeblich. Eine deutlich präzisere Bestimmung dieser Komponente wird erst in den kommenden Jahren möglich.

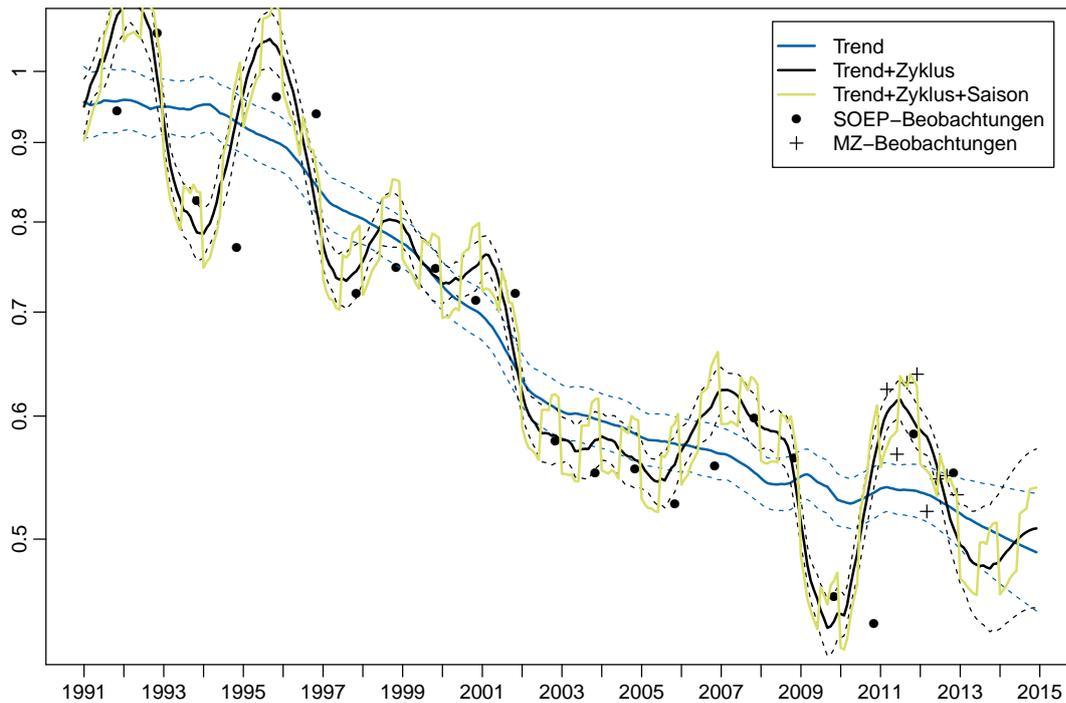


Abbildung 3: Monatliche Zeitreihe der bezahlten Überstunden pro Woche und Arbeitnehmer, Ergebnis nach der Revision für Arbeitnehmer ohne Geringfügig Beschäftigte, Auszubildende, Elternzeit und Altersteilzeit (Freistellungsphase), die dem Wesen ihres Beschäftigungsverhältnisses nach keine bezahlten Überstunden leisten

**Ergebnisse für unbezahlte Überstunden** Die Zyklusparameter für die unbezahlten Überstunden sind in der zweiten Spalte von Tabelle 2 aufgeführt. Eine annähernd ungedämpfte Schwingung ( $\rho \approx 1$ ) folgt hier wieder einer Periodenlänge von ca. 4 Jahren wie im Fall der bezahlten Überstunden. Auffällig ist der kleine Wert der Zyklusstandardabweichung, der bei nur etwa einem Viertel des Werts bei den bezahlten Überstunden liegt. Die Zyklicität ist hier also deutlich schwächer ausgeprägt, auch wenn der Korrelationskoeffizient auf eine starke Konjunkturabhängigkeit hinweisen würde, der sich annähernd in zeitlichem Gleichlauf bewegt ( $\xi \approx 0$ ).

Die Zeitreihenverläufe in Abbildung 4 weisen ebenfalls auf eine geringe Bedeutung des Zyklus hin. Die Entwicklung ist vor allem durch eine volatile  $\mu_t$ -Komponente gekennzeichnet, die den Beobachtungen eng folgt. Wir beobachten zwei Phasen mit verstärktem Rückgriff auf unbezahlte Überstunden. Sowohl zu Ende der 1990er Jahre als auch in den Jahren 2006-2008 erlebt die nicht abgegoltene Mehrarbeit ihren Höhepunkt von knapp 0,7 Stunden. Ein besonders ausgeprägter Rückgang fand im Jahr 2012 statt, worauf sowohl die Daten des SOEP als auch des Mikrozensus hinweisen. Laut geschätzter Saisonstruktur, sichtbar in der grünen Linie, werden unbezahlte Überstunden vor allem in der zweiten Jahreshälfte geleistet.

Ein Vergleich der Werte der definitiven Überstunden vor und nach der Revision zeigt, dass durch die Hinzunahme der unbezahlten Überstunden erwartungsgemäß ein positiver Revisionseffekt eintritt. Im gesamten Zeitverlauf ergibt sich für die Summe aus bezahlten und unbezahlten Überstunden eine Aufwärtsverschiebung im Vergleich zu den bezahlten Über-

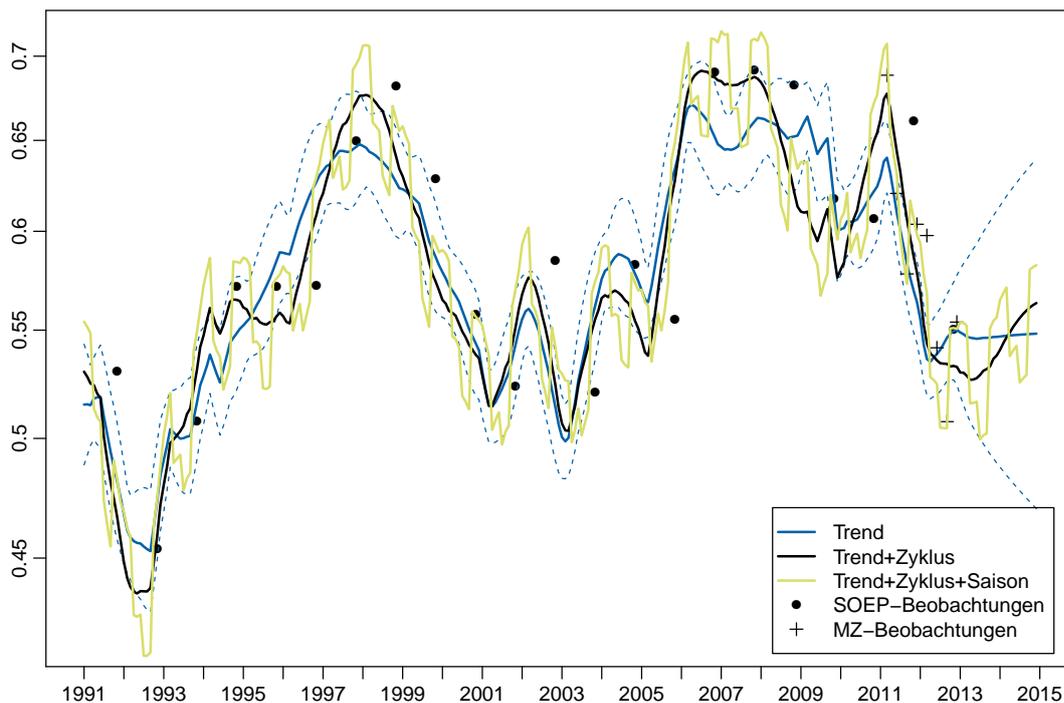


Abbildung 4: Monatliche Zeitreihe der unbezahlten Überstunden pro Woche und Arbeitnehmer, Ergebnis nach der Revision für alle Arbeitnehmer

stunden vor der Revision. Für das Jahr 2013 stellen wir einen Wert von etwa 47,2 Stunden pro Jahr und beschäftigtem Arbeitnehmer fest, während die bezahlten Überstunden vor der Revision nur bei etwa 36,9 Stunden lagen. Durch die Überstundenkomponente hat die Revision also einen durchweg positiven Effekt auf Arbeitszeit und Arbeitsvolumen.

Dabei ist der Gesamteffekt deutlich geringer als das Niveau der neuen Komponente „unbezahlte Überstunden“ vermuten ließe. Durch die Verwendung neuer und umfassenderer Datenquellen erfahren die bezahlten Überstunden eine merkliche Abwärtsrevision, im Jahr 2013 auf nurmehr 20 Stunden pro Arbeitnehmer. Zu beurteilen sind diese Unterschiede vor dem Hintergrund der vormals verwendeten Quelle der laufenden Verdiensterhebungen, deren Ergebnisse der Überstunden für Vollzeitarbeiter im Verarbeitenden Gewerbe mittels Brückenfunktionen auf alle Arbeitnehmer heruntergerechnet werden mussten. Solche Brücken sind fehleranfällig, was die Wirtschaftszweigdimension angeht, während Informationen zur Relation Vollzeit/Teilzeit und Arbeiter/Angestellte schlicht fehlten. Trotz Korrekturen dürften auch vor der Revision zum Teil schon unbezahlte Überstunden in der Reihe berücksichtigt worden sein, während die geschätzten Überstunden für einzelne Gruppen, wie die Teilzeitbeschäftigten, überschätzt worden zu sein scheinen.

## 5 Arbeitszeitkonten

Nach einer Definition der arbeitszeitbeeinflussenden Komponente der Arbeitszeitkontenbewegungen wird in diesem Abschnitt wieder die Methodik vor Revision sowie die konkrete Modellspezifikation nach der Revision dargelegt und die Ergebnisse gezeigt.

## 5.1 Definition

Ebenfalls zu den konjunkturellen Komponenten der AZR zählen die Veränderungen von Guthaben auf Arbeitszeitkonten. Mit Arbeitszeitkonten verwalten und regulieren Betriebe eine variable Verteilung der Arbeitszeit ihrer beschäftigten Arbeitnehmer. Sofern die geleistete von der vereinbarten Arbeitszeit eines Beschäftigten abweicht, werden Zeitguthaben bzw. –schulden aufgebaut und auf Arbeitszeitkonten dokumentiert. Diese sind in einem bestimmten Zeitraum wieder auszugleichen oder dürfen festgelegte Ober- bzw. Untergrenzen nicht überschreiten. Bei den angesammelten Guthaben auf Arbeitszeitkonten handelt es sich also um transitorische Überstunden (siehe Abschnitt 4.1).

Inzwischen gibt es eine Vielzahl an unterschiedlichen Zeitkontenmodellen auf der betrieblichen Ebene (Ellguth/Gerner/Zapf, 2013). Seifert (2005) nimmt eine Differenzierung in Gleitzeitkonten, Überstundenkonten, Bandbreiten- bzw. Korridormodellen und Ansparkonten vor. Während verschiedene Datenquellen Informationen zur Verbreitung von Arbeitszeitkonten bei Betrieben und Beschäftigten liefern, gibt es zum Auf- und Abbau von Guthaben auf Arbeitszeitkonten kaum empirische Angaben. Aufgrund der schlechten Datenlage wurde bislang in der AZR eine Schätzung zur Veränderung der Arbeitszeitkontensalden durchgeführt.

## 5.2 Bisherige Ermittlung von Saldenveränderungen auf Arbeitszeitkonten

Grundsätzlich ist es zur Ermittlung von Arbeitszeit und Arbeitsvolumen in der AZR nicht erforderlich, den genauen Zeitbestand auf Arbeitszeitkonten zu kennen. Eine Schätzung der Veränderung des Saldos genügt, da ein gleichbleibendes Saldo lediglich bedeutet, dass beschäftigte Arbeitnehmer genau die tariflich vereinbarte bzw. betrieblich festgelegte Arbeitszeit geleistet haben.

Bei der Schätzung der Saldenveränderung auf Arbeitszeitkonten wurde bislang angenommen, dass diese durch dieselben Faktoren beeinflusst werden wie die bezahlten Überstunden. In Regressionsanalysen haben sich als wichtigste Einflussgrößen für bezahlte Überstunden sowohl saisonale als auch konjunkturelle Schwankungen sowie eine Veränderung der Anzahl der Arbeitstage und der Krankenstandquote herausgestellt. Bei der Frage nach dem Größenverhältnis zwischen bezahlten und transitorischen Überstunden wurde auf Arbeitszeitbefragungen, wie die des ISO-Instituts bzw. der Sozialforschungsstelle Dortmund (sfs) zurückgegriffen. Daraus wurde die Relation der bezahlten zu den transitorischen Überstunden ermittelt und auch für den Überstundenabbau verwendet. Auf dieser Basis wurde die Veränderung der Arbeitszeitkontensalden über die Zeit geschätzt.

Zusätzlich wurde in der AZR berücksichtigt, dass Arbeitszeitkonten nach Wirtschaftszweigen unterschiedlich stark verbreitet sind. Dieser unterschiedlich starken Verbreitung wurde durch die Einführung eines Gewichtungsfaktors Rechnung getragen, der auf den Ergebnissen aus dem IAB-Betriebspanel zu den Anteilen von Arbeitszeitkontenbesitzern in den jeweiligen Branchen beruhte (Wanger, 2013).

### 5.3 Neue Berechnungsgrundlagen für die Saldenveränderung auf Arbeitszeitkonten

Die bisherige Berechnung der Arbeitszeitkontenveränderungen setzt de facto deren Dynamik mit derjenigen der bezahlten Überstunden gleich, wobei lediglich eine Gewichtung mit der Bedeutung der transitorischen Überstunden erfolgt. Bisher wurde kein Bezug auf Datenquellen genommen, die Informationen zu den Saldenständen oder -veränderungen auf den Konten enthalten.

Eine neue, überaus wichtige Datenquelle für die Schätzung der Bewegungen auf Arbeitszeitkonten stellt die IAB-Stellenerhebung dar. In dieser vierteljährlichen repräsentativen Betriebsbefragung werden den Personalverantwortlichen seit dem 2. Quartal 2013 Fragen zum Stand auf den Arbeitszeitkonten gestellt. Die Auswertung der Ergebnisse ermöglicht ab diesem Zeitpunkt eine einfache Schätzung der Saldenbewegungen. Allerdings ist der bisher erhobene Zeitraum zu kurz, um sinnvolle Ergebnisse und durchgängige Zeitreihen damit generieren zu können. Die Ergebnisse dieser Befragung sollen zukünftig in das Modell eingearbeitet werden, wofür das Zustandsraummodell einen flexiblen Rahmen bietet.

Neben dieser neuen Datenquelle sind regelmäßig vorliegende Informationen zu den Auf- und Abbaubewegungen bei den Arbeitszeitkonten sehr eingeschränkt. Wie in Abschnitt 4.3 erwähnt, erhebt das SOEP neben bezahlten und unbezahlten Überstunden auch solche Überstunden, die in Freizeit abgegolten werden. Da diese Abgeltungsform notwendigerweise mit einer formellen oder informellen Erfassung und Speicherung der zusätzlich geleisteten Arbeitszeit einhergeht, kann diese Überstundenform mit dem Aufbau von Zeitguthaben gleichgesetzt werden. Konkret berechnen wir diesen Aufbau  $aufb_{soep_t}$ , indem die SOEP-Personenstichprobe wie bei den unbezahlten Überstunden in Abschnitt 4.3 eingeschränkt wird und auch die entsprechenden Prozeduren für die Verteilung der teilweise in Freizeit abgegoltenen Überstunden Anwendung finden. Diesem Aufbau steht in der Befragung jedoch keine Information zum Arbeitszeitkontenabbau, also dem Abfeiern der mehr geleisteten Arbeitszeit gegenüber, so dass eine Schätzung der Saldenbewegungen allein aus den Informationen des SOEP nicht verlässlich erfolgen kann.

Neben dem SOEP enthält auch der Mikrozensus Fragen, die Informationen über Arbeitszeitkontenbewegungen erschließen. Befragt werden die Haushaltsmitglieder nach der regelmäßigen Arbeitszeit (Variable EF131 im Fragenkatalog von 2012), der tatsächlichen Arbeitszeit in der letzten Woche (EF134), und nach dem Hauptgrund, weswegen in der letzten Woche mehr (EF148) oder weniger (EF147) Stunden geleistet wurden als üblich. Als möglichen Grund für weniger geleistete Stunden findet man unter anderem "Ausgleich für mehr geleistete Arbeitsstunden (z.B. gleitende, flexible Arbeitszeit)". Bei mehr geleisteten Arbeitsstunden dagegen ist es den Befragten möglich, diese "überwiegend" als "Arbeitsstunden für den Aufbau eines Zeitguthabens bzw. für den Abbau von Zeitschulden" zu kennzeichnen. Analoge Fragen sind für den gesamten relevanten Zeitraum verfügbar.

Nach einer Einschränkung der Grundgesamtheit, die der bei den unbezahlten Überstunden in Abschnitt 4.3 entspricht, wird eine Maßzahl für den durchschnittlichen Aufbau von Arbeitszeitkontenguthaben wie folgt gewonnen. Die Variable  $aufb_{mzit}$  nimmt für eine Per-

son  $i$  genau dann einen Wert ungleich Null an und entspricht der Differenz aus tatsächlicher und regelmäßiger Arbeitszeit, falls diese Differenz streng positiv ist und als Grund dafür der Aufbau von Zeitguthaben genannt wird. Analog dazu erfolgt die Berechnung des Abbaus  $abb_{mz_{it}}$ . Aggregierte Zeitreihen  $aufb_{mz_t}$  und  $abb_{mz_t}$  erhält man durch Mittelwertbildung über alle Individuen.

Der Fragenkatalog des Mikrozensus macht also im Zeitverlauf sowohl Auf- als auch Abbaubewegungen bei den Arbeitszeitkonten sichtbar, ist dabei jedoch mit einer wesentlichen Einschränkung behaftet. Falls eine befragte Person in einer gegebenen Woche eine Abweichung von der regelmäßigen Arbeitszeit aufweist, ist es möglich, dass dafür mehr als ein Grund und mithin weitere Faktoren neben der Veränderung von Arbeitszeitkonten verantwortlich sind. Beispielsweise wird ein Arbeitnehmer, der für eine arbeitsfreie Woche drei Tage Urlaub nimmt und für die restlichen zwei Tage aufgebautes Arbeitszeitguthaben heranzieht, als vornehmlichen Grund für die Arbeitszeitabweichung "(Sonder-)Urlaub" nennen und der Arbeitszeitkontenabbau bleibt unerwähnt. Umgekehrt sind, wenn Arbeitnehmer bei ungewöhnlich hohem Arbeitsanfall pro Tag eine Stunde länger am Arbeitsplatz bleiben, zu Hause aber weitere zwei Stunden unbezahlte Überstunden leisten, die Überstunden, nicht aber der Aufbau von Zeitguthaben im Datensatz erfasst. Wir versuchen, diesem Manko modellbasiert durch die Verknüpfung von Informationen aus dem SOEP und dem Mikrozensus Rechnung zu tragen, wie im folgenden Abschnitt dargestellt wird.

## 5.4 Methoden und Ergebnisse

Für die Modellierung und Schätzung der Arbeitszeitkontenbewegungen werden zwei grundlegende Annahmen getroffen. Zunächst gehen wir davon aus, dass sich zwar kurzfristig Abweichungen zwischen Auf- und Abbau von Guthaben ergeben, solche Abweichungen sich aber in der langen Frist ausgleichen sollten. Der langfristige Trend von Arbeitszeitkontenauf- und -abbau ist also identisch. Zudem unterstellen wir, dass die zyklischen Eigenschaften, nicht aber zwangsläufig das Niveau der Kontenbewegungen adäquat durch die Mikrozensusreihen  $aufb_{mz_t}$  und  $abb_{mz_t}$  abgebildet werden. Auch, wenn in der Regel beispielsweise ein Arbeitszeitkontenabbau durch Koinzidenz mit Urlaubstagen in der selben Woche im Mikrozensus untererfasst sein könnte, sollte eine solche Verzerrung nicht die prozentualen Abweichungen der Arbeitszeitkontenbewegungen von ihrem langfristigen Trend betreffen. Wir erfassen also die kurzfristige Dynamik in Form von relativen Trendabweichungen mit dem Mikrozensus, während das Volumen der Bewegungen vornehmlich mithilfe des SOEP festgelegt wird.

Ein monatliches Modell für die gemeinsame Entwicklung der Trends, Zyklen und weiterer Komponenten ist gegeben durch

$$\begin{pmatrix} \log(aufb_{mz_t}) \\ \log(abb_{mz_t}) \\ \log(aufb_{soep_t}) \\ f_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} c_{1t} \\ c_{2t} \\ c_{3t} \\ c_{4t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \\ \mu_{4t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{1t} \\ \gamma_{2t} \\ \gamma_{3t} \\ \gamma_{4t} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \\ \varepsilon_{4t} \end{pmatrix},$$

wobei  $\exp(\mu_{3t})$  der Trend in monatlich aufgebautem Arbeitszeitguthaben ist, der dem Trend

des Guthabenabbaus entspricht. Die prozentualen zyklischen Trendabweichungen von Guthabenaufbau und -abbau sind approximativ durch  $c_{1t} \cdot 100\%$  bzw.  $c_{2t} \cdot 100\%$  gegeben. Analog dazu sind die saisonalen und unsystematischen Trendabweichungen definiert. Entsprechend lassen sich die Veränderungen der Arbeitszeitkontensalden schätzen durch

$$\Delta AZK_t \approx \exp(\mu_{3t})(c_{1t} + \gamma_{1t} + \varepsilon_{1t} - c_{2t} - \gamma_{2t} - \varepsilon_{2t}).$$

Dies folgt aus einer Taylorapproximation erster Ordnung um den Erwartungswert  $c_{1t} = \gamma_{1t} = \varepsilon_{1t} = c_{2t} = \gamma_{2t} = \varepsilon_{2t} = 0$ .

Für die praktische Umsetzung werden wieder Restriktionen im Modell auferlegt. Zunächst ist für die jährliche SOEP-Zeitreihe weder Zyklus noch Saisonstruktur feststellbar, d.h.  $c_{3t} = \gamma_{3t} = 0$ . Da dies für eine präzise Schätzung des Trends nicht nötig ist, wird für diesen eine Korrelation mit den übrigen Trendkomponenten nicht modelliert,  $\text{Cov}(\mu_{3t}, \mu_{jt}) = 0$  für  $j \neq 3$ . Für die unregelmäßigen Komponenten  $\varepsilon_{it}$  entfallen jegliche wechselseitigen Korrelationen. Für Änderungen in den Steigungen der Trends gibt es in den Mikrozensuszeitreihen keine Evidenz, was gleichbedeutend ist mit  $\text{Var}(\zeta_{1t}) = \text{Var}(\zeta_{2t}) = 0$ . Dafür scheint die Umstellung der Mikrozensusbefragung im Jahr 2005 eine plötzliche starke Niveauveränderung in den Reihen zu bewirken, was wir durch Niveau-Shift-Dummies modellieren.

Die Eigenschaften der Zyklen des Arbeitszeitkontenaufbaus ( $c_{1t}$ ) und Abbaus durch Freizeitausgleich ( $c_{2t}$ ) sind in der dritten und vierten Spalte in Tabelle 2 ersichtlich. Während Dämpfung und Frequenz der Zyklen identisch sind und weitgehend den Werten bei den definitiven Überstunden entsprechen, zeigt sich die Stärke der Zyklizität wieder in der Zyklusstandardabweichung. Insbesondere der Aufbau von Kontenguthaben unterliegt einer starken zyklischen Schwankung, die stärker ist als diejenige der bezahlten Überstunden. Sie weist eine hohe Korrelation von 0,74 mit dem Konjunkturzyklus auf und läuft diesem um ca. zwei Monate voraus. Demgegenüber ist der Arbeitszeitkontenabbau in deutlich geringerem Umfang von zyklischen Schwankungen geprägt. Erwartungsgemäß liegt hier eine negative Korrelation mit dem Konjunkturzyklus vor. Der Nachlauf zur Konjunktur beträgt ca. drei Monate. In einer konjunkturellen Schwächephase wird also erst nach dieser Verzögerung verstärkt Arbeitszeitguthaben abgebaut.

Abbildung 5 zeigt die geschätzten zyklischen Komponenten des Arbeitszeitkontenaufbaus (links) und Abbaus (rechts) in blauer Farbe, wobei diese zur approximativen Interpretation als prozentuale Trendabweichungen mit 100 multipliziert wurden. Die stärkere Ausprägung des Zyklus beim Arbeitszeitkontenaufbau ist deutlich sichtbar. Hier ergeben sich mehrmals zyklische Abweichungen um mehr als 20 Prozent, etwa im Krisenjahr 2009, wo teilweise rund 30 Prozent weniger transitorische Überstunden geleistet wurden als üblich. Wie erwartet folgt der Zyklus beim Freizeitausgleich (rechts) dem inversen Verlauf des Überstundenzyklus. Hier ist vor allem die ausgeprägte Saisonstruktur augenscheinlich.

Der Trend in den transitorischen Überstunden, der aus den SOEP-Daten extrahiert wird, und annahmegemäß dem Trend im Abbau des Arbeitszeitkontenguthabens entsprechen soll, folgt einem steigenden, sich jedoch zunehmend abschwächenden Trend. Liegt der Wert dieses Trends im Jahr 1991 noch bei 0,48 Stunden pro Woche, steigt er bis 2001 auf

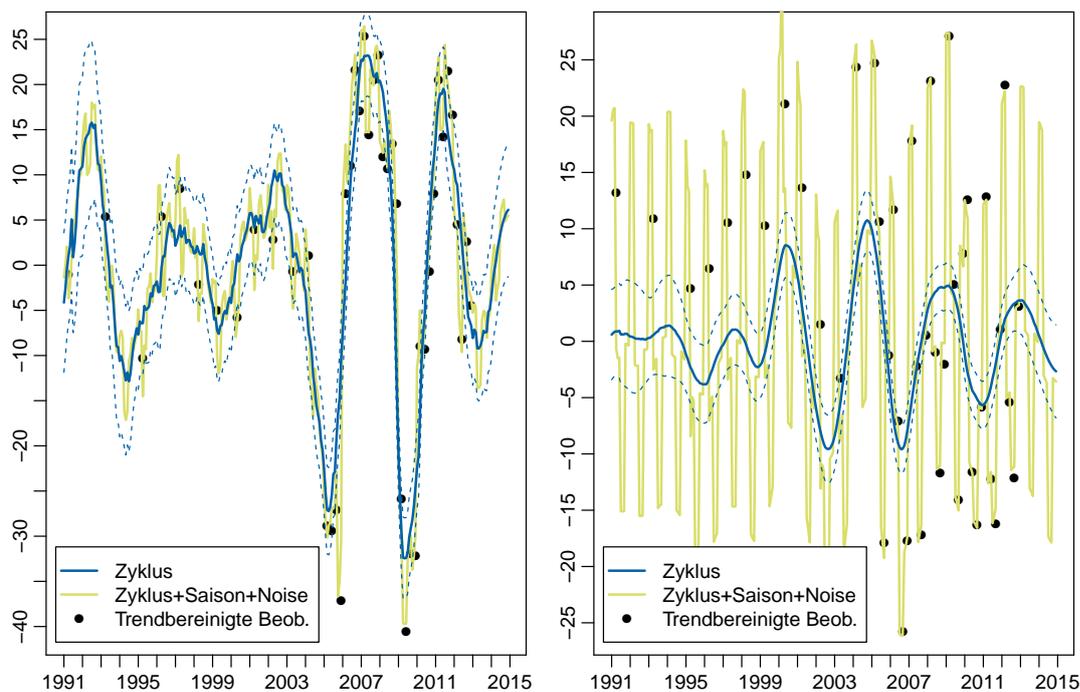


Abbildung 5: Zyklische und andere transitorische Komponenten des Arbeitszeitkontenaufbaus (links) und -abbaus (rechts), in natürlichen Logarithmen

0,93 Stunden an, um dann bis 2011 auf etwas über eine Stunde, nämlich 1,05 Stunden, weiterzuwachsen. Seitdem ist kaum mehr ein Anwachsen festzustellen.

Das gesamte Ergebnis der Saldenbewegungen, die sich aus dieser Trendentwicklung und den Zyklus-, Noise- und Saisonkomponenten zusammensetzt, ist in Abbildung 6 als Zeitreihe dargestellt. Die grüne Linie zeigt das Gesamtergebnis, während die blaue Linie die saisonbereinigte Reihe darstellt. Deutlich erkennbar ist das über die Zeit hinweg tendenziell ansteigende Volumen der Bewegungen in beide Richtungen. Dies ist dem Trendanstieg in den Auf- und Abbaubewegungen geschuldet, das den zyklischen Bewegungen sukzessive mehr Gewicht verleiht. Insbesondere zwischen 2005 und 2009 wurden erhebliche Guthaben angesammelt, die dann vor allem im Krisenjahr 2009 wieder abgebaut wurden.

Ein Vergleich der Werte vor und nach der Revision zeigt Unterschiede für diese Komponente, die wesensgemäß nicht eindeutig in eine Richtung weisen. Die Schwankungsbreite um Null, also die Bedeutung der Arbeitszeitkontenbewegungen für die Arbeitszeitentwicklung steigt in beiden Zeitreihen über die Zeit an und bewegt sich in sehr ähnlichen Größenordnungen. Im Krisenjahr 2009 beträgt der Effekt beispielsweise -9,5 Stunden pro Arbeitnehmer, nachdem vor der Revision -9,2 Stunden ausgewiesen wurden. Vor allem in den letzten Jahren beobachten wir ähnliche konjunkturelle Schwankungen, wobei die Neuschätzung mit dem beschriebenen Modell zeitlich vorgelagerte Zyklen aufweist, während im alten Schätzmodell keine Phasenverschiebungen gegenüber dem BIP-Wachstum berücksichtigt werden konnten. Besonders in früheren Jahren zeigt sich im Effekt der Revision auch der Einfluss der Krankenstände, denen vor der Revision eine gewisse Rolle in der Schätzung der Arbeitszeitkonten zugemessen wurde, die aber nach der Revision keinen Eingang ins Modell fanden.

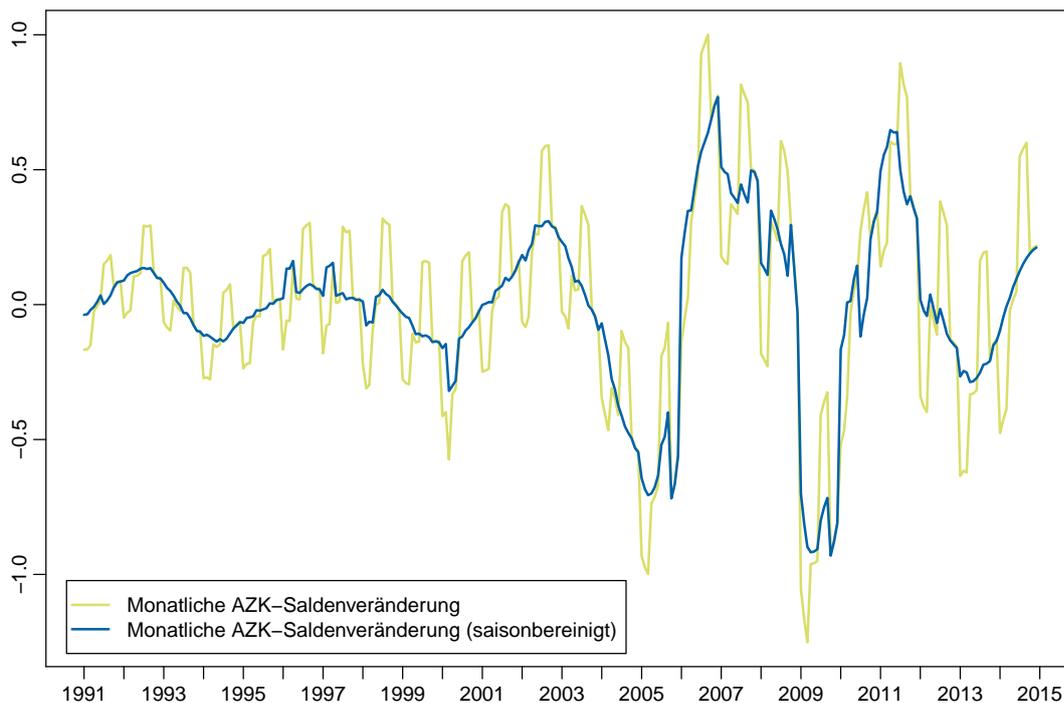


Abbildung 6: Monatliche Saldenbewegungen auf Arbeitszeitkonten je Arbeitnehmer, Ergebnis nach der Revision für alle Arbeitnehmer

## 6 Krankenstand

Für die Beschreibung der Revision des Krankenstandes in der AZR bilden erneut die Definition der Komponente und die bisherigen Berechnungsmethoden die Ausgangslage, auf deren Beschreibung die aktuellen Verfahren und Ergebnisse folgen.

### 6.1 Definition und bisherige Ermittlung

Zu den personenbezogenen Komponenten der AZR zählt der Krankenstand, d.h. der krankheitsbedingte Arbeitsausfall von beschäftigten Arbeitnehmern, der sich auf Niveau, Entwicklung und Struktur der Arbeitszeit in Deutschland auswirkt. Bislang wurden zur Ermittlung des Krankenstandes in der AZR die Daten des Bundesministeriums für Gesundheit, der Gesundheitsreport der BKK sowie der Fehlzeitenreport der AOK herangezogen.

Ausgangspunkt ist der vom Bundesministerium für Gesundheit ermittelte monatlich erhobene Krankenstand in Prozent aller Pflichtmitglieder der gesetzlichen Krankenkassen mit Lohnfortzahlung von mindestens sechs Wochen. Die Krankenstandquote ist eine amtliche, stichtagsbezogene Erfassung der Krankenstände und umfasst die am Monatsbeginn arbeitsunfähig gemeldeten Pflichtmitglieder einschließlich der Nachmeldungen bis zum 8. des folgenden Monats. Dabei werden kurzzeitige Arbeitsunfähigkeiten von bis zu drei Tagen untererfasst. Dies dürfte allerdings durch die Nichterfassung von beschäftigten Arbeitnehmern ohne gesetzliche Versicherungspflicht tendenziell kompensiert werden, da diese Beschäftigtengruppen geringere Ausfallzeiten haben. Auch gibt es Fälle, in denen

Beschäftigte noch während ihrer ärztlich bescheinigten Arbeitsunfähigkeit ihre Tätigkeit wieder aufnehmen.

Zur Berechnung der wirtschaftszweigspezifischen Krankenstandquote und dem damit verbundenen Rückgang der Arbeitszeit wird der Gesundheitsreport der BKK und der Fehlzeitenreport der AOK genutzt. Hierbei werden die Arbeitsunfähigkeitstage (BKK) bzw. die Krankenstände (AOK) nach Wirtschaftszweigen ausgewiesen und auf alle sozialversicherungspflichtige Beschäftigte hochgerechnet (Wanger, 2013).

## 6.2 Eine korrigierte Krankenstandquote

Neben den genannten Schwachpunkten, der untererfassten kurzzeitigen Arbeitsunfähigkeiten und der nichterfassten Arbeitnehmer ohne gesetzliche Versicherungspflicht, bringt vor allem der stichtagsbezogene Charakter der amtlichen Krankenstandsstatistik Probleme mit sich. Besonders augenscheinlich werden diese, wenn der Monatserste auf einen beweglichen Feiertag oder ein Wochenende fällt, und sich dadurch die Zahl der Krankschreibungen deutlich unterhalb des Niveaus für gewöhnliche Werktage bewegt. Es treten dadurch starke artifizielle Schwankungen sowohl in der ursprünglichen als auch in der saisonbereinigten Zeitreihe des offiziellen Krankenstands auf, die keiner substantiellen Ursache geschuldet sind. Indem Feiertage und Wochenenden unmodifiziert Berücksichtigung finden, ist der Effekt des Krankenstandes auf die Arbeitszeit schwer festzustellen und nur mit Verzerrungen messbar. Für die Reduktion der Arbeitszeit sind nur Krankschreibungen an potenziellen Arbeitstagen maßgeblich. Ferner seien die festen Feiertage genannt, die stets den Monatsersten betreffen, wie zum Beispiel Neujahr oder den Tag der Arbeit. Während diese wieder naturgemäß das Niveau des arbeitstäglichen Krankenstandes verfälschen, führen sie auch dazu, dass die Saisonstruktur der Krankschreibungen, also deren durchschnittliche Verteilung über die Monate eines Jahres, anhand der offiziellen Statistik überhaupt nicht festzustellen ist.

Die vorliegende Revision beinhaltet deshalb eine korrigierte Statistik für den Krankenstand, mithilfe dessen die angesprochenen Probleme gemildert oder umgangen werden können. Aus methodischer Sicht ist wieder die Zeitreihenmodellierung im Zustandsraum das geeignete Instrument.

Zur Bestimmung der tatsächlichen Saisonstruktur des Krankenstandes wird auf monatliche Vollauszugungen verschiedener Krankenkassen, nämlich der AOK sowie der BKK zurückgegriffen. Die Zeitreihe der AOK beruht auf einer Sonderauswertung aller Pflichtversicherten durch das Wissenschaftliche Institut der AOK (WIdO). Die Zeitreihe läuft von Januar 2000 bis Dezember 2012. Die monatlichen Krankenstände der beschäftigten Pflichtmitglieder der Betriebskrankenkassen wird von ihrem Dachverband zeitnah online zur Verfügung gestellt.<sup>9</sup> Hier wurden Daten von Januar 2003 bis April 2014 verwendet. Die Bestimmung der Saisonstruktur beruht auf univariaten strukturellen Zeitreihenmodellen wie (7) für die logarithmierten Krankenstände, wobei kein Zyklus modelliert wird ( $c_t = 0$ ), aber unrestringierte Varianzen für alle weiteren beschriebenen Schocks geschätzt werden. Für die Be-

<sup>9</sup> <http://www.bkk-dachverband.de/gesundheitsreport/monatsauswertung>

rechnung der Ergebnisse verwenden wir den Durchschnitt aus AOK und BKK Saisonverläufen.

Der wesentliche Bestandteil der Berechnung der Ausfalltage bleibt die offizielle Krankenstandsstatistik. In das strukturelle Zeitreihenmodell (ohne Zyklus) werden nun auch verschiedene Dummyvariablen aufgenommen, um den Effekt verschiedener Wochentage sowie von beweglichen Feiertagen am Stichtag zu erfassen. Das Modell ist

$$\log(kst_t) = \mu_t + \gamma_t + \varepsilon_t + \beta^{mo} mo_t + \beta^{di} di_t + \beta^{sa} sa_t + \beta^{so} so_t + \beta^{feier} feier_t,$$

wobei  $kst_t$  der offizielle Stichtagswert des Krankenstands ist, während  $mo_t$ ,  $di_t$  etc. Dummies für die verschiedenen Wochentage am jeweils Monatsersten darstellen und ein Wert für  $feier_t$  von 1 einen beweglichen Feiertag am Monatsersten anzeigt. Die Wochentage Mittwoch, Donnerstag und Freitag unterscheiden sich nicht signifikant und werden als Referenzkategorie verwendet.

Anhand der geschätzten Modelle und ihrer latenten Komponenten bestimmt sich der korrigierte Krankenstand wie folgt. Zunächst wird mithilfe der Koeffizienten  $\beta^{mo}$  und  $\beta^{di}$  sowie der Verteilung der Wochentage in den verschiedenen Monaten ein monatlicher Korrekturfaktor bestimmt, der das Niveau der Krankenstände um Wochenend- oder Feiertageffekte bereinigt und auf einen durchschnittlichen Werktag des entsprechenden Monats anpasst. Als nächstes wird die fehlerhafte Saisonstruktur der offiziellen Krankenstandsstatistik entfernt und durch die Saisonstruktur aus den Vollauswertungen ersetzt.

### 6.3 Ergebnisse

Bei der Bestimmung der Saisonfigur aus den Vollauswertungen der Krankenkassen ergeben sich relativ ähnliche Werte für die AOK- und die BKK-Reihe, wie aus Abbildung 7 ersichtlich ist. Gezeigt werden die Saisonkomponenten  $\gamma_t$  der logarithmierten Krankenstände, die sich auch als relative Abweichungen vom Referenzwert interpretieren lassen. Da die Saisonstruktur langsamen Änderungen unterworfen ist, wird hier die Struktur am aktuellen Rand im Jahr 2013 gezeigt. Im Vergleich zu den monatlichen Krankenkassenauswertungen (blau und grün), weist die offizielle Statistik eine deutlich andere Struktur auf. Am deutlichsten sieht man den Unterschied am Jahresbeginn. Aufgrund des Neujahrsfeiertags ist der Januarwert der Krankenstandsstatistik üblicherweise sehr gering. Auch etwa der Mai beginnt mit einem Feiertag, an dem weniger Arbeitnehmer krankgeschrieben sind als im Monatsmittel.

Um solche Unterschiede in der Saisonstruktur wird durch unser Verfahren korrigiert. Ebenso erfolgt eine Korrektur für Wochentageeffekte sowie um die Auswirkungen beweglicher Feiertage, die nur gelegentlich auf einen Monatsersten fallen. Wie bereits erwähnt werden Wochentage von Mittwoch bis Freitag als Referenzkategorie verwendet, und signifikante Abweichungen im Krankenstand ergeben sich für Montag (-10,85 %), Dienstag (-5,53 %), Samstag (-13,93 %), Sonntag (-17,34 %) und für bewegliche Feiertage (-14,57 %).

Die Originaldaten der offiziellen Krankenstandsstatistik (grün), sowie der Trend (blau) und

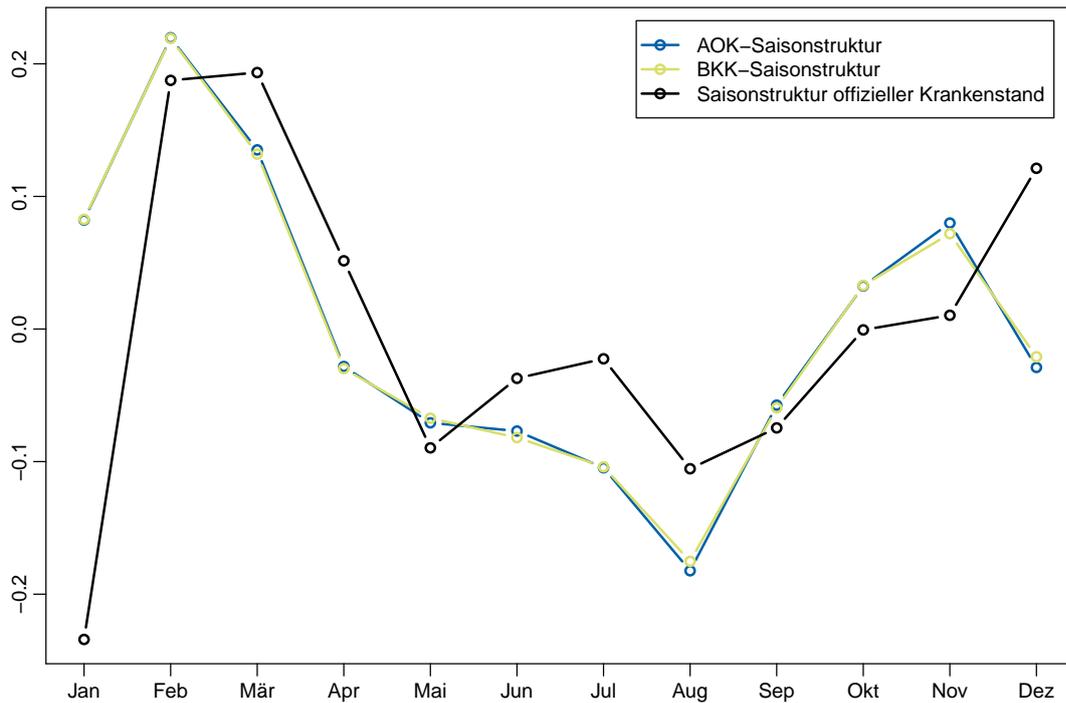


Abbildung 7: Saisonstruktur des Krankenstandes, relative Abweichungen vom Jahresschnitt geschätzt anhand verschiedener Statistiken

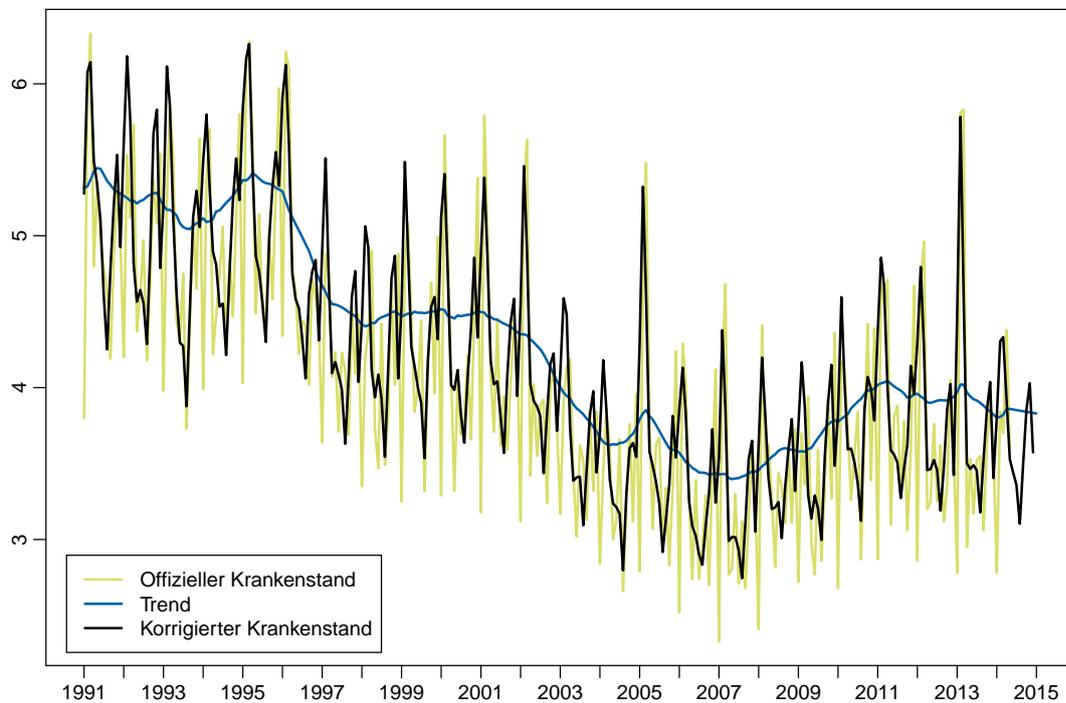


Abbildung 8: Monatliche Zeitreihe der offiziellen und der korrigierte Krankenstandsquote sowie ihres Trends, Ergebnis für alle Pflichtmitglieder der gesetzlichen Krankenversicherung ohne Rentner, Studenten, Jugendlichen und Behinderten, Wehr-, Zivil- und Dienstleistende bei der Bundespolizei, landwirtschaftliche Unternehmer, Alg II- sowie Vorruhestandsgeldempfänger

Gesamtwert der korrigierten Krankenstandquote (schwarz) sind in Abbildung 8 zu sehen. Man erkennt deutliche Änderungen durch die Korrektur. Das Niveau wird insgesamt nach oben angepasst.

Die Aufwärtskorrektur zeigt sich deutlich in einer Gegenüberstellung der Jahreswerte revidierter und unrevidierter Daten, wo die Differenz im Mittel 0,13 Prozentpunkte beträgt. Im Jahr 2013 ermitteln wir demnach einen neuen Wert von 3,83 Prozent, während vor der Revision mit 3,72 Prozent gerechnet wurde. Ausgeprägtere Revisionseffekte beobachten wir in Jahren, wo der Stichtagseffekt durch die alte Berechnungsmethode besonders stark war, etwa durch viele Wochenenden und bewegliche Feiertage an den Monatsersten.

## **7 Teilzeitquote**

Als weiterer wichtiger Faktor in der AZR ergibt sich Revisionsbedarf bei der Ermittlung der Teilzeitquoten. Nach einer Definition, den Hintergründen zur Ermittlung und der Beschreibung des Revisionsbedarfes werden die Methodik und Ergebnisse der Revision dargestellt.

### **7.1 Definition**

Die Teilzeitquote zählt wie der Krankenstand zu den personenbezogenen Komponenten in der AZR. Dabei setzt sich die Anzahl der Arbeitnehmer in Teilzeit aus unterschiedlichen Personengruppen zusammen, die in der AZR zusammengeführt werden. Dazu zählen sozialversicherungspflichtig Beschäftigte in Teilzeit, teilzeitbeschäftigte Beamte, ausschließlich geringfügig sowie kurzfristig Beschäftigte und Personen mit Arbeitsgelegenheiten (sogenannte "Ein-Euro-Jobs"). Hinzu kommen noch Personen, die zwar als beschäftigte Arbeitnehmer gelten, jedoch eine Arbeitszeit von Null-Stunden aufweisen, wie Beschäftigte in Elternzeit oder in der Freistellungsphase der Altersteilzeit (Wanger, 2013).

### **7.2 Ermittlung der Teilzeitquote**

Zwar werden die beschäftigten Arbeitnehmer nach Stellung im Beruf von der ETR der VGR ausgewiesen, allerdings gibt es keine Unterteilung nach dem zeitlichen Umfang der Beschäftigung. Zur Berechnung der Teilzeitquote in der AZR wird deshalb eine Kombination aus verschiedenen Statistiken herangezogen. Ausgangspunkt der Berechnungen ist die Beschäftigungsstatistik der BA, die auf dem Meldeverfahren zur Sozialversicherung basiert. Danach melden Arbeitgeber alle Arbeitnehmer, die der Kranken- oder Rentenversicherungspflicht oder der Versicherungspflicht nach dem SGB III unterliegen. Auf Basis der Meldungen zur Sozialversicherung wird der Bestand an sozialversicherungspflichtig Beschäftigten ermittelt. In den Meldungen zur Sozialversicherung übermitteln Arbeitgeber auch, ob eine Vollzeit- oder Teilzeitbeschäftigung eines beschäftigten Arbeitnehmers vorliegt. Arbeitnehmer gelten als teilzeitbeschäftigt, sofern die Arbeitszeit unter der betrieblichen Arbeitszeit liegt und diese im Arbeitsvertrag festgehalten wurde.

Die Anzahl der so ermittelten Teilzeitbeschäftigten wird um die Anzahl der ausschließlich geringfügig und kurzfristig Beschäftigten, und der Personen in Ein-Euro-Jobs aus der ETR

des Statistischen Bundesamtes ergänzt, um die Konsistenz mit anderen Größen der VGR zu gewährleisten. Weiterhin werden auch die teilzeitbeschäftigten Beamten, die aus der Personalstandstatistik des öffentlichen Dienstes vom Statistischen Bundesamt stammen, zur Anzahl der Teilzeitbeschäftigten aufsummiert. Ebenso sind Personen zu berücksichtigen, die zwar zu den beschäftigten Arbeitnehmern gezählt werden, aber eine Arbeitszeit von Null-Stunden aufweisen. Dabei handelt es sich um Personen in Elternzeit und in der Freistellungsphase der Altersteilzeit, wenn das Blockmodell vereinbart wurde. Datengrundlage zur Ermittlung der Personen in Elternzeit bilden Statistiken zum Elterngeld des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (BMFSFJ) und Erhebungen des Statistischen Bundesamtes zu den Geburten in Deutschland. Die Angaben zu Personen in Altersteilzeit und dem gewählten Arbeitszeitmodell werden aus den Statistiken der BA entnommen (Wanger, 2013).

### 7.3 Rückrechnung der neuen Teilzeitquote

Revisionsbedarf bei den Teilzeitquoten ergibt sich im Zusammenhang mit der Datenquelle der Beschäftigungsstatistik der BA. Im Zuge einer Umstellung des Meldeverfahrens zur Sozialversicherung (Dundler/Frank, 2012) kam es zu Änderungen in der Erhebung der "Arbeitszeit" (Vollzeit/Teilzeit), was erstens dazu führte, dass das Merkmal der Arbeitszeit für den Zeitraum von Juli 2011 bis November 2012 überhaupt nicht ausgewiesen wurde, und dass zweitens ein signifikanter Niveaueffekt die Teilzeitquote nach der Umstellung deutlich ansteigen ließ, obwohl die Definition des Erhebungsmerkmals sich nicht geändert hat; vgl. Bertat u. a. (2013). Es ist davon auszugehen, dass diese Unterschiede auf einer Korrektur der Angaben durch die Betriebe beruhen und daher die neuen Ergebnisse nach der Umstellung den vorherigen qualitativ überlegen sind. Es ist daher nötig, die im alten Meldeverfahren entstandenen Werte auf das neue Niveau hin zu korrigieren und somit Vergleichbarkeit und Kohärenz mit den Werten am aktuellen Rand herzustellen. Dieses Anliegen wird auch von Bertat u. a. (2013) formuliert und verfolgt. Jedoch erfordert die neuerliche Revision der Beschäftigungsstatistik (Frank/Grimm, 2014) hier eine Anpassung.

Für die nachträgliche Korrektur der Werte vor der Umstellung ist man auf Annahmen angewiesen. Bertat u. a. (2013) treffen in ihrer Kohortenanalyse die Annahme, dass innerhalb der Gruppe der sowohl im Juni 2011 als auch im Dezember 2012 Beschäftigten keine Wechsel zwischen Voll- und Teilzeit stattgefunden haben, was durch generell kleine Wechselsalden in dieser Gruppe gerechtfertigt ist.

Für unser Vorgehen, das ausschließlich auf aggregierten Daten beruht, konzentrieren wir uns auf die Zeitreiheneigenschaften der Beschäftigtendaten. Zunächst wird angenommen, dass die Korrektur der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten verschiedener Gruppen vor Juni 2011 mit einem konstanten additiven Korrekturterm erfolgen kann. Da kein definitiver Bruch stattgefunden hat und auch aus inhaltlicher Perspektive keine Anhaltspunkte für ungewöhnliche Sprünge in der Anzahl von Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigten vorliegen, gehen wir außerdem davon aus, dass die Zeitreihenstruktur über die Umstellungsperiode hinweg stabil ist. Davon sind in unserem strukturellen Zeitreihenmodell sich langsam ändernde Trends (durch normalverteilte Schocks  $\xi_t$  und  $\zeta_t$ ) oder Saisonverläufe (mittels  $\omega_t$ )

nicht ausgeschlossen. Fehlende Werte für die Umstellungsperiode können im Zustandsraummodell ebenso erfasst werden wie die zu bestimmenden Korrekturterme  $\chi_{ij}$ , die sich über die Beschäftigtengruppen Vollzeit und Teilzeit ( $j \in \{VZ, TZ\}$ ) sowie für Ost- und Westdeutschland ( $i \in \{O, W\}$ ) unterscheiden. Diese werden in den jeweiligen Modellen aus den Koeffizienten vor einem Shift-Dummy  $s_t$  bestimmt, der bis Juni 2011 den Wert 1 annimmt und dann verschwindet.

Das entsprechende univariate Modell (ohne Zyklus) für die Anzahl an Beschäftigten einer Gruppe  $ij$  ist also gegeben durch

$$SVB_t^{ij} = \mu_t^{ij} + \gamma_t^{ij} + \varepsilon_t^{ij} + \chi_{ij}s_t.$$

Neben dem Korrekturterm  $\chi_{ij}$  liefert das Modell auch Werte für die Anzahl der Beschäftigten in der Übergangszeit. Die fehlenden Werte dort werden vom Kalman Filter und Smoother automatisch so betrachtet, als wären dort keine Änderungen der Trends aufgetreten. Dies führt für diesen längeren Zeitraum zu einer erheblichen Unsicherheit bei der Korrektur. Die Unsicherheit ist umso größer, je volatiler sich die Trendverläufe bis zur Korrektur und auch danach entwickelt haben.

Diese Schätzunsicherheit kann jedoch mithilfe zusätzlicher Informationen verringert werden. Weitere, am besten durchgehend vorhandene Zeitreihen, deren Trend-, Saison- oder Noisekomponenten eine Korrelation mit denjenigen der Beschäftigten aufweisen, können Aufschluss auf eventuell vorliegende Tendenzänderungen im nicht beobachtbaren Zeitintervall geben. Wir verwenden die Gesamtanzahl der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten in West- bzw. Ostdeutschland,  $SVB_t^i$ . Daten für die Gruppen  $ij$  von vor der Revision der Beschäftigungsstatistik,  $SVB_t^{ij,alt}$  liegen in monatlicher Erhebungsfrequenz vor und erlauben zusätzlich das Befüllen der Lücken zwischen den Stichtagen am Quartalsende.

In den trivariaten Modellen

$$\begin{pmatrix} SVB_t^{ij} \\ SVB_t^{ij,alt} \\ SVB_t^i \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_{1t}^{ij} \\ \mu_{2t}^{ij} \\ \mu_{3t}^i \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \gamma_{1t}^{ij} \\ \gamma_{2t}^{ij} \\ \gamma_{3t}^i \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t}^{ij} \\ \varepsilon_{2t}^{ij} \\ \varepsilon_{3t}^i \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \chi_{ij} \\ \kappa_{ij} \\ 0 \end{pmatrix} s_t$$

sind die Schocks der Einzelkomponenten in  $\mu_t^{ij}$ ,  $\gamma_t^{ij}$  und  $\varepsilon_t^{ij}$  miteinander korreliert, was Informationen für die Schätzung durchgängiger Zeitreihen der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigung verschiedener Gruppen liefert.

## 7.4 Ergebnisse

Die Teilzeitquoten der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten aus der Beschäftigungsstatistik der BA werden in Abbildung 9 in schwarz gezeigt. Es handelt sich dabei um Stichtagswerte zum Quartalsende. Zwischen Juli 2011 und November 2012 wurden keine Werte veröffentlicht, was durch die gestrichelten vertikalen Linien veranschaulicht wird. Anhand der Informationen der Dynamik und fortlaufender Reihen aggregierter Beschäftigtenzahlen

soll der Zeitreihenverlauf an die Werte nach der Umstellung angepasst werden. Die blaue Linie zeigt die Teilzeitquote, die sich durch die Korrektur für Gesamtdeutschland ergibt.

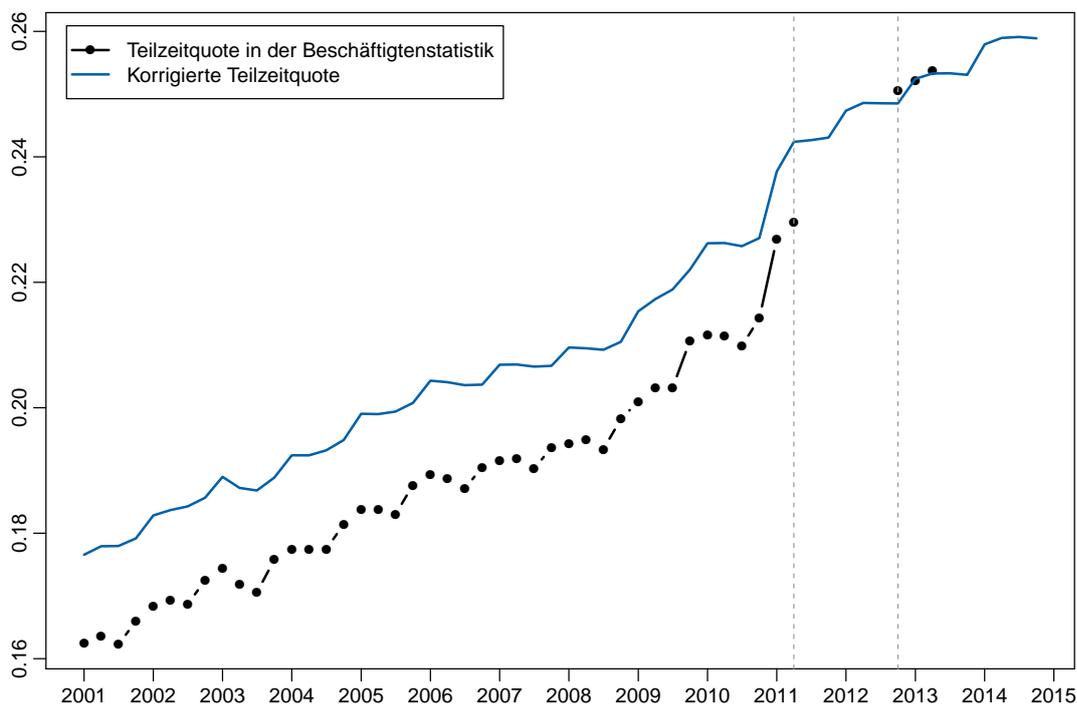


Abbildung 9: Vierteljährliche Zeitreihe der Teilzeitquoten der sozialversicherungspflichtigen Beschäftigten

In den vier verfügbaren Quartalen vor der Umstellung (3. Quartal 2010 bis 2. Quartal 2011) ergibt sich daraus eine durchschnittliche Teilzeitquote von 23,3 Prozent. Bei der Berechnung der Quote werden hier Personen ohne Merkmalsausprägung der Arbeitszeit ausgeschlossen. Der Durchschnitt für die Stichtagswerte der Beschäftigungsstatistik liegt bei 22,0 Prozent, was einer Korrektur um 1,3 Prozentpunkte entspricht. Änderungen ähnlicher Größe ergeben sich für die Vorjahre. Neben dem Niveau der Teilzeitquote ändert sich durch die Korrektur auch ihr Saisonverlauf. Anstatt auf Stichtage zum Quartalsende bezieht sich die korrigierte Quote auf Quartalsdurchschnitte der Beschäftigtenzahlen.

Unsere Ergebnisse ergänzen die Analyse von Bertat u. a. (2013). Dabei ist jedoch anzumerken, dass die hier dargestellten Ergebnisse auf den Daten der Beschäftigungsstatistik nach der Revision beruht (Frank/Grimm, 2014), während der Methodenbericht von Bertat u. a. (2013) Daten vor der Revision verwendet.

Stellt man nun die Zeitreihen der gesamten Teilzeitquoten, also einschließlich geringfügig Beschäftigter, von vor der AZR-Revision den revidierten Werten gegenüber, kann man den Saldo verschiedener Effekte, insbesondere der Umstellung des Meldeverfahrens der Beschäftigungsstatistik sowie der Revision der Beschäftigungsstatistik quantifizieren. Hierbei zeigt sich nach der Revision eine durchweg höhere Teilzeitquote, die ausgehend von 17,9 Prozent im Jahr 1991 (16,4 Prozent vor der Revision) auf etwa 38,5 Prozent im Jahresmittel 2013 anstieg (34,6 Prozent vor der Revision). Die Differenz zwischen revidierten und unrevidierten Daten verstärkt sich insbesondere in den letzten Jahren, für die vor der Revi-

sion die Ergebnisse der sozialversicherungspflichtigen Teilzeit anhand der Werte vor 2011 fortgeschrieben werden mussten. Neu verfügbare BA-Daten fanden erst im Zuge dieser AZR-Revision Einzug in die Berechnungen und begründen den höheren Revisionsbedarf.

## **8 Aggregierte Ergebnisse für Arbeitszeit und Arbeitsvolumen**

Nach der vorangegangenen Darstellung der Effekte der Revision bei einzelnen Komponenten rückt in diesem Abschnitt die Wirkung auf aggregierte Zeitreihen in den Blickpunkt. Dem durch die ETR ermittelten und hier zu Informationszwecken ausgewiesenen Effekt für Erwerbstätige und Arbeitnehmer folgen die Revisionsergebnisse für Arbeitszeit und Arbeitsvolumen.

### **8.1 Beschäftigte Arbeitnehmer und Erwerbstätige**

Nach der Revision der ETR haben sich Höhe und Struktur der Erwerbstätigenzahlen sowie deren Untergruppen zum Teil in erheblichem Umfang verändert. Im Zuge der Änderungen kommt es zu einer Niveauanhebung der Erwerbstätigenzahlen insgesamt für die Jahre 1991 bis 2013. Ursache dafür sind zum einen das neue ESVG 2010 und zum anderen die Einarbeitung neuer Datenquellen in die ETR.

Im Zeitraum von 1991 bis 2013 fällt die Anzahl der beschäftigten Arbeitnehmer und der Erwerbstätigen in jedem Jahr nun höher als vor der Revision aus, wie in Abbildung 10 dargestellt ist. Die Zahl der beschäftigten Arbeitnehmer ist in den einzelnen Beobachtungsjahren zwischen 0,2 und 1,5 Prozent gestiegen. Nach der Revision liegt die Zahl der beschäftigten Arbeitnehmer für das Jahr 1991 nun bei rund 35,2 Millionen und damit um rund 79.000 Personen (0,2%) höher als vor der Revision. Im Jahr 2013 waren es rund 37,8 Millionen und damit rund 446.000 beschäftigte Arbeitnehmer (1,2%) mehr. Die Zahl der Erwerbstätigen ist in den einzelnen Beobachtungsjahren zwischen 0,2 und 1,4 Prozent gestiegen. Für das Jahr 1991 werden nach der Revision rund 38,8 Millionen Erwerbstätige ermittelt, das sind rund 78.000 Personen (0,2%) mehr als vor der Revision. Für das Jahr 2013 wurden rund 42,3 Millionen und damit rund 434.000 (1,0%) Erwerbstätige mehr berechnet.

Dass insbesondere ab der Jahrtausendwende der Änderungsbedarf größer ausfiel als in den Neunzigerjahren, liegt vor allem an der Zunahme der Angestellten und Arbeiter aus der Revision der Beschäftigungsstatistik der BA.

### **8.2 Arbeitszeit**

Bei der AZR führen die Revision der ETR und der Beschäftigungsstatistik zu einer Strukturverschiebung insbesondere innerhalb der beschäftigten Arbeitnehmer, die Auswirkungen auf die tatsächlich geleistete Arbeitszeit hat. Die Gruppe der ausschließlich geringfügig Beschäftigten liegt nun höher als vor der Revision. Auch die Zahl der regulär Teilzeitbeschäftigten hat zugenommen. Beide Personengruppen zählen zu den Teilzeitbeschäftigten. So



Abbildung 10: Jährliche Zeitreihen der Erwerbstätigen und Arbeitnehmer vor und nach der Revision

gab es im Jahresdurchschnitt 2013 nach den Neuberechnungen rund 14,5 Millionen Teilzeitbeschäftigte. Während man bei der Teilzeitquote vor der Revision von 34,6 Prozent ausging, liegt sie nun durch die starke Verschiebung im Verhältnis Vollzeit zu Teilzeit bei 38,5 Prozent. Durch die nun höhere Teilzeitquote fällt die Wochenarbeitszeit aller beschäftigten Arbeitnehmer insgesamt niedriger aus und auch das Volumen der bezahlten Überstunden liegt deutlich unter dem Niveau vor der Revision. Dies wird durch die Aufnahme der neuen Komponente „unbezahlte Überstunden“ tendenziell ausgeglichen. Insgesamt betrachtet hat sich die Arbeitszeit der beschäftigten Arbeitnehmer und der Erwerbstätigen im Zuge der Revisionsarbeiten nur wenig verändert, wie Abbildung 11 zeigt. Bei den beschäftigten Arbeitnehmern liegen die Abweichungen in den einzelnen Beobachtungsjahren zwischen -1,6 und +0,5 Prozent, bei den Erwerbstätigen fällt die geleistete Arbeitszeit um bis zu 1,8 Prozent geringer und bis zu 0,2 Prozent höher als vor der Revision aus.

Vor der Revision lag die durchschnittlich geleistete Arbeitszeit je beschäftigten Arbeitnehmer bei rund 1.473 Stunden im Jahr 1991, nach der Revision waren es rund 1.479 Stunden (+0,4%). Für das Jahr 2013 wird dagegen ein Rückgang ermittelt. Vor der Revision betrug die durchschnittliche Arbeitszeit rund 1.313 Stunden, nach der Revision waren es rund 1.291 Stunden (-1,6%). Bei der durchschnittlich geleisteten Arbeitszeit je Erwerbstätigen wurden vor der Revision rund 1.552 Stunden für das Jahr 1991 ermittelt, nach der Revision waren es rund 1.554 Stunden (+0,1%). In Bezug auf das Jahr 2013 ist die Anzahl der geleisteten Arbeitsstunden je Erwerbstätigen von rund 1.387 Stunden vor der Revision auf rund 1.363 Stunden nach der Revision gesunken (-1,8%).

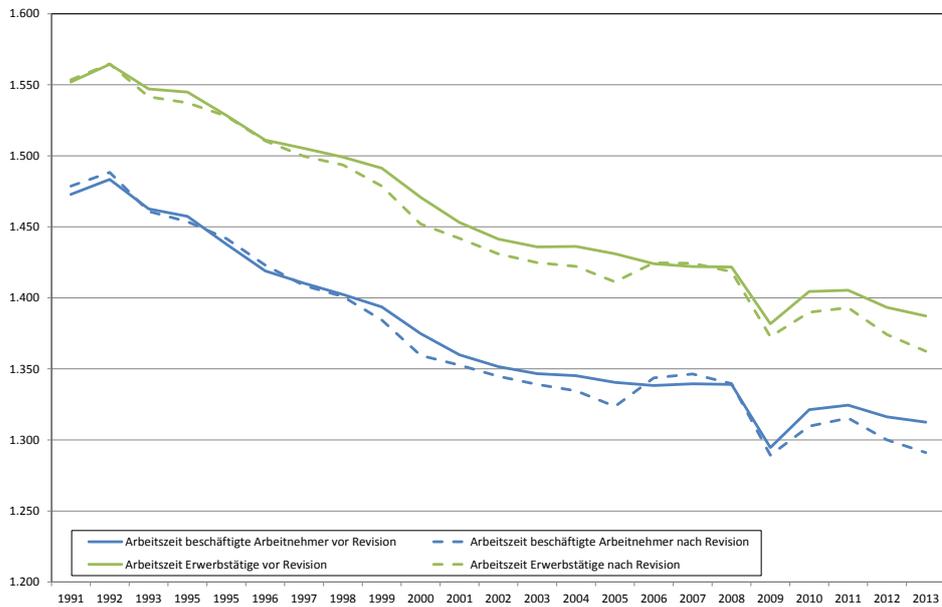


Abbildung 11: Jährliche Zeitreihen der Arbeitszeit pro Kopf vor und nach der Revision



Abbildung 12: Jährliche Zeitreihen des Arbeitsvolumens vor und nach der Revision

### 8.3 Arbeitsvolumen

Beim Arbeitsvolumen fallen die Abweichungen zwischen den Ergebnissen vor und nach der Revision – wie bei der Arbeitszeit – ebenfalls gering aus, vgl. Abbildung 12. Bei den beschäftigten Arbeitnehmern ist das Arbeitsvolumen nach der Revision um bis zu 0,5 Prozent geringer und bis zu 1,8 Prozent höher als vor der Revision, bei den Erwerbstätigen liegen die Abweichungen zwischen -0,8 und +1,3 Prozent. Mit den revidierten Ergebnissen zu Erwerbstätigkeit und Arbeitszeit ergibt sich bei den beschäftigten Arbeitnehmern nach der Revision für das Jahr 1991 ein Arbeitsvolumen von rund 52,1 Milliarden Stunden, vor der Revision waren es rund 51,8 Milliarden Stunden (+0,6%). Für das Jahr 2013 wurde nach der Revision ein Arbeitsvolumen von rund 48,8 Milliarden Stunden ermittelt, vor der Revision lag das Arbeitsvolumen bei rund 49,1 Milliarden Stunden (-0,5%). Bei den Erwerbstätigen wurde nach der Revision für das Jahr 1991 ein Arbeitsvolumen von rund 60,3 Milliarden Stunden berechnet, vor der Revision waren es rund 60,1 Milliarden Stunden (+0,3%). Für das Jahr 2013 zeigt sich ein Rückgang des Arbeitsvolumens. Nach der Revision lag das Arbeitsvolumen bei rund 57,6 Milliarden Stunden, vor der Revision waren es rund 58,1 Milliarden Stunden (-0,8%).

## 9 Fazit

Die AZR ist ein komplexes Datenprodukt, das aus der Verknüpfung einer Vielzahl von Datenquellen entsteht. Methodische und statistische Weiterentwicklungen, aber auch gesellschaftliche Veränderungen führen dazu, dass die AZR laufend an diese Entwicklungen angepasst werden muss und sozusagen als „Work in Progress“ verstanden werden kann. So erzwingen neue oder geänderte Konzepte und Klassifikationen regelmäßig grundlegende Überarbeitungen aller VGR-Aggregate. War es im Herbst 2011 die Einführung der neuen nationalen Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 2008 (WZ2008), die zu einer Überarbeitung der AZR geführt hatte, wurde mit der Revision 2014 vor allem das neue ESVG 2010 implementiert. Solche grundlegenden Überarbeitungen können jeweils nur im Rahmen von Generalrevisionen der VGR durchgeführt werden, die in mehrjährigen Abständen stattfinden. Damit trägt die AZR den im Zeitablauf veränderten spezifischen Anforderungen der VGR durch konzeptionelle Weiterentwicklung - insbesondere ihrer Berechnungsmethoden - flexibel Rechnung.

Aber auch der Wandel der Arbeitswelt fordert die Arbeitszeitberichterstattung heraus. Die moderne Arbeitszeitgestaltung führt zum Teil an die Grenzen dessen, was messbar und erfassbar ist. So kann ein Teil der flexiblen Instrumentarien, die den Unternehmen zur Verfügung stehen, mit den verfügbaren Daten und Befragungen nicht kontinuierlich abgedeckt werden. Das betrifft z.B. Arbeitszeitverkürzungen oder –verlängerungen, die im Rahmen von Arbeitszeitkorridoren kurzfristig für bestimmte Betriebsteile eingeführt werden können. Auch flexible Arbeitszeitarangements, wie Vertrauensarbeitszeit, Sabbaticals, Home-Office oder Telearbeit erschweren die Erfassung der geleisteten Arbeitszeit. Hier öffnet sich das Feld für zukünftige Forschungsarbeiten.

Die vorgestellten Entwicklungen und Zusammenhänge aber auch die anstehenden Her-

ausforderungen im Rahmen der Arbeitszeitberichterstattung unterstreichen die Notwendigkeit einer möglichst genauen Erfassung der Arbeitszeit. Ein umfassendes Monitoring der Bestimmungsfaktoren von Arbeitszeit und Arbeitsvolumen – wie dies in der AZR geschieht – ist notwendige Voraussetzung für adäquate Arbeitsmarktanalysen. Eingebettet in einen Rahmen, der zum einen durch die VGR und zum anderen durch die einzelnen Komponenten der Arbeitszeit vorgegeben ist, bietet die AZR die Möglichkeit, das Arbeitszeitgeschehen detailliert aus einem gesamtwirtschaftlichen Blickwinkel zu beschreiben. In diesem Rechenwerk fließen tarifliche Veränderungen, institutionelle Faktoren und konjunkturelle Entwicklungen mit dem Wandel der Beschäftigtenstruktur und der Arbeitsmarktpolitik zusammen und ergeben ein partiell auch nach sozio-ökonomischen Merkmalen differenziertes Bild von Umfang, Struktur und Entwicklung der Jahresarbeitszeit der Erwerbstätigen. Das Spektrum an Fragestellungen, die im Rahmen der differenzierten AZR beantwortbar sind, reicht vom Beitrag einzelner Arbeitszeitkomponenten zur Veränderung der Jahresarbeitszeit bis zum Zusammenhang von Produktion, Erwerbstätigkeit, Jahresarbeitszeit und Stundenproduktivität.

## Literatur

Anger, Silke (2006): Overtime Work in Germany. The Investment Character of Unpaid Hours. Aachen: Shaker Verlag.

Bach, Hans-Uwe (2001): Arbeitsvolumen steigt wieder dank mehr Beschäftigung. IAB-Kurzbericht 3/2001, Nürnberg.

Bach, Hans-Uwe; Koch, Susanne (2002): Arbeitszeit und Arbeitsvolumen. In: Kleinhenz, Gerhard (Hrsg.) IAB-Kompodium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Bd. 250, Nürnberg, S. 57–70.

Bellmann, Lutz; Gewiese, Tilo (2003): Betriebliche Arbeitszeitstrukturen in der Bundesrepublik Deutschland. Empirische Ergebnisse aus dem IAB-Betriebspanel 1996–1999 unter besonderer Berücksichtigung der Arbeitszeitflexibilisierung. Schriftenreihe der Bundesanstalt für Arbeitsschutz und Arbeitsmedizin 1007, Dortmund/Berlin/Dresden.

Bertat, Thomas; Dundler, Agnes; Grimm, Christopher; Kiewitt, Jochen; Schomaker, Christine; Schridde, Henning; Zemmann, Christian (2013): Neue Erhebungsinhalte „Arbeitszeit“, „ausgeübte Tätigkeit“ sowie „Schul- und Berufsabschluss“ in der Beschäftigungsstatistik. Methodenbericht der Statistik der BA, Bundesagentur für Arbeit, Nürnberg.

Bick, Mirjam; Decker, Jörg (2013): Neuberechnung des Index der Tarifverdienste verbessert Kohärenz der Verdienststatistiken. In: Wirtschaft und Statistik, Bd. 10, S. 745–752.

Braakmann, Albert (2013): Revidierte Konzepte für Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen – System of National Accounts 2008 und Europäisches System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen 2010. In: Wirtschaft und Statistik, Bd. 8, S. 521–527.

Brümmerhoff, Dieter; Grömling, Michael (2014): Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen 2014 – Folgen für die ökonomische Analyse. In: Wirtschaftsdienst, Bd. 94, Nr. 4.

Bräuning, Falk; Koopman, Siem Jan (2014): Forecasting macroeconomic variables using collapsed dynamic factor analysis. In: International Journal of Forecasting, Bd. 30, Nr. 3, S. 572–584.

Dundler, Agnes; Frank, Thomas (2012): Beschäftigungsstatistik - Umstellung der Erhebungsinhalte bei den Merkmalen „ausgeübte Tätigkeit“ (Beruf), „Arbeitszeit“ und „Ausbildung“. Methodenbericht der Statistik der BA, Bundesagentur für Arbeit, Nürnberg.

Durbin, James (2000): The State Space Approach to Time Series Analysis and its Potential for Official Statistics. In: The Australian & New Zealand Journal of Statistics, Bd. 42, Nr. 1, S. 1–23.

Durbin, James; Koopman, Siem Jan (2012): Time Series Analysis by State Space Methods: Second Edition. Oxford: Oxford Statistical Science Series.

Durbin, James; Quenneville, Benoit (1997): Benchmarking by State Space Models. In: International Statistical Review, Bd. 65, Nr. 1, S. 23–48.

Ellguth, Peter; Gerner, Hans-Dieter; Zapf, Ines (2013): Flexibilität für Betriebe und Beschäftigte. Vielfalt und Dynamik bei den Arbeitszeitkonten. IAB-Kurzbericht 7/2013, Nürnberg.

Frank, Thomas; Grimm, Christopher (2014): Revision der Beschäftigungsstatistik 2014. Methodenbericht der Statistik der BA, Bundesagentur für Arbeit, Nürnberg.

Fuchs, Johann; Hummel, Markus; Hutter, Christian; Klinger, Sabine; Wanger, Susanne; Weber, Enzo; Weigand, Roland; Zika, Gerd (2014): Prognose 2014: Zwischen Bestmarken und Herausforderungen. IAB-Kurzbericht 4/2014, Nürnberg.

Gold, Michael (2002): Mikroökonomische Analyse der Arbeitsnachfrage. Eine Untersuchung von Beschäftigungsdynamik und Überstundennachfrage unter dem Einfluss von Anpassungskosten mit deutschen Betriebsdatensätzen. Hamburg: Verlag Dr. Kovac.

Greulich, Matthias (2009): Revidierte Wirtschaftszweig- und Güterklassifikation fertiggestellt. In: *Wirtschaft und Statistik*, Bd. 1, S. 36–46.

Harvey, Andrew; Chung, Chia-Hui (2000): Estimating the Underlying Change in Unemployment in the UK. In: *Journal of the Royal Statistical Society. Series A*, Bd. 163, Nr. 3, S. 303–339.

Harvey, Andrew C. (1991): *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*. Cambridge University Press, New York: Cambridge University Press.

Koch, Susanne (2001): Arbeitszeitkonten stabilisieren die Beschäftigung. IAB-Kurzbericht 4/2001, Nürnberg.

Kohler, Hans; Reyher, Lutz (1988): Arbeitszeit und Arbeitsvolumen in der Bundesrepublik Deutschland 1960 – 1986. Datenlage – Struktur – Entwicklung. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 123, Nürnberg.

Lüken, Stephan (2012): Die deutsche Erwerbstätigenrechnung für Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen und Arbeitsmarktstatistik – Erfahrungen aus sechs Jahrzehnten. In: *Wirtschaft und Statistik*, Bd. 5, S. 385–405.

Pfeffermann, Danny; Tiller, Richard (2006): Small-Area Estimation With State-Space Models Subject to Benchmark Constraints. In: *Journal of the American Statistical Association*, Bd. 101, Nr. 476, S. 1387–1397.

Rao, J. N. K. (2005): *Small Area Estimation*. New York: John Wiley & Sons.

Reyher, Lutz; Kohler, Hans (1986): Arbeitszeit und Arbeitsvolumen: Die empirische Basis der Arbeitszeit-Politik. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 75, Nürnberg.

Rünstler, Gerhard (2004): Modelling Phase Shifts among Stochastic Cycles. In: *Econometrics Journal*, Bd. 7, Nr. 1, S. 232–248.

Räth, Norbert; Braakmann, Albert (2014): Bruttoinlandsprodukt 2013. In: *Wirtschaft und Statistik*, Bd. 1, S. 9–25.

Seifert, Hartmut (2005): Vom Gleitzeit- zum Langzeitkonto. In: *WSI-Mitteilungen*, Bd. 6, S. 308–313.

Statistisches Bundesamt (2014): Generalrevision 2014: Methodische Weiterentwicklung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen. Tech. Report, Wiesbaden.

Wanger, Susanne (2013): Arbeitszeit und Arbeitsvolumen in Deutschland – Methodische Grundlagen und Ergebnisse der Arbeitszeitrechnung. In: Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv, Bd. 7, Nr. 1-2, S. 31–69.

Wanger, Susanne (2003): Arbeitszeit und Arbeitsvolumen in der Bundesrepublik Deutschland 1970 – 1990. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 274, Nürnberg.

Zapf, Ines (2012): Flexibilität am Arbeitsmarkt durch Überstunden und Arbeitszeitkonten. Messkonzepte, Datenquellen und Ergebnisse im Kontext der IAB-Arbeitszeitrechnung. IAB-Forschungsbericht 3/2012, Nürnberg.

## In dieser Reihe sind zuletzt erschienen

Nr.	Autor(en)	Titel	Datum
<a href="#">14/2013</a>	Bechmann, S. Dahms, V. Tschersich, N. Frei, M. Leber, U. Schwengler, B.	Beschäftigungsmuster von Frauen und Männern: Auswertungen des IAB-Betriebspanels 2012	12/2013
<a href="#">15/2013</a>	Springer, A.	Selbstständige Leistungsbezieher in der Arbeitslosenversicherung: Empirische Befunde zum Versicherungspflichtverhältnis auf Antrag	12/2013
<a href="#">1/2014</a>	Egenolf, D. Fertig, M. Hunger, K. Puxi, M. Rosemann, M. Weimann, M.	Implementationsstudie zur Berliner Joboffensive: Endbericht zum 31. Juli 2013 vorgelegt von ISG Institut für Sozialforschung und Gesellschaftspolitik GmbH, Köln	2/2014
<a href="#">2/2014</a>	Hirschenauer, F. Springer, A.	Vergleichstypen 2014: Aktualisierung der SGB-III-Typisierung	2/2014
<a href="#">3/2014</a>	Dummert, S. Kubis, A. Leber, U. Müller, A.	Betrieblicher Arbeitskräftebedarf 2006 – 2012	3/2014
<a href="#">4/2014</a>	Fertig, M.	Quantitative Wirkungsanalysen zur Berliner Joboffensive: Endbericht zum 28. Juli 2013 vorgelegt von ISG Institut für Sozialforschung und Gesellschaftspolitik GmbH, Köln	4/2014
<a href="#">5/2014</a>	Autoren- gemeinschaft	Patterns of Resilience during Socioeconomic Crises among Households in Europe (RESCuE): Concept, Objectives and Work Packages of an EU FP 7 Project	5/2014
<a href="#">6/2014</a>	Fuchs, M. Wesling, M. Weyh, A.	Potenzialnutzung in Ostdeutschland: Eine Analyse von Angebot und Nachfrage auf dem Arbeitsmarkt	5/2014
<a href="#">7/2014</a>	Oschmiansky, F. Grebe, T. Popp, S. Otto, K. Sommer, J. Wielage, N.	Kompetenzdienstleistungen im Vermittlungs- und Integrationsprozess: Eine qualitative Studie	7/2014
<a href="#">8/2014</a>	Otto, A. Weyh, A.	Industry space and skill-relatedness of economic activities: Comparative case studies of three eastern German automotive regions	8/2014

Stand: 21.08.2014

Eine vollständige Liste aller erschienenen IAB-Forschungsberichte finden Sie unter

<http://www.iab.de/de/publikationen/forschungsbericht.aspx>

## Impressum

IAB-Forschungsbericht 9/2014

### Herausgeber

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit  
Regensburger Str. 104  
90478 Nürnberg

### Redaktion

Regina Stoll, Jutta Palm-Nowak

### Technische Herstellung

Gertrud Steele

### Rechte

Nachdruck - auch auszugsweise -  
nur mit Genehmigung des IAB gestattet

### Website

<http://www.iab.de>

### Bezugsmöglichkeit

<http://doku.iab.de/forschungsbericht/2014/fb0914.pdf>

ISSN 2195-2655

### Rückfragen zum Inhalt an:

Susanne Wanger  
Telefon 0911.179 3024  
E-Mail [susanne.wanger@iab.de](mailto:susanne.wanger@iab.de)

Roland Weigand  
Telefon 0911.179 3291  
E-Mail [roland.weigand@iab.de](mailto:roland.weigand@iab.de)