

BEGUTACHTETER ARTIKEL

**Beschäftigungseffekte
von Arbeitszeitverkürzung.
Eine makroökonomische Perspektive*****Philipp Poyntner**

1. Einleitung

Seit der Finanz- und Wirtschaftskrise und dem darauffolgenden Anstieg der Arbeitslosigkeit in den meisten europäischen Staaten wird die Idee einer kürzeren allgemeinen Wochenarbeitszeit wieder vermehrt aufgegriffen. In Europa hat zuletzt Frankreich eine über einzelne Sektoren hinausgehende Verkürzung der Wochenarbeitszeit unternommen – vor mehr als 15 Jahren.

Die Verkürzung der Wochenarbeitszeit kann Auswirkungen auf verschiedenste wirtschaftlich und gesellschaftlich relevante Bereiche haben: Gesundheit, reproduktive Arbeit, Arbeitsangebot, Arbeitsorganisation, Freizeit-/Konsumverhalten etc. Der Fokus in der aktuellen ökonomischen Debatte liegt jedoch sehr oft auf den Beschäftigungseffekten¹. Auf der einen Seite wird argumentiert, dass die momentan geleisteten Arbeitsstunden zu einem gewissen Grad anders verteilt werden können – auch zwischen arbeitenden und arbeitslosen Personen. Auf der anderen Seite steht die Befürchtung im Raum, dass kürzere Arbeitszeiten mit höheren Kosten für Unternehmen einhergehen und Arbeitsplätze verloren gehen könnten.

Die vorliegende Arbeit geht der Frage nach, wie die Arbeitszeitverkürzungen in Europa hinsichtlich der Beschäftigungseffekte evaluiert werden können. Abschnitt 2 stellt einige langfristige Entwicklungen relevanter Variablen dar und diskutiert theoretische Überlegungen zur Frage der Arbeitszeitverkürzung. Abschnitt 3 fasst einige empirische Studien zusammen und diskutiert mögliche Erklärungen für die divergierenden Ergebnisse. In Kapitel 4 wird ein empirischer makroökonomischer Ansatz vorgestellt. Ka-

* Der Autor bedankt sich bei zwei anonymen Referees für äußerst hilfreiche Anmerkungen.

pitel 5 fasst zusammen. Der verbleibende Teil der Einleitung definiert Konzepte, die in dieser Arbeit verwendet werden.

Ansatzpunkte für Arbeitszeitverkürzung können verschiedene Zeitabschnitte (Lebens-/Jahres-/Wochen-/Tagesarbeitszeit) und Maßnahmen (etwa Urlaubsansprüche, Teilzeitarbeit, Karenzen, frühere Pensionsantritte) sein. In dieser Arbeit bezeichnet Arbeitszeitverkürzung die Verkürzung der wöchentlichen Normalarbeitszeit (also ohne Überstunden), unabhängig davon, ob diese durch Gesetze, Kollektivverträge oder beides geregelt wird. Bei Arbeitszeiten über dieser Grenze entstehen entweder Überstundenzahlungs- oder Zeitausgleichsforderungen (in Abhängigkeit vom jeweiligen Kollektivvertrag bzw. Arbeitszeitmodell). Der Fokus auf die wöchentliche Normalarbeitszeit hat folgende Gründe: Maßnahmen, die auf die Verkürzung der Lebensarbeitszeit abzielen, waren erstens historisch betrachtet seltener im Fokus als die Verkürzung der wöchentlichen Normalarbeitszeit, zweitens ist die Datenlage für jene Art der Arbeitszeitverkürzung schlechter.

2. Deskriptive Beobachtungen und theoretische Überlegungen

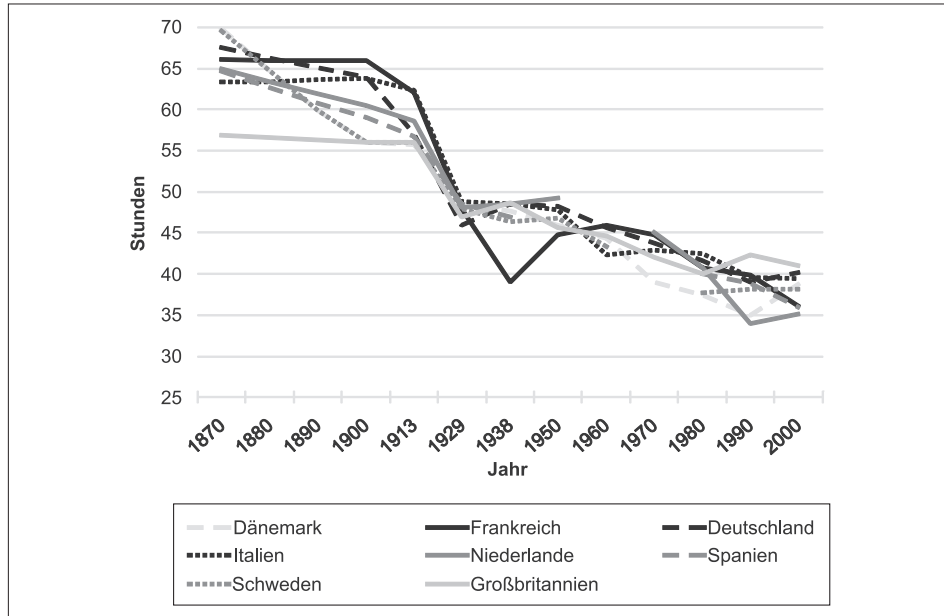
In Europa ist die Zahl der jährlichen Arbeitsstunden seit dem Ende des 19. Jahrhunderts kontinuierlich zurückgegangen, wie Abbildung 1 zeigt. Seit den 1970er-Jahren verliert der Rückgang der Wochenarbeitszeit deutlich an Schwung, und der Unterschied zwischen Personen mit hohen und niedrigen Arbeitsstunden nimmt zu.²

Bei Betrachtung der Produktivitätsentwicklung in Abbildung 2 fällt auf, dass sich das Produktivitätswachstum zwar im letzten Jahrzehnt verlangsamt hat, aber in den meisten europäischen Ländern weiterbesteht. Während sich ÖkonomInnen um die Gründe des stagnierenden Produktivitäts- sowie BIP-Wachstums streiten,³ stellen sich zwei Fragen, auf die in den folgenden Kapiteln eingegangen werden soll: Ist (hohes) Produktivitätswachstum eine notwendige Bedingung, um Arbeitszeitverkürzung sinnvoll durchsetzen zu können? Oder kann eine kürzere Arbeitszeit selbst Impulse für Produktivitätswachstum setzen?

Es existieren einige theoretische Modelle, in denen das Verhältnis zwischen Arbeitszeit und Beschäftigung modelliert wird. Diese Modellierungsansätze liefern keine eindeutige Vorhersage des Beschäftigungseffekts, sodass häufiger auf empirische Methoden zurückgegriffen wird. In den folgenden Absätzen werden theoretische Ansätze kurz umrissen.

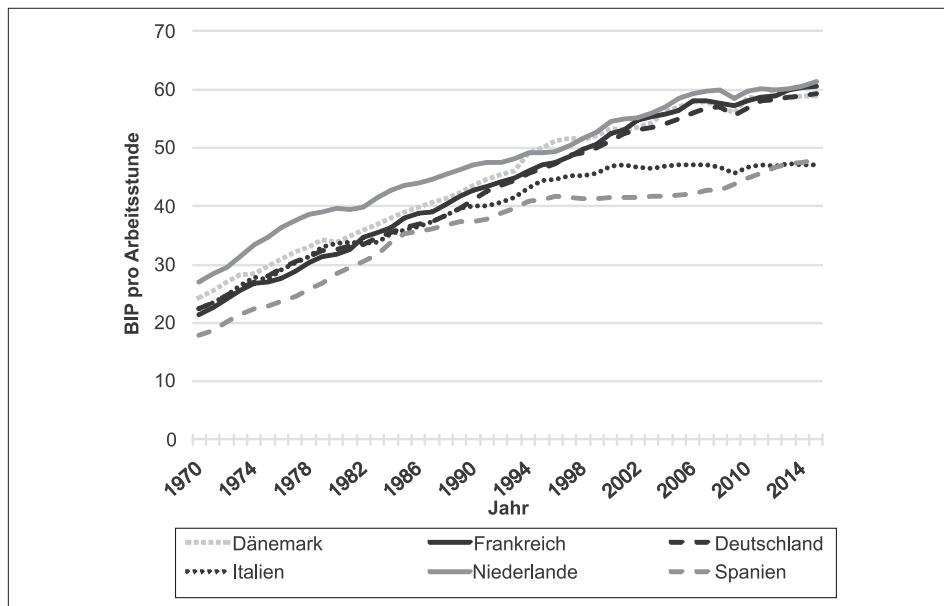
Eine der ersten Fragen, die sich aus Sicht der ArbeitnehmerInnen bei der Diskussion um kürzere Arbeitszeiten stellt, ist: Wird sich durch die Verkürzung der gearbeiteten Stunden das Monatseinkommen analog zur kürzeren Arbeitszeit verringern, bleibt es gleich, oder wird ein Mittelweg ge-

Abbildung 1: Wöchentliche Arbeitsstunden von Vollzeit-Erwerbstätigen im Produktionssektor, 1870-2000



Daten: Hubermann und Minns (2007).

Abbildung 2: Arbeitsproduktivität (BIP pro Arbeitsstunde), 1970-2014



Quelle: OECD. BIP in US-Dollar, konstante Preise, 2010 PPPs.

wählt? Bei den meisten Eingriffen in die Arbeitszeitregulierung von staatlicher Seite wird explizit gemacht, welche Lohnentwicklung das Ziel ist und mittels Gesetzesanpassungen oder Subventionen eingegriffen (zum Beispiel in Frankreich, wie in Kapitel 3 näher beschrieben, oder in Belgien⁴). Arbeitszeitverkürzungen können aber auch kurz- und langfristigen Einfluss auf die Strategien und Verhandlungsmacht von ArbeitnehmerInnen- und ArbeitgeberInnenorganisationen haben, die auf verschiedenen Ebenen Lohnverhandlungen führen. Lohnbildungsmodelle wie zum Beispiel de Regt (2002, Kapitel 5) und Calmfors (1985) verweisen darauf, dass Einschätzungen zur Lohnentwicklung nach Arbeitszeitverkürzungen *a priori* schwer möglich sind.

Auf der Arbeitsangebotsseite sind einige Mechanismen möglich, die von Arbeitszeitverkürzung angestoßen werden können. Erstens erlaubt es eine kürzere Wochenarbeitszeit, von Teilzeit- auf Vollzeitarbeit zu wechseln, falls der Wechsel auf die alte, längere Vollzeitregelung nicht möglich war (wegen Betreuungspflichten o. Ä.). Falls die Arbeitszeitverkürzung sich aber in niedrigerem Monatslohn niederschlägt, besteht auch die Möglichkeit, dass aufgrund der frei gewordenen Zeit Zweitjobs angenommen werden.⁵ Auf Haushaltsebene gibt es neben diesem direkten Effekt auch Interaktionseffekte zwischen PartnerInnen zu beachten. Falls eine Präferenz zu mehr gemeinsamer Freizeit besteht, kann eine Verkürzung der Arbeitszeit des Partners bzw. der Partnerin auch die Reduktion der eigenen Arbeitszeit bedeuten. Falls Lohnentfall kompensiert werden muss, ist mit einem Anstieg der Arbeitszeit zu rechnen. Martin-Roman (2014) evaluiert die Arbeitsangebotseffekte von Arbeitszeitverkürzung in einem Modell mit Suchkosten. Der Zusammenhang ist nicht eindeutig und hängt wieder von den Modellannahmen ab. Mit dem Effekt auf Marktarbeit stellt sich auch die Frage, wie eine Arbeitszeitverkürzung auf unbezahlte reproduktive Arbeit wirkt: Da die Schere zwischen kurzen (vor allem Teilzeitarbeit) und langen Arbeitszeiten zwischen den Geschlechtern immer noch beachtlich ist,⁶ besteht die Hoffnung, durch eine Arbeitszeitverkürzung auch unbezahlte Reproduktionsarbeit gleicher zwischen den Geschlechtern zu verteilen.

Die Beschäftigungseffekte von Arbeitszeitverkürzung werden auf theoretischer Ebene vor allem mit Arbeitsnachfragemodellen und Allgemeinen Gleichgewichtsmodellen bearbeitet. Selbst einfachste Arbeitsnachfragemodelle⁷ können keine klaren Aussagen über Beschäftigungseffekte machen, die nicht sensibel auf Annahmen wie optimale Arbeitsstunden, Fixkosten von Beschäftigung etc. reagieren. Allgemeine Gleichgewichtsmodelle (die u. a. auch Arbeitsangebots- und Preiseffekte explizit miteinbeziehen), geben häufig vorsichtig positive Ergebnisse bezüglich der Beschäftigungswirkung von Arbeitszeitverkürzung.⁸ Ein häufiges Ergebnis ist, dass sich Beschäftigung und Arbeitsstunden in einer U-Kurve zueinan-

der verhalten. Das heißt, dass in Situationen der hohen Arbeitslosigkeit und hohen Arbeitsstunden die Beschäftigungswirkung einer Arbeitszeitverkürzung positiv ist, mit sinkender Arbeitslosigkeit und sinkenden Arbeitsstunden dieser Effekt sich umkehrt. Aber auch diese Modelle sind nicht robust gegenüber Änderungen in Modellierungsannahmen, vor allem im Bereich der Lohnbildung.

Generell betonen AutorInnen theoretischer Studien, dass die Beschäftigungseffekte einer Arbeitszeitverkürzung letztendlich nur auf empirischer Ebene zu erfassen sei. Dieser empirischen Ebene wendet sich nun das nächste Kapitel zu.

3. Empirische Studien

Die erste Frage, die sich bei einer Verkürzung der Wochenarbeitszeit stellt, ist: Folgt einer Verkürzung der (vereinbarten) *Normalarbeitszeit* auch eine Verkürzung der *tatsächlichen* Arbeitszeit? Theoretisch ist es möglich, dass die tatsächlichen Arbeitsstunden gleichbleiben und Unternehmen akzeptieren, mehr Überstunden zu zahlen. Empirische Studien zeigen jedoch eindeutig, dass eine Verkürzung der Normalarbeit mit einer kürzeren tatsächlichen Arbeitszeit einhergeht. Die Reaktionen der tatsächlichen Arbeitszeit auf eine Verkürzung der Normalarbeitszeit um eine Stunde bewegen sich zwischen 0,88-1 Stunde (Hunt [1999]) und 1-1,2 Stunden (Hart [1987]).

Die Frage, wie sich Löhne nach einer Arbeitszeitverkürzung entwickeln, hängt in erster Linie davon ab, wie die Struktur der Lohnsetzung beschaffen ist und ob es im Zuge der Arbeitszeitverkürzung zu Vereinbarungen zwischen Gewerkschaften und Arbeitgeberverbänden oder auf gesetzlicher Ebene kommt. Davon abgesehen kann eine Arbeitszeitverkürzung aber auch Einfluss auf den mittelfristigen Lohnbildungsprozess haben. Eine Aussage, die sich über Raum und Zeit generalisieren lässt, ist hier nicht möglich, allerdings werden einige Studien der nahen Vergangenheit präsentiert. Skuterud (2007) untersucht die Verkürzung der Arbeitszeit für eine Gruppe von ArbeitnehmerInnen⁹ in Quebec im Jahr 1997 und kommt zu dem Schluss, dass der Arbeitszeitverkürzung ein Anstieg im Stundenlohniveau gefolgt ist. Raposo und van Ours (2010) finden einen Anstieg im Stundenlohniveau, der allerdings nicht den gesamten Monatslohnrückgang der Arbeitszeitverkürzung¹⁰ in Portugal 1996 kompensiert. Ähnliche Resultate berichtet Sanchez (2010) für eine Arbeitszeitverkürzung in Chile 2005. Die generelle Arbeitszeitverkürzung in Frankreich hatte laut Kramarz et al. (2008) einen Rückgang im Stundenlohn zur Folge, während Logeay und Schreiber (2006) gar keine Veränderung feststellen können. Für Deutschland gibt es einige Studien, die die Arbeitszeitverkürzung von

40 auf 35 Stunden in den Metall- und Druckbranchen zwischen 1984 und 1994 untersuchen. Bezüglich der Reaktion des Lohnniveaus gibt es allerdings keinen Konsens. Kompensation für die Verkürzung der Arbeitszeit floss in die Verhandlungen den jährlichen Lohnverhandlungen zwischen Gewerkschaften und Unternehmensverbänden ein,¹¹ die Höhe der Kompensation variierte jedoch, und der kontrafaktische Einfluss der Arbeitszeitverkürzung auf die Lohnverhandlungen kann nur geschätzt werden. Während Hunt (1999) in ihren Schätzungen volle Kompensation (d. h. kein Verlust des Monatseinkommens) findet (ähnliche Ergebnisse berichtet Schank [2006]), sind für Franz und Smolny (1994) nur in manchen Sektoren Stundenlohnanstiege zu finden und in anderen gar keine Lohnanstiege. Letztendlich ist die Hauptherausforderung bei Bearbeitung der Frage, welchen Effekte Arbeitszeitverkürzungen auf Löhne haben, die kontrafaktische Realität möglichst gut zu schätzen (also möglichst gut zu schätzen, wie sich Löhne *ohne* Arbeitszeitverkürzung entwickelt hätten). Das ist oft schwierig, vor allem bei komplizierteren Ebenen der Lohnverhandlungen auf Regions- oder Branchenebene, und erklärt vielleicht abweichende Ergebnisse selbst für Studien, die dieselbe Region und dieselbe Zeitspanne erforschen (wie die genannten Studien zu Deutschland).

Ein Argument, das beispielsweise von Bosch und Lehdorff (2001) hervorgebracht wird, ist, dass Anstiege im Stundenlohn nicht zwingend zu Mehrkosten für Unternehmen führen müssen, da die Vermeidung von langen Arbeitszeiten zu Produktivitätsanstiegen führen können. Dieser Zusammenhang ist für zahlreiche Länder und Industriezweige dokumentiert: Holman et al. (2008) finden einen negativen Zusammenhang zwischen langer Arbeitszeit und Output pro Arbeitsstunde für alle Sektoren in den USA; Shepard und Clifton (2000) bestätigen dieses Ergebnis für die Industrie; und Cette et al. (2011) berichten vom selben Ergebnis aus Daten von 19 OECD-Ländern, wobei die Produktivität pro Stunde vor allem bei sehr langen Arbeitszeiten sehr schnell abfällt.

Relativ unerforscht ist die Reaktion des Arbeitsangebotes auf eine Arbeitszeitverkürzung. Oliveira und Ulrich (2002) beobachten für Frankreich, dass die Wahrscheinlichkeit vom Wechsel von „langer Teilzeit“ (20-29 Stunden) auf Vollzeit mit der 35-Stunden-Woche gestiegen ist. Zwei mögliche Gründe für diese Reaktion sind, dass es sich erstens um unfreiwillige Teilzeit handelte und Unternehmen bei der Einführung der 35-Stunden-Woche zum Teil Teilzeit- auf Vollzeitstellen aufstockten, anstatt neue Personen anzustellen. Zweitens ist es denkbar, dass für viele Erwerbstätige eine „lange“ (40 Stunden) Vollzeitarbeit nicht möglich ist (Betreuungspflichten etc.), eine 35-Stunden-Woche jedoch schon.¹² Hunt (1995) untersucht die Reaktion des Arbeitsangebotes von Frauen, die mit ihrem Partner im selben Haushalt leben. Die Reaktion auf eine Verkürzung der Arbeitszeit des Partners ist in den meisten Modellspezifikationen

klein, deuten aber darauf hin, dass Frauen ihre Arbeitszeit auch verkürzen. Das deutet darauf hin, dass gemeinsame Freizeit höher wertgeschätzt wird als eine Kompensation des teilweise gesunkenen Haushaltseinkommens.

Die größte Aufmerksamkeit von ökonomischer Seite haben die Effekte von Arbeitszeitverkürzungen auf Beschäftigung erhalten. Neben qualitativ orientierten Ansätzen wie z. B. Betriebsumfragen finden sich zwei quantitativ ausgerichtete Ansätze am häufigsten: erstens Simulationsstudien, die *Ex-ante*-Vorhersagen der Beschäftigungseffekte von Arbeitszeitverkürzungen treffen. Ein Überblick findet sich etwa in Schwendinger (2015). Der zweite Ansatz sind Studien, die mittels verschiedener Varianten der Regressionsanalyse Beschäftigungseffekte von Arbeitszeitverkürzung zu isolieren versuchen. Die nachfolgenden Absätze geben einen Überblick über letztere Studien.

Frühe Studien untersuchten aggregierte Zeitreihen und fanden überwiegend positive Effekte von Arbeitszeitverkürzung auf Beschäftigung. Diese Analysen wurden jedoch kritisiert, nur historische Korrelationen anstatt die Reaktion von Beschäftigten und Unternehmen zu messen. Deshalb wurden vermehrt Daten auf Mikroebene zur Beantwortung der Frage nach Beschäftigungseffekten von Arbeitszeitverkürzung herangezogen.

Die deutsche Reform, bei der im Druck- und Metallbereich zwischen 1984 und 1994 die Normalarbeitszeit von 40 auf 36 (im Metallbereich auf 35) Stunden verkürzt wurde, erlaubte einiges an Flexibilität auf Betriebsebene. Mit dieser Reform befassen sich einige Studien. Hunt (1999) findet keine signifikanten Beschäftigungseffekte der Reform, das Vorzeichen des geschätzten Koeffizienten deutet allerdings auf Beschäftigungsrückgang hin. Steiner und Peters (2000) schätzen bei der Evaluation derselben Reform einen negativen Beschäftigungseffekt, wobei Beschäftigte mit niedrigerem Ausbildungsniveau stärker betroffen sind als solche mit hohem Ausbildungsniveau. Die Studie von Simmons et al. (2005), in der das IAB-Betriebspanel verwendet wird, findet wie Hunt keinen Beschäftigungseffekt der kürzeren Arbeitswoche. Eine Ausnahme bildet die Subgruppe von kleinen Betrieben in Ostdeutschland (ausgenommen Dienstleistungssektor) mit einem positiven Beschäftigungseffekt. Angemerkt werden sollte an dieser Stelle, dass *Ex-ante*-Simulationsstudien von Ifo und DIW sowie *Ex-post*-Simulationsstudien des IAB sowie von Stille und Zwiener (1997) ausschließlich positive Beschäftigungseffekte feststellten.¹³

In Frankreich fanden in der jüngeren Vergangenheit zwei Runden der Arbeitszeitverkürzung statt. 1982 wurde die Normalarbeitszeit von 40 auf 39 Wochenarbeitsstunden gekürzt. Laut Crépon und Kramarz (2002) hat diese Reform die Wahrscheinlichkeit für Personen, die 40 oder mehr Stunden arbeiten, erhöht, den Arbeitsplatz zu verlieren. Die zweite Reform

hatte die Einführung der 35-Stunden-Woche zum Ziel.¹⁴ 1998 wurden Firmen, die freiwillig die Arbeitszeit um mindestens 10% verkürzten und gleichzeitig die Zahl der Beschäftigten um mindestens 6% erhöhten, Teile der Sozialversicherungsbeiträge erlassen. Für Firmen ab 20 Personen wurde diese Maßnahmen ab 2000 verpflichtend eingeführt. Bevor die Verpflichtung auch für kleinere Betriebe gelten konnte, wurde die Regierung abgewählt und die Regelungen bezüglich der 35-Stunden-Woche teilweise verwässert. Die (teilweise) Einführung der 35-Stunden-Woche zog reges Forschungsinteresse auf sich. Crépon et al. (2005), Bunel (2004)¹⁵ sowie Gubian (2000) bewerten den Beschäftigungseffekt der Reform positiv, der geschätzte Beschäftigungseffekt liegt zwischen 6% und 9%. Kramarz et al. (2006) schätzen, dass 3,4% des Beschäftigungswachstums zwischen 1997 und 2000 der Arbeitszeitverkürzung zuzuschreiben ist. Estevão und Sa (2008) finden keinen Effekt auf das Beschäftigungsniveau, allerdings beobachten sie, dass große Firmen nach der Reform mehr arbeitslose Personen einstellten.

Weitere Studien in Ländern, in denen Arbeitszeitverkürzungen unternommen wurden, finden sich für beispielsweise für Portugal. Raposo und Van Ours (2010) ermitteln einen positiven Beschäftigungseffekt. Sánchez (2010) kann für Chile keinen signifikanten Zusammenhang feststellen. Skuterud (2007) schätzt für Kanada einen negativen Beschäftigungseffekt.

Die soeben vorgestellten Studien benutzen mikroökonomische Daten (d. h. Daten auf der Ebene von Unternehmen und Individuen) und haben den Fokus auf direkte Effekte der Arbeitszeitverkürzung. Während mikroökonomische Ansätze oft bessere Methoden zur Identifikation von Kausalität vorweisen, können nicht beachtete Kanäle zu verzerrenden Ergebnissen führen. Ein Beispiel für diese Kanäle im Fall der Arbeitszeitverkürzung sind makroökonomische Effekte wie Nachfrageanstiege: Wenn es zu einem Anstieg der aggregierten Lohnsumme¹⁶ kommt, hat eine Arbeitszeitverkürzung einen positiven Effekt auf die gesamtgesellschaftliche Nachfrage und somit (meistens) auch einen positiven Beschäftigungseffekt. Falls nun die Arbeitszeitverkürzung wie in Deutschland nur auf einzelne Sektoren beschränkt ist, der Nachfrageeffekt aber zu Beschäftigungseffekten in anderen Sektoren führt, kann es zu einer Unterschätzung der positiven Beschäftigungseffekte durch Ansätze auf Mikroebene kommen.

Um dem entgegenzuwirken, gibt es vermehrt Bemühungen, die Beschäftigungseffekte von Arbeitszeitverkürzung mittels empirischer Methoden auf Makroebene zu evaluieren. Logeay und Schreiber (2006) analysieren die Einführung der 35-Stunden-Woche in Frankreich mittels eines Vektor-Fehlerkorrekturmodells (VECM). In dem Modell werden Arbeitsmarktvariablen sowie Inflation und Output berücksichtigt. Der Beschäftigungseffekt ist positiv, während Output, Produktivität, Arbeitskosten und

Inflation nur temporär oder gar nicht beeinflusst werden. Schreiber (2008) versucht die unterschiedlichen Effekte der Reform voneinander zu trennen, die ja nicht nur Arbeitszeitverkürzung, sondern auch Arbeitszeitflexibilisierung und eine Kürzung der Sozialversicherungsbeiträge beinhaltet, und kommt zu dem Schluss, dass die Arbeitszeitverkürzung ohne die beiden zusätzlichen Maßnahmen keinen Beschäftigungseffekt (kurzfristig sogar einen negativen) gehabt hätte. Altavilla et al. (2005) schätzen strukturelle VECM für Deutschland und die USA. In beiden Ländern haben kürzere Arbeitsstunden einen negativen Effekt auf Beschäftigung, Löhne und BIP. Kapteyn et al. (2004) schätzen ein Autoregressive Distributed Lag (ARDL)-Modell für ein Panel von 16 OECD-Ländern, und können keinen signifikanten langfristigen Beschäftigungseffekt feststellen. Auf letzterer Studie basiert der nun vorgestellte empirische Ansatz.

Tabelle 1: Ausgewählte empirische Studien zum Beschäftigungseffekt von Arbeitszeitverkürzungen

| AutorInnen | Ort, Zeit | Daten | Methode | Effekt auf Beschäftigung |
|-----------------------------|----------------------------|------------|-------------------------------|---|
| Franz, König 1986 | BRD 1974-1983 | Aggregiert | OLS | Positiv |
| Brunello 1989 | Japan 1973-2000 | Mikro | 2LS | Negativ |
| Lehment 1991 | BRD 1973-1990 | Aggregiert | OLS, Instrumental Variables | Nicht signifikant |
| Hunt 1999 | Deutschland 1985-1995 | Mikro | FE, RE Instrumental Variables | Nicht signifikant |
| Steiner, Peters 2000 | Deutschland 1978-1996 | Mikro | SUR | Negativ (niedrige/mittlere Qualifikation), nicht signifikant (hohe Qualifikation) |
| Passeron 2002 | Frankreich 1986-1989 | Mikro | OLS | Positiv |
| Crepon, Kramarz 2002 | Frankreich 1982 | Mikro | Logit | Negativ |
| Kapteyn, Kalwij, Zaidi 2004 | 16 OECD-Länder 1960-2001 | Aggregiert | ARDL | Nicht signifikant |
| Simmons et al. 2005 | Deutschland 1993-1999 | Mikro | OLS/GLS | Positiv (kleine Betriebe), sonst nicht signifikant |
| Altavilla et al. 2005 | Deutschland, USA 1975-2004 | Aggregiert | SVECM | Negativ |
| Logeay, Schreiber 2006 | Frankreich 1980-2000 | Aggregiert | VECM | Positiv |
| Kramarz et al. 2006 | Frankreich 1997-2000 | Mikro | OLS | Positiv |
| Skuterud 2007 | Quebec 1997-2000 | Mikro | Double/Triple Difference | Negativ |
| Estevão, Sa 2008 | Frankreich 1997-2000 | Mikro | Difference-in-difference | Nicht signifikant |
| Kawaguchi et al. 2008 | Japan 1989-1999 | Mikro | OLS | Negativ |
| Schreiber 2008 | Frankreich 1991-2000 | Aggregiert | SVECM | Negativ |
| Raposo, Van Ours 2010 | Portugal 1996-1997 | Mikro | Difference-in-difference | Positiv |
| Sánchez 2010 | Chile 2002-2007 | Mikro | Difference-in-difference | Nicht signifikant |

Tabelle 1 zeigt einen (unvollständigen) Überblick über Studien, die mittels Regressionsanalysen Aussagen über die Beschäftigungseffekte von Arbeitszeitverkürzungen treffen. Die höchst unterschiedlichen Ergebnisse deuten sowohl auf unterschiedliche Effekte unterschiedlicher institutioneller Ausgestaltungen von Arbeitszeitreduktionen hin, aber selbst dieselbe Reduktion wird häufig nicht von allen Studien eindeutig beurteilt.

4. Ein makroökonomischer Ansatz

Im Folgenden wird ein empirischer makroökonomischer Ansatz vorgestellt, der bestehende Analysen in dem Feld erweitert. Als erster Schritt wird die Einbettung des Modells in der Zeitreihenliteratur beschrieben, danach werden die Daten, das Schätzverfahren und schließlich die Ergebnisse vorgestellt.

Wie weiter unten beschrieben, sind alle Variablen, die von Interesse sind, langfristig nicht stationär. Wenn diese Eigenschaft nicht berücksichtigt wird, können durch Standard-Regressionsschätzungen wie OLS historische Korrelationen fälschlicherweise als kausale Zusammenhänge interpretiert werden (*spurious regression*). Um kurzfristige Dynamiken zu beschreiben, wird häufig auf Trendbereinigungsmethoden wie Differenzbildung zurückgegriffen. Vor allem bei der Betrachtung von langfristigen Zusammenhängen geht hier allerdings Information verloren.

Deshalb wird auf das Konzept der Kointegration zurückgegriffen, das ein langfristiges Gleichgewicht zwischen zwei oder mehr nichtstationären Variablen beschreibt. Zwei Ansätze werden häufig verwendet: erstens (strukturelle) Vektor-Fehlerkorrekturmodellen (VECM) und zweitens Autoregressive Distributive Lag (ARDL)-Modelle.

ARDL-Gleichungen bestehen aus autoregressiven Teilen, in denen die abhängige Variable (z. B. Beschäftigung) durch eigene Werte der Vorperiode(n) (*lags*) sowie zusätzliche erklärende Variablen (sowohl kontemporäre als auch verzögerte Werte) erklärt wird. Details zu diesen Modellen finden sich unter anderem in Hassler und Wolters (2006), Engle und Granger (1987) oder Pesaran et al. (2001).

Kapteyn et al. (2004) schätzen ein ARDL-Modell für ein Panel aus 16 Ländern, da das ARDL-Modell gegenüber dem VECM-Modell mehr Freiheitsgrade aufweist: So können etwa Variablen, die nicht direkt im Gleichungssystem gebildet werden (exogene Variablen), als Kontrollvariablen eingefügt werden. Ein weiterer Vorteil dieser Modelle gegenüber VECM ist, dass sie besser dafür geeignet sind, mit vergleichsweise kleinen Datensamples zu arbeiten, wie es auch in der vorliegenden Arbeit der Fall ist.

Die Frage, welche Variablen in das Modell inkludiert werden, ist nicht tri-

vial. Zu viele Variablen können das Modell destabilisieren. Die schlussendlich im Modell verwendete Variablenauswahl stützt sich auf die empirische Relevanz in oben genannten empirischen Studien.

Arbeitszeit fließt als durchschnittliche Wochenarbeitszeit von Vollzeitbeschäftigten in das Modell ein. Üblicherweise wird die durchschnittliche Wochenarbeitszeit aller Beschäftigten verwendet (also inkl. Teilzeitbeschäftigung). Dieser Umstand stellt ein Problem für Schätzungen da, da eine Zunahme von Teilzeitbeschäftigung andere Effekte hat als kürzere Arbeitszeiten von Vollzeitbeschäftigten. Anders ausgedrückt: Wenn die durchschnittliche Wochenarbeitszeit aller Beschäftigten sinkt, wird dieser Effekt zu einem großen Teil von zunehmender Teilzeitarbeit getrieben sein. Da der verwendete empirische Ansatz nicht auf die Identifikation von bestimmten Arbeitszeitverkürzungsmaßnahmen setzt, sondern langfristige Zusammenhänge zwischen den Variablen, ist die Fokussierung auf Arbeitsstunden von Vollzeitbeschäftigten sinnvoll. Zusätzlich wird damit dem Umstand Rechnung getragen, dass der Effekt einer Zunahme von Teilzeitarbeit auf die Erwerbstätigenquote sich von dem einer Verkürzung der Wochenarbeitszeit von Vollzeitbeschäftigten unterscheidet. So könnte z. B. der relativ zunehmende Zustrom von Personen aus der Arbeitslosigkeit oder außerhalb des Arbeitsmarktes in Teilzeitbeschäftigung dazu führen, dass ein scheinbarer Zusammenhang zwischen kürzerer Arbeitszeit und der Erwerbstätigenquote entsteht. Die meisten Arbeiten tragen diesem Umstand Rechnung, verweisen aber auf Datenlimitationen. Durch den Labour Force Survey (LFS) ist allerdings die durchschnittliche Wochenarbeitszeit für Vollzeitbeschäftigte für mittlerweile 16 Jahre verfügbar.

Um Beschäftigung zu messen, wird die Erwerbstätigenquote gewählt. Die Arbeitslosenquote, die auch in anderen Papieren verwendet wird, hat den Nachteil, dass nur Informationen von Personen innerhalb des Arbeitsmarktes verzeichnet werden. Da aber auch Arbeitsangebotseffekte möglich sind (z. B. Personen, die nicht am Arbeitsmarkt teilnehmen und deshalb auch nicht als arbeitslos aufscheinen, aber durch die Verkürzung der Arbeitszeit in den Arbeitsmarkt eintreten), erscheint die Erwerbstätigenquote besser geeignet. Eurostat stellt diese Informationen bereit.

Die dritte endogene (d. h. im Modell erklärte Variable) ist der durchschnittliche Jahreslohn für Vollzeitbeschäftigte und stammt aus der OECD Labor Force-Datenbank.

Als exogene erklärende Variablen wird das BIP pro Kopf (Quelle: Groningen Growth and Development Center) herangezogen. Prinzipiell sind hier viele Variablen denkbar; die Auswahl stützt sich auf empirische Arbeiten, in denen vor allem das BIP meistens signifikante langfristige Auswirkungen auf die endogenen Variablen zeigt.

Alle Variablen finden logarithmiert in das Modell Eingang, sodass die Schätzergebnisse als Elastizitäten interpretiert werden können.

16 jährliche Beobachtungen zwischen 1998 und 2013 in 18 europäischen Ländern¹⁷ setzen die Zahl der Beobachtungen im Datensatz auf 288 fest.

Da es sich um einen Paneldatensatz handelt, müssen vor der Schätzung auch Entscheidungen getroffen werden, wie die Daten gepoolt werden. Auf der einen Seite stehen Fixed oder Random Effects-Schätzer, in denen sich nur die Schnittpunkte für die einzelnen Gruppen (hier: Länder) unterscheiden, während die restlichen Parameter für alle Länder gleich sind. Auf der anderen Seite stehen Mean-Group (MG)-Schätzer, wo alle Parameter für alle Länder einzeln geschätzt werden, und dann der Mittelwert gebildet wird. Einen Mittelweg bildet der Pooled Mean Group (PMG)-Schätzer, der annimmt, dass sich die geschätzten Parameter langfristig gleich verhalten, kurzfristig aber Unterschiede zwischen Ländern zulässt. Da der Arbeitsmarkt zwischen europäischen Ländern erhebliche Unterschiede aufweist, ist der PMG-Schätzer aus theoretischer Sicht am ehesten geeignet. Es werden sowohl Schätzung mit der MG- sowie PMG-Methode durchgeführt.

Eine weitere Erweiterung zur Methode von Kapteyn et al. (2004) bezieht sich auf Abhängigkeiten zwischen Variablen verschiedener Länder. Viele ökonomische Methoden benötigen die Annahme der Querschnitts-Unabhängigkeit, welche besagt, dass Variablen zwischen den Ländern unabhängig sein müssen. Das ist oft eine schwer zu haltende Annahme, vor allem da in Europa das BIP oder Arbeitsmarktvariablen sich durch enge Handelsbeziehungen stark international beeinflussen. Neben der Möglichkeit, diese Abhängigkeiten explizit zu schätzen, etwa mittels *Spatial*-Analysen, hat es sich auch als gangbarer Weg erwiesen, Durchschnitte der verwendeten Variablen über alle Länder in die Gleichungen einzufügen.

Um also die langfristigen Beziehungen zwischen oben genannten Variablen zu analysieren, wird folgendes Modell geschätzt (nähere Details finden sich in Poyntner [2015]):

$$Y_{i,t} = \Theta_{0,i} + \Theta_i Z_{i,t} + \Phi_i Y_{i,t-1} + U_{i,t}$$

$$i = 1, \dots, N \quad t = t_i^0, \dots, t_i^T$$

wobei $Y_{i,t}$ den Vektor der drei abhängigen Variablen Arbeitszeit, Beschäftigung und Einkommen beschreibt und der Vektor $Z_{i,t}$ die jeweils erklärenden Variablen beinhaltet.

Die erste Gleichung hat also auf der linken Seite die Erwerbstätigenquote im Jahr t stehen, auf der rechten Seite die Erwerbstätigenquote vergangener Jahre sowie aktuelle und verzögerte Werte der Variablen Arbeitszeit, Einkommen und BIP.

Der datengenerierende Prozess einer Gleichung ist ein ARDL(p,q)-Modell:

$$y_{it} = \mu_i + \delta_{it} + \sum_{j=1}^p \lambda_{it} y_{it-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} X_{it-j} + \varepsilon_{it}$$

wobei y_{it} die Erwerbstätigenquote im Land i im Jahr t beschreibt und diese von einer länderspezifischen Konstante μ_i , einem länderspezifischen Zeitrend δ_{it} und gelagten Werten der Erwerbstätigenquote selbst sowie allen anderen Modellvariablen und einem Fehlerterm bestimmt wird. Um die Stabilität des Modells zu garantieren, müssen p und q , also die am weitesten zurückliegenden Variablen, so gewählt werden, dass der Fehlerterm ε_{it} seriell unkorreliert ist.

Diese Gleichung wird für alle drei endogenen Variablen Beschäftigung, Arbeitszeit und Jahreslohn gleichzeitig geschätzt. Bevor die Schätzung durchgeführt wird, müssen die Daten untersucht werden, um einige Entscheidungen bezüglich der genauen Modellgestaltung zu treffen.

Der erste Test, der durchgeführt wird, geht der Frage nach, ob die einzelnen Variablen zwischen den Ländern unabhängig ist, ob also keine Querschnittsabhängigkeit besteht. Pesarans (2004) Test für Querschnittsabhängigkeit verwirft die Nullhypothese der Querschnittsabhängigkeit mit hoher Signifikanz für alle Variablen, wie Tabelle 2 zeigt. Die Resultate deuten darauf hin, dass sich alle Variablen nicht nur aus Faktoren in einzelnen Ländern bestimmen, sondern auch stark von den Entwicklungen der anderen europäischen Länder abhängen. Um mit dieser Abhängigkeit umzugehen, wird der Durchschnitt aller Variablen über Länder in die Gleichungen eingefügt, um für Schocks im gesamten Sample (z. B. die Finanzkrise 2008) zu korrigieren.

**Tabelle 2: Pesarans (2004) Test für Querschnittsabhängigkeit.
Nullhypothese: Querschnittsunabhängigkeit**

| Variable | Teststatistik | P-Wert |
|--------------------------|---------------|--------|
| log(Arbeitsstunden) | 9,82 | 0.00 |
| log(Erwerbstätigenquote) | 12,52 | 0.00 |
| log(Jahreslohn) | 36,28 | 0.00 |
| log(BIP/Kopf) | 17,08 | 0.00 |

Im nächsten Schritt werden die Zeitreiheneigenschaften der Daten überprüft. Damit das ARDL-Modell angewandt werden kann, müssen die Daten entweder stationär oder nichtstationär sein. Die Zeitreihen müssen allerdings so beschaffen sein, dass sie nach erster Differenzbildung stationär werden (*integrated of order 1*). Pesarans (2006) Panel Unit Root-Test für querschnittsabhängige Zeitreihen zeigt, dass alle Variablen nichtstationär im benötigten Format sind (siehe Poyntner [2015] für Details).

Der letzte Vorbereitungsschritt besteht darin, die Anzahl der eingefügten Lags so zu wählen, dass der Fehlerterm seriell unkorreliert ist. Für alle drei

Gleichungen wird das ARDL (2,2,2)-Modell ausgewählt, es werden also jeweils für alle drei endogenen Variablen Werte eingefügt, die maximal zwei Jahre zurückliegen.

Mit diesen Eigenschaften kann nun das Modell geschätzt werden. Tabelle 3 zeigt die langfristigen Elastizitäten für alle drei abhängigen Variablen. Es werden sowohl Ergebnisse gezeigt, in denen die Mean Group (MG)- als auch die Pooled Mean Group (PMG)-Schätzmethode zum Poolen der Daten verwendet wird.

Tabelle 3: Langfristige Elastizitäten. Schätzungen mittels Mean Group (MG)- und Pooled Mean Group (PMG)-Schätzer

| Unabhängige Variable | Abhängige Variable | MG | | PMG | |
|----------------------|---------------------|-------------|--------|-------------|--------|
| | | Koeffizient | P-Wert | Koeffizient | P-Wert |
| Log(Arbeitsstunden) | Log(Jahreslohn) | 0,373 | 0,587 | -0,119 | 0,000 |
| | Log(Beschäftigung) | 1,074 | 0,457 | 0,549 | 0,000 |
| Log(Jahreslohn) | Log(Arbeitsstunden) | 0,604 | 0,804 | -1,505 | 0,000 |
| | Log(Beschäftigung) | 5,376 | 0,028 | -0,142 | 0,017 |
| Log(Beschäftigung) | Log(Arbeitsstunden) | 0,845 | 0,792 | -0,663 | 0,000 |
| | Log(Jahreslohn) | -0,070 | 0,906 | 0,194 | 0,000 |

Die erste Gleichung, in der die Arbeitsstunden für Vollzeitbeschäftigte bestimmt werden, zeigt folgendes Bild: Der PMG-Koeffizient von $-0,119$ für die unabhängige Variable Jahreslohn bedeutet, dass ein Anstieg des Jahreslohns um 10% zu einer Verkürzung der Arbeitszeit von 1,19% führt. Aggregiert reflektiert das die Tatsache, dass ab einem gewissen Lohnniveau verstärkt versucht wird, Freizeit zu erhöhen. Höhere Erwerbstätigenquote stehen hingegen mit mehr durchschnittlichen Arbeitsstunden in Zusammenhang. Der MG-Schätzer kann keine signifikanten langfristigen Zusammenhänge feststellen.

Die zweite Gleichung, die langfristige Einflüsse auf den Jahreslohn schätzt, zeigt, dass ein Anstieg der durchschnittlichen Arbeitszeit um 10% den Jahreslohn um 15% senkt. Der MG-Schätzer liefert keine signifikanten Koeffizienten. Der einzige langfristige Zusammenhang, den der MG-Schätzer identifiziert, ist ein positiver zwischen Erwerbstätigenquote und Jahreslohn. Hier liefert allerdings der PMG-Schätzer ein gegenläufiges (signifikantes) Bild. Dieser Zusammenhang bleibt also unklar.

Die dritte Gleichung ist schließlich die Gleichung von größtem Interesse. Während der MG-Schätzer wieder keine signifikanten Elastizitäten schätzt, zeigt der PMG-Schätzer, dass eine Reduktion der durchschnittlichen Wochenarbeitszeit von Vollzeitbeschäftigten um 10% die Erwerbstätigenquote um 6,63% erhöht. Dieses Ergebnis lässt darauf schließen, dass langfristig jene Effekte einer Arbeitszeitverkürzung überwiegen, die einen

positiven Beschäftigungseffekt hervorrufen. Das letzte Ergebnis zeigt auch einen positiven Zusammenhang des Jahreslohns auf Beschäftigung.

Die Ergebnisse zeigen auch, dass das Modell, das mittels MG-Schätzer gepoolt wird, kaum langfristige Zusammenhänge feststellen kann. Das lässt darauf schließen, dass bei diesen Dateneigenschaften der PMG-Schätzer, der kurzfristig unterschiedliche Koeffizienten für jedes Land zulässt, aber langfristig gleiche Zusammenhänge schätzt, besser geeignet ist, um Arbeitsmarkteffekte zu untersuchen.

Mit diesen Ergebnissen reiht sich dieser Ansatz also in jenen Literaturstrang ein, der einer Arbeitszeitverkürzung positive Beschäftigungseffekte attestiert. Doch auch dieses Studiendesign bringt einige Schwächen mit, auf die nun kurz eingegangen werden sollte und auch Impulse für zukünftige Forschungsarbeiten bringen soll.

Ein Kritikpunkt an der Zeitreihenanalyse ist, dass trotz immer besseren Verständnisses für Kointegration mikroökonomische Methoden wie zum Beispiel *Regression Discontinuity Design* besser geeignet sind, um Kausalität festzustellen. Zu einem gewissen Grad handelt es sich also um einen *trade-off* zwischen dem Vorteil, möglichst viele und langfristige Wirkungskanäle in aggregierten Zeitreihen enthalten zu haben, und genaueren, aber nur kurzfristigen und partiellen Analysen mittels Mikrodaten. Ein weiterer Nachteil der gewählten Methode ist, dass zwar langfristige Zusammenhänge geschätzt werden können, es aber nicht möglich ist, die einzelnen Kanäle zu identifizieren. Hier ist zum Beispiel beim Effekt der Arbeitszeitverkürzung auf das Arbeitsangebot noch Raum für Forschungsarbeiten.

5. Conclusio

Während historisch viele große Arbeitszeitverkürzungen bis hin zur 40-Stunden-Woche vollzogen wurden, ist die durchschnittliche Arbeitszeit in den letzten Jahrzehnten nur noch leicht abnehmend. Die letzte umfassendere Initiative war die Einführung der 35-Stunden-Woche in Frankreich zwischen 1998 und 2002. Mit konstant hohen Arbeitslosenzahlen in vielen europäischen Ländern wird Arbeitszeitverkürzung als Beschäftigungsmaßnahme wieder vermehrt diskutiert. Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich mit eben diesen Beschäftigungseffekten von Arbeitszeitverkürzung.

Da selbst einfachste theoretische Modelle keine klare Aussage zu den Beschäftigungseffekten machen können, wurde sich der Frage vermehrt aus empirischer Seite angenähert. Doch auch hier ist die Forschungsliteratur von einem Konsens weit entfernt. Vor allem Arbeiten mit Mikrodaten finden oft keinen oder einen negativen Zusammenhang zwischen Arbeits-

zeitverkürzung und Beschäftigung, während Zeitreihenmodelle mit aggregierten Daten eher positive Schätzungen hervorbringen.

Aufbauend auf der Arbeit von Kapteyn et al. (2004) wird hier ein makroökonomisches Modell weiterentwickelt, das versucht, langfristige Beziehungen zu schätzen. Für ein Panel aus 18 europäischen Ländern werden zwei Weiterentwicklungen der existierenden Zeitreihenliteratur vorgenommen: Erstens werden die durchschnittlichen Arbeitsstunden von Vollzeitarbeitnehmern verwendet und dadurch der Effekt von Teilzeitarbeit isoliert. Zweitens wird auf die Querschnittsabhängigkeit der Daten kontrolliert. Das Resultat des ARDL-Modells legt einen positiven Zusammenhang zwischen kürzerer Wochenarbeitszeit und Beschäftigung nahe.

Anmerkungen

- ¹ Unter Beschäftigungseffekt ist nicht ausschließlich Beschäftigungszuwachs – also die Schaffung neuer Arbeitsplätze – zu verstehen, sondern auch die Auswirkungen auf bestehende Arbeitsplätze, wie Sicherung oder Abbau existierender Arbeitsplätze durch Arbeitszeitverkürzung.
- ² Green (2001).
- ³ Lee (2016) bietet eine kurzweilige Zusammenfassung.
- ⁴ In Belgien gilt seit den 1980er Jahren die 38-Stunden-Woche.
- ⁵ In Österreich ist dieses Phänomen aber eher unbedeutend, 2015 übten um die 39.000 Personen (1,2% der Beschäftigten) mehr als eine Beschäftigung aus (Hauptverband 2016).
- ⁶ Statistik Austria (2009), Freidl und Hauer (2015).
- ⁷ Hunt (1996, 1999); Calmfors and Hoel (1989); de Regt (2002).
- ⁸ Fitzroy et al. (2002); Marimon and Zilibotti (2000); Moselle (1996); Rocheteau (2002); Huang et al. (2002).
- ⁹ Stündlich bezahlte Erwerbstätige ohne Gewerkschaftsabdeckung.
- ¹⁰ Die maximale normale Arbeitswoche wurde in zwei Schritten von 44 auf 40 Stunden verkürzt. Die Verkürzung galt für alle unselbständigen Beschäftigungsverhältnisse.
- ¹¹ Bosch (1990).
- ¹² Hier spielen natürlich institutionelle Rahmenbedingungen wie die soziale Infrastruktur als Determinanten des Arbeitsangebots von Personen mit Betreuungspflichten eine große Rolle.
- ¹³ Siehe Bosch und Lehndorff (2001).
- ¹⁴ Hermann (2000).
- ¹⁵ Diese Studien arbeiten mit makroökonomischen Daten.
- ¹⁶ Wenn die Summe der neu geschaffenen Einkommen (durch neue Beschäftigungsverhältnisse) niedrigere Einkommen (durch aufgelöste Beschäftigungsverhältnisse oder niedrigere Monatseinkommen) übersteigt.
- ¹⁷ Belgien, Irland, Italien, Portugal, Großbritannien, Tschechien, Griechenland, Luxemburg, Slowakei, Schweiz, Dänemark, Spanien, Niederlande, Finnland, Deutschland, Frankreich, Österreich, Schweden.

Literatur

- Altavilla, Carlos; Garofalo, Antonio; Vinci, Concetto Paolo, Evaluating the effects of working hours on employment and wages, in: *Journal of Policy Modelling* 27 (2005) 647-644.
- Bosch, Gerhard; Lehdorff, Steffen, Working-time reduction and employment: experiences in Europe and economic policy recommendations, in: *Cambridge Journal of Economics* 25 (2001) 209-243.
- Bosch, Gerhard: From 40 to 35 hours. Reduction and flexibilisation of the working week in the Federal Republic of Germany, in: *International Labour Review* 129/5 (1990) 611-627.
- Brunello, Giorgio, The Employment Effects of Shorter Working Hours: An Application to Japanese Data, in: *Economica* 224/56 (1989) 473-386.
- Bunel, Mathieu, Aides incitatives et determinants des embauches des etablissements passes a 35 heures, in: *Economie et Statistique* 376-377 (2004).
- Calmfors, Lars; Hoel, Michael, Work Sharing, Employment and Shiftwork, in: *Oxford Economic Papers, New Series* 4/41 (1989) 758-773.
- Cette, Gilbert; Chang, Samuel; Konte, Maty, The decreasing returns on working time: An empirical analysis on panel country data (= Banque de France Working Papers 351/2011, Paris 2011).
- Crepon, Bruno; Leclair, Marie; Roux Sebastien, RTT, productivite et employ: nouvelles estimations sur donnees d'enterprises, in: *Economie et Statistique* 1/376 (2005) 55-89.
- Crepon, Bruno; Kramarz, Francis, Employed 40 Hours or Not-Employed 39: Lessons from the 1982 Mandatory Reduction of the Workweek (= IZA Discussion Paper 416/2002, Bonn 2002).
- De Regt, Erik Ronald, Employment, wages and working time (= Doctoral Dissertation, Maastricht University, Maastricht 2002).
- Engle, Robert F.; Granger, Clive, Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing, in: *Econometrica* (1987) 251-276.
- Estevo, Marcello; Sa, Filipa, Are the French Happy with the 35-Hour Workweek? (= IZA Discussion Paper 2459/2006, Bonn 2006).
- FitzRoy, Felix R.; Funke, Michael; Nolan, Michael A., Working Time, Taxation and unemployment in general equilibrium, in: *European Journal of Political Economy* 18 (2002) 333-344.
- Franz, Wolfgang; König, Heinz, The Nature and Causes of Unemployment in the Federal Republic of Germany since the 1970s: An Empirical Investigation, in: *Economica* 210/53 (1986) 219-244.
- Franz, Wolfgang; Smolny, Werner, Sectoral Wage and Price Formation and Working Time in Germany: An econometric Analysis, in: *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften* 4/114 (1994) 507-529.
- Freidl, Julia; Hauer, Gerlinde, 40 Jahre 40-Stunden-Woche in Österreich. Was jetzt mit der Arbeitszeit? Revolution?, in: *blog.arbeit-wirtschaft.at* (2015), URL: <http://blog.arbeit-wirtschaft.at/40-jahre-40-stunden-woche-in-oesterreich-und-jetzt-revolution/>.
- Gubian, Alain, Les 35 heures et l'emploi: d'une loi Aubry a l'autre, in: *Regards sur l'actualite* 259 (2000) 3-26.
- Green, Francis, It's Been a Hard Day's Night: The concentration and Intensification of Work in Late Twentieth-Century Britain, in: *British Journal of Industrial Relations* 1/39 (2001) 53-80.
- Hart, Robert, *Working Time and Employment* (Boston 1987).
- Hassler, Uwe; Wolters, Jürgen, Autoregressive distributed lag models and cointegration (= Diskussionsbeiträge des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaft der Freien Universität Berlin 2005/22, Berlin 2005).

- Hauptverband der Sozialversicherungsträger, Personenbezogene Statistiken 2015, in: Soziale Sicherung 2 (2016) 65-74.
- Hermann, Christoph. Die Einführung der 35-Stunden-Woche in Frankreich. *Wirtschaft und Gesellschaft* 26/4 (2000) 561-578.
- Holman, Corey; Joyeux, Bobbie; Kask, Christopher, Labor productivity trends since 2000, by sector and industry, in: *Monthly Labour Review* 131 (2008).
- Huang, Chun-chieh; Chang, Juin-jen; Lai, Ching-Chong; Lin, Chung-chen, Worker Productivity, Working Time Reduction, And The Short-Run And Long-Run Employment Effects, in: *Scottish Journal of Political Economy* 49/4 (2002) 357-368.
- Hubermann, Michael; Minns, Chris, The times they are not changing: Days and hours of work in Old and New Worlds, 1870-2000, in: *Explorations in Economic History* 44 (2007) 538-567.
- Hunt, Jennifer, The response of wages and actual hours worked to the reductions of standard hours (= NBER Working Paper Series, Washington, D. C., 1995).
- Hunt, Jennifer, Has work-sharing worked in Germany?, in: *Quarterly Journal of Economics* 114/1 (1999) 339-381.
- Kapteyn, Arie; Kalwij, Adriaan; Zaidi, Asghar, The myth of work-sharing, in: *Labour Economics* 11 (2004) 293-313.
- Kawaguchi, Daiji; Nait, Hisahiro; Yokoyama, Izumi, Labor Market Responses to Legal Work Hour Reduction: Evidence from Japan (= Economic and Social Research Institute, Cabinet Office, 2008).
- Kramarz, Francis; Cahuc, Pierre; Crépon, Bruno; Schank, Thorsten; Skans, Oskar Nordström; van Lomual, Gijsbert; Zylberg, Andre, Labour market effects of work-sharing arrangements in Europe, in: Boeri, Tito; Burda, Michael; Kramarz, Francis (Hrsg.), *Working hours and job sharing in the EU and USA: Are Europeans lazy? Or Americans crazy?* (Oxford 2008).
- Lee, Timothy B., The big puzzle in economics today: why is the economy growing so slowly?, in: *Vox* (2016); Url: <http://www.vox.com/2016/8/1/12131216/theories-gdp-growth-slow>.
- Lehment, Harmen, Lohnzurückhaltung, Arbeitszeitverkürzung und Beschäftigung. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland 1973-2000, in: *Die Weltwirtschaft* 2 (1991) 72-85.
- Logeay, Camille; Schreiber, Sven, Testing the effectiveness of the French work-sharing reform: a forecasting approach, in: *Applied Economics* 17/38 (2006) 2053-2068.
- Marimon, Ramon; Zilibotti, Fabrizio, Employment and distributional effects of restricting working time, in: *European Economic Review* 44 (2000) 1291-1326.
- Martin-Roman, Angel, Working Time Reductions and Labour Force Participation in Unemployment Contexts: A Note, in: *Theoretical Economics Letters* 4 (2014) 174-182.
- Moselle, Boaz, Efficiency Wages and the Hours/Unemployment Trade-Off (= Discussion Paper 1153, Evanston, IL, 1996).
- Oliveira, Aline; Ulrich, Valerie, L'incidence des 35 heures sur le temps partiel, in: *Premieres synthèses* 1/07 (2002).
- Passeron, Vladimir, 35 heures: trois ans de mise en oeuvre du dispositif 'Aubry I', in: *Premieres synthèses* 2/06 (2002).
- Pesaran, Hashem, General diagnostic tests for cross section dependence in panels (= Cambridge Working Papers in Economics 435, Cambridge 2004).
- Pesaran, Hashem, Estimation and Inference in Large Heterogeneous Panels with a multi-factor error structure, in: *Econometrica* 74/4 (2006) 967-1012.
- Pesaran, Hashem; Shin, Yongcheol; Smith, Richard, Bounds Testing Approaches to the Analysis of level relationships, in: *Journal of Applied Econometrics* 16 (2001) 289-326.
- Poyntner, Philipp, The macroeconomic effects of work-sharing (= Magisterarbeit, Universität Wien, Wien 2015).

- Raposo, Pedro S.; van Ours, Jan C., How working time reduction affects jobs and wages, in: *Economics letters* 106/1 (2010) 61-63.
- Rocheteau, Guillaume, Working time regulation in a search economy with worker moral hazard, in: *Journal of Public Economics* 84/3 (2002) 387-425.
- Sánchez, Rafael, Do reductions of standard hours affect employment transitions? Evidence from Chile (= *Warwick Economic Research Papers* 925, Warwick 2010).
- Schreiber, Sven, Did work-sharing work in France? Evidence from a structural cointegrated VAR model, in: *European Journal of Political Economy* 24/2 (2008) 478-490.
- Shepard, Edward; Clifton, Thomas, Are longer hours reducing productivity in manufacturing, in: *International Journal of Manpower* 21/7 (2000) 540-553.
- Schank, Thorsten, Have Employees in Germany Received Full Wage Compensation After A Cut In Standard Hours?, in: *Manchester School* 74/3 (2006) 273-293.
- Schwendinger, Michael, Über Beschäftigungswirkung und Erfolgsbedingungen von Arbeitszeitverkürzungen. Ein Literaturüberblick, in: *Wirtschaft und Gesellschaft* 41/1 (2015) 107-126.
- Simmons, Robert; Schank, Thorsten; Andrews, Martyn, Does Worksharing Work? Some Empirical Evidence from the IAB Panel (= *Discussion Papers*, Friedrich-Alexander Universität Erlangen-Nürnberg 25, Nürnberg 2005).
- Skuterud, Mikal, Identifying the Potential of Work-Sharing as a Job-Creation Strategy, in: *Journal of Labour Economics* 25/2 (2007) 265-287.
- Statistik Austria, Zeitverwendung 2008/2009. Ein Überblick über geschlechtsspezifische Unterschiede. Endbericht der Bundesanstalt Statistik Österreich an die Bundesministerin für Frauen und Öffentlichen Dienst (Wien 2009).
- Steiner, Viktor; Peters, Rals-Henning, Employment Effects of Work Sharing. An econometric analysis for West Germany (= *ZEW Discussion Papers* 20, Mannheim 2002).
- Stille, Frank; Zwiener, Rudolf: Arbeits- und Betriebszeiten in Deutschland: Analysen zu Wettbewerbsfähigkeit und Beschäftigung (= *DIW Sonderheft* 160, Berlin 1997).

Zusammenfassung

Mit konstant hohen Arbeitslosenzahlen in vielen europäischen Ländern wird Arbeitszeitverkürzung als Beschäftigungsmaßnahme wieder vermehrt diskutiert. Sowohl die theoretische als auch die empirische Forschungsliteratur sind von einem Konsens hinsichtlich der Beschäftigungswirkung von Arbeitszeitverkürzung weit entfernt. Vor allem Arbeiten mit Mikrodaten finden oft keinen oder einen negativen Zusammenhang zwischen Arbeitszeitverkürzung und Beschäftigung, während Zeitreihenmodelle mit aggregierten Daten eher positive Schätzungen hervorbringen. Aufbauend auf der Arbeit von Kapteyn et al. (2004) wird ein makroökonomisches Modell weiterentwickelt, das versucht, langfristige Beziehungen zu schätzen. Für ein Panel aus 18 europäischen Ländern werden zwei Weiterentwicklungen der existierenden Zeitreihenliteratur vorgenommen: Erstens werden die durchschnittlichen Arbeitsstunden von Vollzeitarbeitnehmern verwendet und dadurch der Effekt von Teilzeitarbeit isoliert. Zweitens wird auf die Querschnittsabhängigkeit der Daten kontrolliert. Das Resultat des ARDL-Modells legt einen positiven Zusammenhang zwischen kürzerer Wochenarbeitszeit und Beschäftigung nahe.

Abstract

Persistently high unemployment rates in Europa have refueled the discussion of work-sharing as a means to boost employment. Theoretical as well as empirical studies do not reach a consensus whether a shorter working week increases or reduces employment.

Empirical studies using microdata often find no or a negative employment effect, whereas time-series models often find a positive relationship. Building on work by Kapteyn et al. (2004), a macroeconomic model is developed to estimate long-run cointegrating relationships. For a panel of 18 European countries, two enhancements to the literature are made. First, the average working hours of those full employed are used, limiting noise by part-time work. Second, cross-section dependencies are controlled for. The result of the ARDL model suggest a positive relationship between shorter working weeks and employment.