

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]):

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

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

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-