

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 ArbeitnehmerInnen<sup>9</sup> 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 Arbeitszeitverkürzung<sup>10</sup> 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,<sup>11</sup> 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.<sup>12</sup> 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.<sup>13</sup>

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.<sup>14</sup> 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)<sup>15</sup> 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 Lohnsumme<sup>16</sup> 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-