

Schreiber, Sven; Logeay, Camille

Working Paper

Effekte einer Arbeitszeitverkürzung : empirische Evidenz für Frankreich

DIW Discussion Papers, No. 362

Provided in Cooperation with:

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

Suggested Citation: Schreiber, Sven; Logeay, Camille (2003) : Effekte einer Arbeitszeitverkürzung : empirische Evidenz für Frankreich, DIW Discussion Papers, No. 362, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/18121>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Diskussionspapiere

362

Camille Logeay and
Sven Schreiber

Effekte einer Arbeitszeitverkürzung –
empirische Evidenz für Frankreich

Berlin, August 2003



DIW Berlin

Deutsches Institut
für Wirtschaftsforschung

Die in diesem Papier vertretenen Auffassungen liegen ausschließlich in der Verantwortung des Verfassers und nicht in der des Instituts.

DIW Berlin
Deutsches Institut
für Wirtschaftsforschung
Königin-Luise-Str. 5
14195 Berlin
Tel. 030 897 89-0
Fax 030 897 89-200
www.diw.de

ISSN 1619-4535

Effekte einer Arbeitszeitverkürzung – empirische Evidenz für Frankreich*

Camille Logeay
German Institute for Economic
Research, Berlin
clogeay@diw.de

Sven Schreiber
Goethe-University Frankfurt
sschreiber@wiwi.uni-frankfurt.de



12. August 2003

Zusammenfassung

In diesem Papier wird an Hand eines Vektorfehlerkorrekturmodells (VECM) für den französischen Arbeitsmarkt untersucht, wie sich die dort Anfang 2000 eingeführte Verkürzung der Regelarbeitszeit in Verbindung mit Subventionen der Sozialversicherungsbeiträge ausgewirkt hat.

Theoretisch sind die Effekte der Arbeitszeitverkürzung auf die Beschäftigung nicht eindeutig. Deshalb führen wir mit einem Arbeitsmarktmodell out-of-sample Prognosen für die Periode 1999q4-2001q2 durch. Mit dem Vergleich zwischen diesen Prognosen, die als Basissimulation (ohne Schock) angesehen werden können, und den realisierten Werten (mit Schock) können wir dann eine Aussage über die Effekte der Einführung der 35-Stunden-Woche (Schock) treffen. Die Ergebnisse sprechen u.a. für positive Beschäftigungseffekte des implementierten Politikmixes.

JEL: E24, E27, C32

Stichworte: Arbeitslosigkeit, Arbeitszeitverkürzung, VECM, Frankreich

*Wir danken Teilnehmern des Berliner Ökonometrie-Seminars Helenenau 2002, Michael Funke und Nathalie Fourcade für hilfreiche Anmerkungen; die Verantwortung für Fehler liegt bei uns.

1 Einleitung

Seit 1997 schnitt Frankreich im europäischen Vergleich –und insbesondere Deutschland gegenüber– sehr gut ab im Hinblick auf die Beschäftigungs- und Wachstumsentwicklungen. Im Vergleich zu 1997 konnte Frankreich 2001 12,6% mehr reales BIP, 7,9% mehr Erwerbstätige und 3,2 % mehr Arbeitsvolumen aufweisen, für Deutschland sind diese Werte mit 7,7%, 4,1% und 2,3% deutlich niedriger. Vor allem aber fand in Frankreich ein Rückgang der Arbeitslosenquote von 12,3% auf 8,6% statt; in Deutschland ist die Arbeitslosenquote in dieser Periode zwar auch zurückgegangen, aber mit 2%-Punkten deutlich weniger –von 9,9% auf 7,9%–, was die Erfolge Deutschlands relativ zu Frankreich recht bescheiden wirken lassen (Logeay und Volz 2001).

Ein Ereignis, das das wirtschaftspolitische Umfeld Frankreichs in dieser Periode stark geprägt hat, ist die Einführung der 35-Stunden-Woche gepaart mit einer Subventionierung der Arbeitskosten, mit der auch explizit auf eine Erhöhung der Beschäftigung abgezielt wurde. Von der ökonomischen Theorie her ist allerdings nicht klar, ob eine Reduzierung der Arbeitszeit (alleine) zu mehr Beschäftigung führt. Der populäre Gedanke, dass ein fixer Bestand an Stunden durch Arbeitszeitverkürzung nur besser verteilt werden sollte, um mehr Beschäftigung zu erhalten, übersieht viele der simultan auftretenden Effekte.

Empirische Analysen wurden von Hunt (1999) und Passeron (2002) u.a. mit Mikrodaten durchgeführt. Hunts Untersuchung bezog sich allerdings auf Deutschland und Passerons Analyse betrachtete nur Unternehmen, die die Hilfen des Anreizsystems Aubry I (s.u.) in Anspruch genommen hatten. Diese Einschränkungen ermöglichen die Generalisierung der obengenannten Analysen also nicht. Studien auf der Basis von Makrodaten wurden bisher – unserer Kenntnis nach– nur als ex-ante-Berechnung verschiedener Szenarien durchgeführt, bevor beobachtete Daten vorliegen konnten (Commissariat Général du Plan 2001, für einen Überblick).

Das Ziel des vorliegenden Papiers ist es, der Beantwortung der Frage näher zu kommen, wie sich diese Effekte einer Arbeitszeitverkürzung überlagern. Dafür wird ein empirisches Arbeitsmarktmodell für Frankreich an Hand eines Vektorfehlerkorrekturmodells (VECM) bis 1999 geschätzt, eine Methode, die bis dahin für unsere Fragestellung noch nicht angewendet wurde. Dieses Modell liefert uns Prognosen für den Zeitraum ab Ende 1999, die natürlich auf den alten institutionellen Gegebenheiten beruhen.

Ein Vergleich mit der tatsächlichen Entwicklung nach der Einführung der Arbeitszeitverkürzung erlaubt uns, signifikante Veränderungen aufzuzeigen.

Diese Arbeit ist folgendermaßen gegliedert: Im nächsten Teil diskutieren wir die aus der Theorie zu erwartenden Effekte, beschreiben kurz die konkrete institutionelle Gestaltung der Einführung der 35-Stunden-Woche in Frankreich, und referieren Berechnungen und Schlussfolgerungen der ersten existierenden Studien, die allerdings auf völlig unterschiedlichen Methoden basieren. In einem dritten Teil wird dann die Auswahl des Schätzzeitraumes sowie der Variablen erläutert, wonach im vierten Teil die VECM-Schätzungen mit den zugehörigen Prognosen präsentiert und kommentiert werden. Schließlich endet die Arbeit mit einer Zusammenfassung und vorsichtigen Politikempfehlungen.

2 Theorie, Begleitumstände und bisherige Beurteilung der Arbeitszeitverkürzung

2.1 Theoretische Implikationen nicht eindeutig

In diesem Abschnitt diskutieren wir die theoretisch zu erwartenden Effekte einer Verkürzung der Wochenarbeitszeit.

Es gibt verschiedene theoretische Arbeiten bzgl. der Beschäftigungseffekte einer Arbeitszeitreduzierung, siehe z.B. Hart und Ruffell (2000), Cette (2000) und Marimon und Zilibotti (2000), sowie weitere Verweise im zuletzt genannten Artikel. Zwar sind die theoretischen Prognosen bzgl. des (Unter-)Beschäftigungsniveaus nicht eindeutig, jedoch ergeben sich in den meisten Analysen gar keine oder relativ schwache Zunahmen der Beschäftigtenzahl. Der Zusammenhang ist auch nicht zwangsläufig monoton verknüpft mit dem Ausmaß der Arbeitszeitverkürzung, da die gegenläufigen Effekte unterschiedlich schnell ansteigen.

Wie kommt diese theoretische Unklarheit zu Stande? Die Schwierigkeit der Analyse liegt in den Einzelheiten der Produktionstechnologie begründet, die bekannt sein müssten, um klare Aussagen zu treffen. So ist es z.B. ungewiss, ob auf der individuellen Ebene die Grenzproduktivität mit einer geringeren (Wochen-)Arbeitszeit steigt oder fällt. Falls die "Arbeitstechnologie" bestimmte Unteilbarkeiten aufweist, wäre eine Arbeitszeitverkürzung schädlich für die Produktivität und daher wäre der Anreiz für Neueinstellungen tendenziell geringer. Für einzelne Berufsgruppen mögen Plausibi-

litätsüberlegungen helfen, aber spätestens im Aggregat ist dies unklar.

Weiterhin fallen pro Beschäftigten bestimmte Fixkosten an unabhängig von der Zahl der geleisteten Arbeitsstunden. Je höher diese Fixkosten, desto kleiner wäre natürlich der Anreiz für Neueinstellungen. In diesem Zusammenhang müssten dann auch die Substitutionselastizitäten bzgl. anderer Produktionsfaktoren wie z.B. Kapital bekannt sein, um das Ausmaß bzw. überhaupt die Richtung der Substitution abschätzen zu können.

Bei diesen Überlegungen war vorausgesetzt, dass der Arbeitseinsatz ein homogenes Gut ist, was offensichtlich nicht stimmt, speziell wenn man die altgediente Belegschaft eines Betriebs mit Neuangestellten vergleicht. Allerdings ist auch hier die Richtung der Auswirkung nicht eindeutig; evtl. findet sich unter den Arbeitslosen für die Firma kein guter "match", aber auf der anderen Seite ist es bei den z.B. in Frankreich üblichen Kündigungsschutzbestimmungen für die Firma evtl. vorteilhaft, die bezahlten Arbeitsstunden von angestellten "lemons" durch die von neuen Arbeitnehmern zu substituieren.

Cette (2000) jedoch erwartet für Frankreich bei einer Reduzierung von 39 auf 35 Stunden, dass ex ante zwischen 1/2 bis 1/4 der Arbeitszeitverkürzung durch Produktivitätsgewinne kompensiert werden kann, was die meisten französischen Makromodellen als Arbeitshypothese auch annehmen.

Eine weitere nicht direkt beobachtbare Größe ist die Gestalt der Nutzenfunktion der Arbeiter, genauer gesagt, wie stark ihre Präferenz für Freizeit relativ zum Einkommen ist. Wenn bei den Lohnverhandlungen der Druck der Arbeitslosigkeit oder die Präferenz für Freizeit gering ist, wird keine Entlastung von der Lohnseite erwartet. Cette und Gubian (1998) z.B. zeigen an Hand von Umfragen für Frankreich, dass Niedrigverdiener weniger bereit sind eine Lohnmoderation zu akzeptieren, geschweige denn eine Lohnsenkung. Im allgemeinen Gleichgewicht ist also nach einer Arbeitszeitverkürzung wohl eine Steigerung des Stundenlohnsatzes zu erwarten.

Entsprechend kann man normalerweise davon ausgehen, dass zumindest komparativ-statisch gesehen eine reine Arbeitszeitverkürzung eine Kostensteigerung für die Volkswirtschaft darstellt;¹ anderenfalls würde sich die Fra-

¹Entgegen einer verbreiteten Ansicht sind übrigens die gemessenen Lohnstückkosten z.B. in solch einem Fall ein ungeeigneter Indikator für die Tatsache, ob die Volkswirtschaft einen Kostenschock erfahren hat oder nicht, da die dort enthaltene Durchschnittsproduktivität endogen auf Kostenschocks reagiert. Je nach Art der Produktionsfunktion können sich für die Durchschnittsproduktivität alle möglichen Veränderungen einstellen

ge stellen, warum die Tarifpartner nicht von sich aus eine kürzere Arbeitszeit umgesetzt hätten. Insofern wird im Rahmen von Standardmodellen auch eine Verringerung des Outputs erwartet.

Spätestens beim Arbeitsvolumen gemessen in Stunden stellt sich außerdem die Frage des Zusammenhangs zwischen der legalen und der effektiven Arbeitszeit, da die legale Arbeitszeit nur die Schwelle ist, ab der der Überstundenlohnsatz bezahlt werden muss. So können Arbeitnehmer und Arbeitgeber im Extremfall vereinbaren, dass trotz der neuen legalen Arbeitszeitgrenze weder Arbeitszeiten noch Löhne sich ändern. Es genügt, dass sie eine Senkung des regulären Stundenlohns vornehmen –so die Argumentation–, die die zusätzlichen Kosten eines Mehreinsatzes von Überstunden genau kompensiert (Hart und Ruffell 2000). Allerdings gäbe es dann einen Anreiz, teure Überstunden durch neue Arbeitskräfte zu substituieren, falls die Reorganisationskosten nicht zu hoch sind. Insofern ist im Gleichgewicht durch die erläuterten Effekte tendenziell eine Verringerung des Arbeitsvolumens zu erwarten.

Alles in allem gilt also, dass die Beschäftigungseffekte langfristig dann positiv sind, wenn die ex-ante-Produktivitätsgewinne die bereinigten Kosten der Arbeitszeitreduzierung “ausreichend” kompensieren. Bereinigt bedeutet hier zum einen abzüglich einer evtl. von Gewerkschaftsseite zugestandenen Lohnmoderation, die der “eigentlichen” Nutzenfunktion ihrer Mitglieder nicht entspricht und wie sie in den meisten französischen Branchen im Gegenzug zur Arbeitszeitverkürzung vereinbart wurde (Passeron 2002). Zum anderen bedeutet es abzüglich staatlicher Hilfen, die im nächsten Abschnitt genauer erläutert werden.

Die Frage, ob damit Arbeitslosigkeitseffekte erreicht werden können, hängt wiederum von zwei Faktoren ab. Eine Beschäftigungszunahme übersetzt sich nicht eins zu eins in eine Arbeitslosigkeitsreduzierung, da Personen aus der stillen Reserve die zusätzlichen Arbeitsplätze teilweise besetzen werden und da die Erwerbsbevölkerung tendenziell zunimmt.

Bezüglich des ersten Punktes könnte es außerdem sein, dass die induzierte Änderung der Lohnrate sowie der Arbeitsplatzgestaltung (Senkung der durchschnittlichen Arbeitszeit, Mehrangebot von Teilzeit) auch das Arbeitsangebot verändert. Hier wird eine zusätzliche Unsicherheit über die Effekte auf die Arbeitslosigkeit erwartet, die nur empirisch zu klären ist.

bei gegebener Änderung der Grenzkosten (und damit der Grenzproduktivität).

2.2 Die konkrete Umsetzung der Arbeitszeitverkürzung

Die Arbeitszeitverkürzung wurde in zwei aufeinander folgenden Gesetzen durchgesetzt.

Das erste Gesetz (Aubry I)² zur Reduzierung der legalen Arbeitszeit³ von 39 auf 35 Stunden wurde im Juni 1998 verabschiedet und sah zwei Stufen vor: Während es am 1. Januar 2000 für alle Unternehmen mit mehr als 20 Beschäftigten wirksam wurde, gilt es seit dem 1. Januar 2002 auch für kleine Unternehmen. Zudem wurde ein Anreizsystem geschaffen, um eine schnelle effektive Arbeitszeitreduzierung zu erhalten. Trotzdem betrifft die Arbeitszeitreduzierung nicht alle Arbeitnehmer Frankreichs. Die wichtigste Ausnahme ist der öffentliche Dienst (nicht aber die öffentlichen Unternehmen). Potenziell betroffen sind zwischen 14,7 Millionen (Gubian 2000) und 16,2 Millionen (DARES 2002) Arbeitnehmer, darunter etwa 1/3 in Kleinunternehmen, wobei 15 bis 18% Teilzeitbeschäftigte sind. (Die Gesamtbeschäftigtenzahl in Frankreich betrug 2001 ca. 22 Millionen Personen.)

Wie ein früheres Gesetz (Robien, im Juni 1996 verabschiedet) sieht das Anreizsystem Aubry I eine Abgabenerleichterung seitens des Staates im Gegenzug zu effektiver Arbeitszeitreduzierung und Beschäftigungsgarantie seitens des Arbeitgebers vor. Um einen generellen Überblick zu schaffen, fassen wir hier kurz zusammen. Die Kriterien für staatliche Hilfen sind eine effektive Arbeitszeitreduzierung um mindestens 10% und eine Beschäftigungserhöhung um 6%.⁴ Die Hilfen laufen degressiv über fünf Jahre, sie betragen für das erste Jahr eine Verminderung der sozialen Abgaben um 9.000FF (=1.372€) pro Beschäftigten und Jahr. Sie nehmen jedes Jahr um 1.000FF (=152€) ab. Das Anfangsdatum ist dabei relevant, denn wenn die Arbeitszeitsreduzierung erst Mitte 1999 anfang, startet die Hilfe bei 7.000FF (=1.067€) statt 9.000 und bleibt auf 5.000FF (=762€) die letzten drei Jahre. Laut DARES (2002) waren Ende 2001 8,6 Millionen (=53% der potenziell betroffenen) Arbeitnehmer in einem Unternehmen, das eine Arbeitszeitverkürzung durchgeführt hatte. Wenn man nur Arbeitnehmer großer Unternehmen betrachtet (die schon 2000 von der neuen legalen Wochenarbeitszeit

²Martine Aubry war Arbeitsministerin vom Juni 1997 bis Oktober 2000.

³Die legale Arbeitszeit definiert die Schwelle, ab der Überstunden zu bezahlen sind. Es heißt also nicht, dass ab dem 1. Januar 2000 bzw. ab 2002 jeder französische Arbeitnehmer nur noch *effektiv* 35 Stunden die Woche arbeiten durfte.

⁴Oder im Falle geplanter massiver Kündigungen ein Erhalt von 6% der Arbeitsplätze, die sonst abgeschafft worden wären.

betroffen waren), waren es 8 Millionen (73% der damals betroffenen Arbeitnehmer). Unter den Unternehmen, die eine Arbeitszeitverkürzung bis Ende 2001 durchgeführt haben, waren 58% Teilnehmer am Anreizsystem Aubry I (28% der Arbeitnehmer, die ihre Arbeitszeit reduziert haben).

Das zweite Gesetz (Aubry II, im Januar 2000 verabschiedet) bestätigt die Senkung der legalen Arbeitszeit von 39 auf 35 Stunden und schafft ein System struktureller Hilfen, um die Verkürzung zu begleiten. Damit wird für die Großunternehmen das Anreizsystem Aubry I abgeschafft (für die Kleinunternehmen aber erst 2002).⁵ Die strukturellen Hilfen sind lohnabhängig und betragen pro Jahr und Beschäftigten 21.500FF (=3.278€) für Beschäftigte, die in Höhe des SMIC⁶ entlohnt sind, bis minimal 4.000FF (=610€) für Beschäftigte, die mehr als das 1,8-fache des SMIC verdienen. Die Durchschnittsentlastung pro Beschäftigten und Jahr betrug 7.000FF (=1.067€) (Passeron 2002). Diese Entlastung ist nur an eine Arbeitszeitreduzierung gebunden und nicht mehr an Beschäftigungsziele. Obendrein ist die Art der Arbeitszeitberechnung modifizierbar vor und nach Einführung der Arbeitszeitreduzierung, so dass effektive Reduzierungen von weniger als 10% gestattet sind, um von den strukturellen Hilfen zu profitieren. Für eine detaillierte Beschreibung des Hilfessystems, siehe Commissariat Général du Plan (2001).

2.3 Verwandte und relevante Studien

Die bekannteste Schätzung des Beschäftigungseffekts einer Arbeitszeitverkürzung findet sich in Hunt (1999), wobei sie sich auf den deutschen Fall bezieht. Das Ergebnis lautet, dass die Arbeitszeitverkürzung zwischen 1984 und 1994 keinen positiven Beschäftigungseffekt hatte;⁷ allerdings ist dabei zu bedenken, dass die Gewerkschaften in Deutschland einen vollen Lohnausgleich durchsetzen konnten.

Eine Simulation der in Frankreich zu erwartenden Effekte wurde z.B. innerhalb der Makromodelle vom OFCE (Observatoire Français des Conjonc-

⁵Unternehmen, die das Anreizsystem Aubry I wahrgenommen hatten, bekommen weiter die Hilfen bis zum Ende der Fünfjahresfrist und können sie teilweise mit den strukturellen Hilfen kumulieren. Ab 2000 können aber keine neuen Aubry I-Hilfen für Großunternehmen vereinbart werden.

⁶Mindestlohn, in Frankreich gilt er landesweit und ist per Gesetz fixiert. (*Salair Minimum Interprofessionnel de Croissance*).

⁷“Germany’s work-sharing experiment has thus allowed those who remained employed to enjoy lower hours at a higher hourly wage, but likely at the price of lower overall employment” (siehe Hunt 1999, S. 145).

tures Economiques), der Banque de France, und der Direction de la Prévision du Ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie (MINEFI) vorgenommen, für einen Überblick der Ergebnisse siehe Conseil Supérieur de l'emploi, des revenus et des coûts (1998) und DARES-BDF-OFCE (1998). Je nach Hypothesen (Verbreitungsgrad der Arbeitszeitverkürzung, Auswirkungen auf die Produktion, Produktivitätseffekte und Grad der Kooperation der Tarifparteien) sind die Effekte der Arbeitszeitverkürzung auf die Beschäftigung optimistisch (bis zu 700.000 zusätzliche Arbeitsplätze in der Simulation des OFCE und der Banque de France) bis eher skeptisch (zwischen 200 und 300.000 bei MINEFI, teils auch negativ im Falle einer Blockade der Tarifpartner). Interessant an dieser Simulation ist auch, dass eine Kooperation der Tarifpartner eine Vorbedingung für positive Ergebnisse ist. Dies entspricht dem, was viele französische Ökonomen betont haben (d'Autume 2000, Cette 2000), nämlich dass eine Arbeitszeitverkürzung (inklusive der Lohnsubvention) nur gerechtfertigt ist, wenn sie den existierenden Präferenzen entspricht.

Einen weiteren Ansatz bietet Passeron (2002), der die Effekte der 35-Stunden-Woche auf die Unternehmen untersucht, die ein Aubry I Abkommen abgeschlossen hatten. Er kommt zum Ergebnis, dass die Arbeitszeitreduktion sogar mehr als 10% ausmachte (dies ist nicht erstaunlich, da ein Kriterium von Aubry I die Untergrenze von 10% effektiver Arbeitszeitreduzierung vorsah), und die Beschäftigungszunahme, die von der Arbeitszeitverkürzung verursacht wurde, zwischen 6 und 7,5% lag.⁸ Damit ergibt sich bei ihm ein Produktivitätseffekt von 4%, etwas mehr als theoretisch oft angenommen wird. Die Staatshilfen haben laut Passeron zu 4% die Arbeitskosten der Aubry-I-Unternehmen entlastet. Zu einem ähnlichen Ergebnis kommt auch Gubian (2000); kumuliert mit den Aubry II-Hilfen sogar 5,5%. Passeron erwähnt zusätzlich eine Art Betriebszugehörigkeitseffekt, da Neueinstellungen in der Regel gemessen an ihrer Produktivität billiger seien und so die Durchschnittsarbeitskosten senken. Er beziffert diesen Effekt mit 1%. Die Lohnmoderation beträgt 0,8%, so dass die Arbeitszeitverkürzung ungefähr kostenneutral bis zum Jahre 2002 realisiert wurde. Diese Studie nimmt nur –wie oben geschrieben– die Aubry I-Unternehmen als Basis, und ist daher nicht für Aggregate repräsentativ. Auch hier ist die Verzerrungsrichtung aber nicht eindeutig: Unternehmen, die ihre Arbeitszeit erst im

⁸Er rechnet dabei dynamische und Struktureffekte weitgehend heraus.

Jahr 2000 gesenkt haben, erhalten weniger Entlastung vom Staat (ca. 2 bis 3% im Durchschnitt, Gubian (2000)), haben aber auch weniger Restrukturierungskosten, da die effektive Arbeitszeitreduzierung weniger als 10% umfasst. Eine weitere Untersuchung, die sich mit einer ausgewählten Gruppe von Unternehmen befasst, liegt in Bunel (2002) vor. Mit einem speziellen Datensatz ("Passages") stellt er Vergleiche innerhalb der Firmen an, die ihre *effektive* Arbeitszeit auf 35 Stunden reduziert haben.

Bei diesen Studien ist jeweils nicht klar, was ihre Ergebnisse für den aggregierten französischen Arbeitsmarkt implizieren. Eine entsprechende empirische Untersuchung, zumal mit einer bis dato in diesem Zusammenhang nicht verwendeten Methode, scheint also nicht ganz überflüssig zu sein. Ihr wenden wir uns nun zu.

3 Variablen und Daten

3.1 Zeitraumfestlegung und Variablenauswahl

Da das Anreizsystem Aubry I sich schon Ende 1999 bemerkbar machte, wurde das letzte Quartal des Jahres aus der Stichprobe entfernt. Der Schätzzeitraum ist also auf 1980q1-1999q3 festgelegt, wobei wegen der benötigten Verzögerungen einige Beobachtungen als Startwerte verwendet werden.

Für die Frage der Variablenauswahl ist ein kurzer theoretischer Exkurs hilfreich. Der Arbeitsmarkt lässt sich mit zwei Beziehungen darstellen: die Arbeitsnachfrage und das Arbeitsangebot. In neoklassischer Sicht, wenn vollkommener Wettbewerb herrscht, wird die Arbeitsnachfrage aus der Gewinnmaximierung des repräsentativen Unternehmens hergeleitet. Sie ist Funktion des Reallohns und der marginalen Arbeitsproduktivität. Das Arbeitsangebot ist von der Nutzenmaximierung der Individuen abgeleitet und hängt vom Reservationslohn und dem Reallohn ab.

Im Kontext von unvollkommenem Wettbewerb werden Preise und Löhne von den Akteuren simultan gesetzt und das System lässt sich als kombinierte Preis- und Lohnsetzung umschreiben, siehe Layard, Nickell und Jackman (1991). Im Grunde bleiben aber die Beeinflussungsvariablen die selben, wobei die Arbeitslosenquote potenziell eine Rückwirkung auf das System hat.

Wir benötigen also auf jeden Fall die folgenden Variablen: Löhne, Preise, eine Beschäftigungsvariable, das reale BIP und die Arbeitslosenquote. Für jeden Begriff stehen in den amtlichen Statistiken mehrere Variablen

zur Verfügung, so dass wir im Folgenden unsere Motivation zur Wahl der Variablen angeben.

Bei den Löhnen stehen im Prinzip drei Größen zur Verfügung: 1. Das Arbeitnehmerentgelt, das die Sozialbeiträge der Arbeitgeber enthält und die Gesamtkosten der Arbeit darstellt, 2. die Bruttolöhne, die nur die Sozialbeiträge der Arbeitnehmer enthalten und 3. die Nettolöhne, die keine Steuern oder Beiträge enthalten. Für die Preissetzung und die Arbeitsnachfrage ist das Arbeitnehmerentgelt relevant, während für die Lohnsetzung zusätzlich die Nettolöhne von Bedeutung sein könnten. Wir beschränken uns hier aber auf das Arbeitnehmerentgelt.

Bei den Preisen stellen sich die selben Probleme: Für die Arbeitsnachfrage und die Preissetzung ist der gesamtwirtschaftliche Preisindex (BIP-Deflator) relevant, während der Konsumpreisindex für die Lohnsetzung ebenfalls Sinn machen würde. Wir haben uns hier ebenfalls beschränkt, indem wir nur den BIP-Deflator in das Modell aufnehmen.

Die Beschäftigung kann sich durch das Arbeitsvolumen (in Stunden) oder die Beschäftigtenanzahl messen lassen. Das Arbeitsvolumen ist auf Grund der Verfügbarkeit der Daten von uns berechnet worden, und zwar als Produkt von durchschnittlicher Arbeitszeit und Beschäftigtenanzahl (für Details siehe weiter unten). Da die Arbeitszeit hier eine zentrale Variable darstellt, werden beide Arbeitsinputvariablen von uns verwendet, so dass implizit die durchschnittliche Arbeitszeit im System enthalten ist.

Für den realen Output bietet sich natürlich das reale Bruttoinlandsprodukt (BIP) an.

Die Arbeitslosenquote ist nach der ILO (International Labour Organization) Definition hergeleitet worden.

Bei den von uns gewählten Variablen lässt sich einwenden, dass möglicherweise relevante Größen fehlen. Abgesehen vom Preis- und Steuerkeil zwischen Bruttoproductlöhnen und Nettokonsumlöhnen (eine übrigens schwierig zu beschaffende Zeitreihe) oder Rohstoff- und/oder Importpreisen sind Erweiterungen in viele Richtungen denkbar. So kann man sich durchaus auch die Kapitalkosten als Bestandteil der Grenzkosten vorstellen, und es ist möglich, dass die Arbeitsnachfrage z.B. auch von der sektoralen Zusammensetzung der Produktion abhängt. Dies verfolgen wir jedoch in dieser Arbeit nicht weiter, da wir letztendlich kein traditionelles makroökonomisches Modell für Frankreich bauen wollen, sondern lediglich ein verhältnismäßig

kleines und noch gut handhabbares Arbeitsmarktmodell. Mit der Analyse des beschriebenen Datensatzes haben wir daher versucht, einen pragmatischen Mittelweg zu beschreiten.

Wir erläutern im folgenden Abschnitt die benutzten Daten ausführlicher.

3.2 Darstellung der verwendeten Reihen

Die hier herangezogenen Daten sind alle saisonbereinigt und stammen aus verschiedenen Quellen: OECD, INSEE (Französisches Staatliches Amt für Statistik)⁹ und DARES (Statistisches Organ des französischen Arbeitsministeriums)¹⁰. In der folgenden Tabelle 1 ist ein Überblick der benutzten Daten sowie deren Ursprung und Berechnung wiedergegeben.

Tabelle 1: Beschreibung der Daten

Kürzel	Bedeutung	Ursprung / Beschreibung
LW	Stundenlohn (logarithmiert)	Die Arbeitnehmerentgelte (Summe) sind der vierteljährlichen VGR der OECD (QNA) entnommen, das Stundenvolumen ist auf Basis von Informationen über Beschäftigte und Arbeitszeit des INSEE und der DARES berechnet.
LAVOL (LAvol)	Stundenvolumen der Beschäftigten (logarithmiert)	Das bezahlte Arbeitsvolumen der Beschäftigten ist wie folgt berechnet: die durchschnittliche Vollzeitarbeitszeit für Beschäftigte in Betrieben mit mehr als 10 Mitarbeitern wird von der DARES erfasst und veröffentlicht. Diese Arbeitszeit wird dann mit der Beschäftigtenzahl im Vollzeitäquivalent multipliziert und wegen der nicht gleichmäßigen Einführung der 35-Stunden-Woche in den Unternehmen korrigiert, siehe Anhang.
LBESCH	Anzahl der Beschäftigten (logarithmiert)	Die Beschäftigtenzahl stammt von INSEE. (LBESCH=ln(BESCH)).
LPY	BIP-Deflator (logarithmiert)	Aus OECD Main Economic Indicators. Es wird die erste zeitliche Differenz als Inflationsrate $DLPY$ verwendet, $DLPY \equiv \Delta LPY$.
LY	reales BIP (Preise von 1995, logarithmiert)	Aus OECD Main Economic Indicators.
ALQ	Arbeitslosenquote	Standardisierte Arbeitslosenquote (ILO-Konzept) von der OECD.

—weiter—

⁹Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques

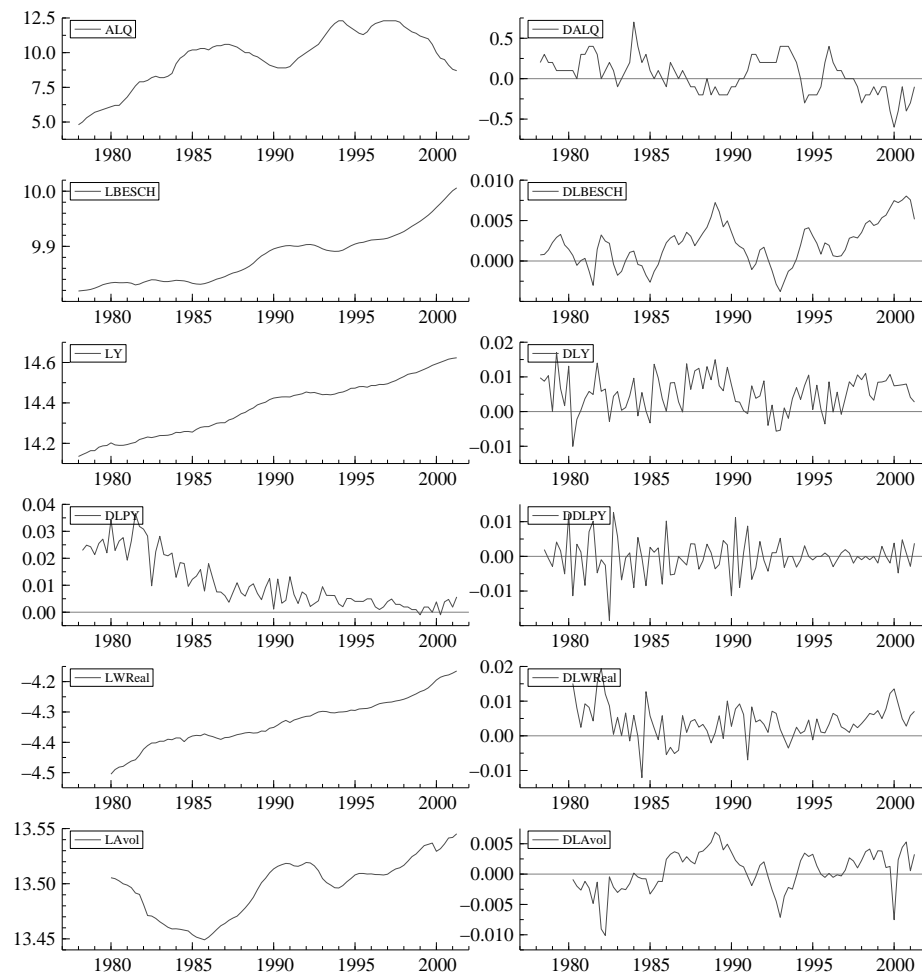
¹⁰Direction de l'Animation de la Recherche des Etudes et des Statistiques

Tabelle 1: *Beschreibung der Daten, weiter*

Kürzel	Bedeutung	Ursprung / Beschreibung
LWREAL	realer Stundenlohn (logarithmiert)	$LWREAL = LW - LPY$

Eine genauere Beschreibung des Arbeitsvolumens befindet sich im Anhang. Wir zeigen die oben genannten Reihen und deren Differenzen in der folgenden Abbildung 1, wobei die weiter unten begründeten Datentransformationen vorweggenommen werden, siehe Abschnitt 4.1.

Abbildung 1: Verwendete Reihen



Anmerkungen: Links die Komponenten des späteren Variablenvektors y_t , rechts deren zeitliche Differenzen.

4 Empirische Ergebnisse

Der von uns verwendete statistische Rahmen ist das in der empirischen Makroökonomik vielfach eingesetzte vektorautoregressive Modell (VAR) mit normalverteilten Störgrößen.¹¹ An dieser Stelle bietet es sich an, Notation und Definitionen für das VAR festzulegen. Wir fassen die $n = 6$ Variablen (LW , $LAVOL$, $LBESCH$, LPY , LY und ALQ) im Spaltenvektor y_t zusammen für $t = 1, \dots, T$, wobei T hier dem Zeitpunkt 1999q3 entspricht. Das VAR hat dann folgende Gestalt:

$$y_t = \sum_{k=1}^K \Phi_k y_{t-k} + \tau t + \mu + \epsilon_t \quad (1)$$

Man beachte, dass als deterministische Terme eine Konstante und ein Trend (mit Koeffizient τ) zugelassen sind. Das nach Umparametrisierung entstehende Vektorfehlerkorrekturmodell (VECM) kann dann wie folgt geschrieben werden:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{k=1}^{K-1} \Gamma_k \Delta y_{t-k} + \tau t + \mu + \epsilon_t \quad (2)$$

Die Parameter hängen auf folgende Weise zusammen:

$$\begin{aligned} \Phi_1 &= I + \Pi + \Gamma_1 \\ \Phi_i &= \Gamma_i - \Gamma_{i-1}, \quad 1 < i < K \\ \Phi_K &= -\Gamma_{K-1} \end{aligned} \quad (3)$$

Wie in der Literatur üblich nennen wir die Matrix der Kointegrationsvektoren β und die Matrix der Anpassungskoeffizienten α , beide von der Dimension $n \times r$ für gegebenen Kointegrationsrang r , so dass $\Pi = \alpha\beta'$. Für den Koeffizienten des linearen Trends gilt $\tau = \alpha\rho'$ (ρ frei), so dass er nur in den Kointegrationsbeziehungen auftreten kann.

¹¹Die gezeigten Ergebnisse wurden hauptsächlich mit PcGive 10 erzeugt, siehe Doornik und Hendry (2001), mit Ausnahme der Bartlett-Korrektur des Rangtests, die mit einer von uns fehlerbereinigten Version des in Johansen (2002b) erwähnten RATS-Programms durchgeführt wurde. Für (nicht gezeigte) Robustheitsuntersuchungen wurde eine beta-Version von JMulTi verwendet.

4.1 Datenvoruntersuchungen

Wie sich aus der Abbildung 1 und der Einheitswurzeltesttabelle 2 herausstellt, weist die Inflationsrate ein sehr persistentes Verhalten auf, so dass es nicht ratsam erscheint, das (log) Preisniveau im Modell zu verwenden, da eine $I(2)$ Variable nicht ohne weiteres in das VECM aufgenommen werden kann. Die Inflation hingegen kann als integrierte Reihe ($I(1)$) im multivariaten System gut verwendet werden, um ein normales kointegriertes vektorautoregressives (VAR) Modell zu erhalten. An Stelle des Nominallohns werden wir konsequenterweise in das Modell den Reallohn "LWREAL" (= $LW - LPY$) aufnehmen. Die übrigen Variablen bleiben unverändert. Die 6 Variablen, womit wir das VAR schätzen, sind somit: $LWREAL$, $LAVOL$, $LBESCH$, $DLPY$, LY und ALQ .

Die Ergebnisse der erweiterten Dickey-Fuller Einheitswurzeltests (Dickey und Fuller 1979, MacKinnon 1991) für die anderen Variablen finden sich auch in der Tabelle 2. Bei allen Reihen kann die Nullhypothese der Einheitswurzel recht deutlich *nicht* abgelehnt werden, mit Ausnahme des Arbeitsvolumens. Im Zeitraum ab 1981q3 (ohne Startwerte), also mit maximal fünf verzögerten Differenzen, ist die Einheitswurzel zwar nicht verwerfbar zum 5%-Niveau; ab 1982q1 mit bis zu sieben Verzögerungen jedoch müsste sie abgelehnt werden¹². Da die Aufnahme stationärer Reihen auch in ein kointegriertes VAR möglich ist, stellt dies per se kein Problem dar. Ein weiterer Test im Systemzusammenhang wäre aber trotzdem interessant, s.u.

4.2 Das Prognosemodell

4.2.1 Univariates Präludium

Bevor das relativ komplizierte VECM spezifiziert wird, bietet sich mit einem einfachen univariaten Zeitreihenmodell an, die Entwicklung der Arbeitslosigkeit nach Einführung der Arbeitszeitverkürzung zu beurteilen. Wir wenden hier das Standardmodell der Zeitreihenanalyse an, nämlich das ARIMA-Modell. Für den Zeitraum 1978q2-1999q3 starten wir mit einer ARIMA(4,1,4)-Spezifikation, d.h. wir legen die Einheitswurzel als Restriktion auf. Nach Elimination insignifikanter Terme erhalten wir ein ARIMA(3,1,2)-Modell mit einem einzelnen AR(3)- sowie MA(1)- und MA(2)-Termen. Die mit

¹²Der Trend war in alle drei ADF-Tests signifikant. Wenn der Trend jedoch ausgelassen wurde, wurde die Nullhypothese recht verworfen für alle drei Zeiträume.

Tabelle 2: ADF-Einheitswurzeltests

Variable	Deterministik	Lags (Δ)	Stichprobe	ADF-Stat	Prob.
ALQ	const	4	1980q1-1999q3	-2.41	58,2%
LBESCH	trend, const	5	1980q1-1999q3	-2.55	31,0%
LY	trend, const	7	1980q1-1999q3	-2.26	44,9%
LY	trend, const	3	1980q1-1999q3	-2.36	39,6%
DLPY	const	5	1980q2-1999q3	-1.53	51,4%
LWREAL	trend, const	2	1982q1-1999q3	-2.67	25,4%
LWREAL	trend, const	1	1982q1-1999q3	-2.26	45,2%
LAVOL	trend, const	5	1981q3-1999q3	-3.37*	6,3%
LAVOL	trend, const	7	1982q1-1999q3	-3.89**	1,8%
LAVOL	trend, const	5	1982q1-1999q3	-3.65**	3,3%

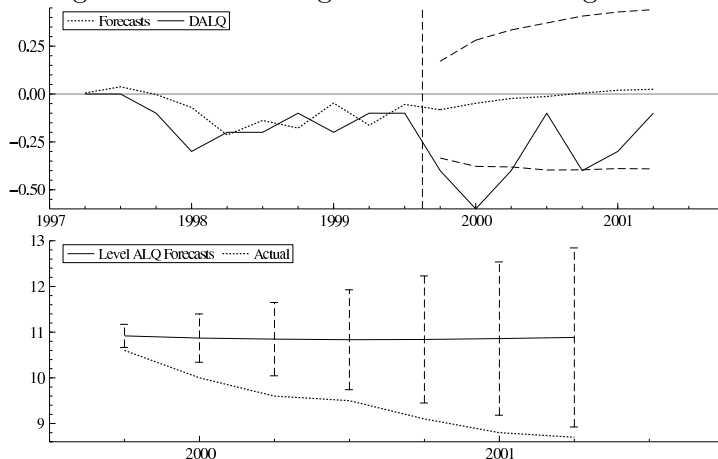
Anmerkungen: Ein (zwei) Stern gibt Signifikanz zum 10%(5%)-Niveau an. Die Lags bezeichnen aufgenommene verzögerte Differenzen, falls die Spezifikation auf Grund der Signifikanz der Lags nicht eindeutig ist, sind mehrere Ergebnisse pro Variable angegeben.

diesem Modell erstellte Prognose über 1999q3 hinaus samt Prognosekonfidenzbändern und die tatsächliche Entwicklung ist in Abbildung 2 dargestellt. Die Entwicklung von ALQ wird deutlich überschätzt. Es stellt sich also z.B. die Frage, ob die in anderen Variablen enthaltene Information im Systemzusammenhang eine bessere Prognose ermöglicht, oder ob die Fehlprognosen ihre Ursache in einem grundlegenden Strukturbruch durch die besprochenen Politikmaßnahmen haben.

4.2.2 Lagstruktur des VAR

Unsere Schätzstrategie ist dreiteilig: zuerst wird die Lagstruktur bestimmt, dann der Kointegrationsraum (r und β) und letztlich wird das VECM reduziert, um Effizienz in der Schätzung zu gewinnen. Dies wird so gemacht, weil es in der Praxis einen trade-off zwischen einer effizienten Schätzung des Kointegrationsraumes und des kurzfristigen Teils des VECM gibt, da beide nicht simultan durchgeführt werden können. Wir bestimmen also zuerst den Kointegrationsraum unter fixer Lagstruktur und lassen dann die Lagstruktur

Abbildung 2: Univariate Prognose der Arbeitslosigkeit ab 1999q4



Anmerkungen: Prognose der Wachstumsrate und des Niveaus der Arbeitslosenquote (ALQ) in Frankreich 1999q4-2001q2. Die Bänder bzw. Balken bezeichnen die Prognosekonfidenzintervalle unter Berücksichtigung der Varianzen der Innovationen sowie der Schätzunsicherheit.

wieder frei unter dem in dem ersten Schritt fixierten Kointegrationsraum, um die Reduktion des VECM optimal durchzuführen.

Zunächst einmal ist zu entscheiden, wieviele Verzögerungen das VAR enthalten soll. Als maximale Laglänge wurden keine höheren Werte als sechs zugelassen, da so bereits 36+2 Parameter in jeder Gleichung zu schätzen sind. Das SC- und das HQ-Kriterium schlagen $K = 2$ vor, das FPE-Kriterium sowie sequenzielle LR-Tests $K = 5$. Nur das AIC-Kriterium votiert für $K = 6$. Wegen diesen Ergebnissen verfolgen wir die Strategie, die Kointegrationsanalyse hauptsächlich mit $K = 5$ durchzuführen.

4.2.3 Bestimmung des Kointegrationsrangs

Der Rang der Matrix Π ist natürlich eine entscheidende Eigenschaft des Systems, auch wenn er für Prognosen nicht ganz so wichtig ist wie für strukturelle Analysen. Wir wenden hier das wohlbekannte Johansenverfahren (Johansen 1991) unter Berücksichtigung eines restringierten Trends an, die Ergebnisse finden sich in Tabelle 3.

Es scheint eindeutig der Fall zu sein, dass es im System zwei stochastische Trends und somit einen Kointegrationsrang von $r = 4$ gibt. Dies ist vielleicht etwas überraschend, da eine solche Vielzahl von Gleichgewichts-

Tabelle 3: Johansen-Kointegrationstest

Eigenwert	$H_0 : r \leq$	Spurstat.	p-Wert	Bartlett- korrigierte Spur- stat.
	0	234**	[0.000]	
0.607	1	165**	[0.000]	
0.545	2	107**	[0.000]	
0.485	3	57.9**	[0.001]	44.8*
0.365	4	24.4	[0.075]	
0.200	5	7.86	[0.271]	
0.101	6			

Anmerkungen: Stichprobe 1981q2-1999q3, 5 Lags (d.h. 4 verzögerte Differenzen), restringierter Trend. Signifikanz angezeigt durch * (5%) und ** (1%). Zur Bartlett-Korrektur siehe den Text.

beziehungen zwischen diesen Variablen normalerweise nicht vermutet wird. Man könnte also den Verdacht hegen, dass dieses Resultat evtl. übertrieben ist, da bekanntlich bei relativ kleinen Stichprobenumfängen wie hier gegeben der Rangtest erhebliche Größenverzerrungen aufweist und tendenziell zu oft ablehnt.

Abgesehen davon, dass allerdings auch bei $H_0 : r = 3$ das nominelle marginale Signifikanzniveau (p-Wert) bei uns sehr klein ist, gibt es neuerdings aber auch die Möglichkeit, diese Vermutung formal zu überprüfen. Johansen (2002b) entwickelt für die LR-Teststatistik bzgl. des Kointegrationsrangs einen Korrekturfaktor, der auf eine Idee von Bartlett zurückgeht. Im Prinzip wird versucht, in gegebenen Modellen für kleine Stichproben den Erwartungswert der Teststatistik zu ermitteln, um daraus im Vergleich mit dem asymptotischen bzw. nominellen Wert den Bartlettfaktor zu ermitteln. Insofern ist klar, dass der Faktor von Störparametern (nuisance) abhängen kann, die asymptotisch und somit für die Standardtestanwendung keine Rolle spielen würden. Dieser Faktor wird auf die real gemessene Teststatistik angewandt und so die Verzerrung des Tests mehr oder weniger beseitigt. Das theoretische Fundament für die Nützlichkeit der Bartlettkorrektur ist allerdings für den Fall von $I(1)$ -Zeitreihen bisher kaum vorhanden, auch wenn der positive Effekt in Simulationsstudien belegt ist.

Um die Bartlett-Korrektur für die letzte abgelehnte Nullhypothese $r = 3$ zu berechnen, wurde gemäß Johansen (2002b) das VAR mit diesem Rang geschätzt, um die erhaltenen Parameter dem entsprechenden RATS-Programm zu übergeben. Die Laglänge betrug nach wie vor $K = 5$. Der sich ergebende Korrekturfaktor ist 1.29, durch den die obige Teststatistik geteilt werden muss. Auch nach der Korrektur ist der Test signifikant, d.h. lehnt Rang 3 zu Gunsten von Rang 4 ab. Jedoch wird das 5%-Niveau nur noch relativ knapp erreicht, während der nominelle Test bis zu ein Promill anzeigte! In diesem Fall hat die Korrektur also keine Auswirkungen, allerdings wird der potenziell gravierende Einfluss deutlich.

Es ist nicht das Ziel dieser Arbeit, eine strukturelle Analyse des französischen Arbeitsmarkts zu liefern. Dies und der relativ hohe Kointegrationsrang bewogen uns dazu, keine ökonomische Interpretation der Kointegrationsbeziehungen zu versuchen. Insofern sind die verwendeten Komponenten des KI-Raums willkürlich und ohne strukturellen Sinn. Es wurde lediglich darauf geachtet, keine schädliche Normierung durchzuführen, d.h. z.B. keinen Nullparameter auf Eins zu zwingen.

Weiterhin können wir nun die Frage wieder aufgreifen, ob das logarithmische Arbeitsvolumen trendstationär ist oder nicht. Dazu testen wir, ob das Arbeitsvolumen alleine eine der linear unabhängigen Komponenten des Kointegrationsraums ist. Der LR-Test dieser Restriktion fällt ablehnend aus, mit $\chi^2(2) = 9.49, p = 0.0087$. Dies steht z.T. im Widerspruch zu den obigen Voruntersuchungen, und auch hier ist bekannt, dass diese Art von Tests einer teils erheblichen Größenverzerrung unterliegen können. Allerdings sind Bartlett-Korrekturen bisher anscheinend nur für gemeinsame Hypothesen auf alle KI-Komponenten entwickelt worden (Johansen 2002a), so dass eine entsprechende Anwendung hier nicht möglich ist.

4.2.4 Modellreduktion

Ein Standardvorwurf an das VAR-Modell ist die große Zahl an Parametern, die zu schätzen ist. Genauer gesagt stören natürlich v.a. die zahlreichen *überflüssigen* Parameter, die im Modell zugelassen sind. Auch wir leiden unter diesem Problem, so dass der dritte Schritt unserer Strategie vorsieht, relativ viele vertretbare Nullrestriktionen aufzuerlegen. Nachdem der Kointegrationsraum bestimmt ist, spezifizieren wir unser Ausgangsmodell, ein VECM mit vorgegebener β -Matrix und $K = 6$, aus dem wir sukzessive insignifikante

Tabelle 4: Diagnostische Tests des Ausgangsmodells

ΔALQ_t	$\Delta LBESCH_t$	ΔLY_t	$\Delta DLPY_t$	$\Delta LWREAL_t$	$\Delta LAVOL_t$
Tests auf Abwesenheit von Autokorrelation (1-6), F(6,32)					
1.86 [0.12]	1.95 [0.10]	0.837 [0.55]	0.690 [0.66]	1.17 [0.34]	2.54 [0.040]*
Tests auf Normalität, $\chi^2(2)$					
0.759 [0.68]	0.637 [0.73]	3.48 [0.18]	11.2 [0.0038]**	1.01 [0.60]	0.466 [0.79]
Tests of Abwesenheit von ARCH (1-4), F(4,30)					
0.414 [0.80]	0.697 [0.60]	0.113 [0.98]	0.284 [0.89]	0.270 [0.90]	0.399 [0.81]
Vektor-Normalitätstest: $\chi^2(12) = 15.6$ [0.21]					

Anmerkungen: Das geschätzte Modell ist als stationäres Mehrgleichungssystem spezifiziert mit vorher bestimmten Fehlerkorrekturtermen (bei KI-Rang 4). Da es noch nicht reduziert ist, ist OLS effizient. In eckigen Klammern: p-Werte.

Parameter streichen. Mit dem resultierenden Modell incl. vieler Nullrestriktionen in den Parametermatrizen erstellen wir die anfangs besprochenen Prognosen für alle endogenen Variablen.

Bevor dies geschieht, sollte allerdings eine diagnostische Prüfung der Ausgangsspezifikation durchgeführt werden, um krasse Abweichungen von den Modellannahmen ausschließen zu können; dies ist in Tabelle 4 dargestellt. Es scheinen keine bedeutenden Probleme vorzuliegen; in der Inflationsgleichung (DLPY) tritt ein typischer Ausreißereffekt mit Normalitätsverletzung auf (1984), und es existiert Autokorrelation zweiter Ordnung in der Arbeitsvolumengleichung, die vom Modell nicht erfasst wird. Ansonsten erscheinen die Residuen aber hinreichend gutartig.

Wenn auf einzelne Parameter Nullrestriktionen gelegt werden, ist OLS nicht mehr effizient, so dass wir das reduzierte Modell nach der FIML-Methode schätzen. Nach mehreren Iterationen, bei denen insignifikante Regressoren aus dem Modell entfernt werden, enden wir schließlich bei einem Modell, in dem alle Parameter mindestens auf dem 10%-Niveau signifikant sind. Insgesamt wurden 124 Regressoren entfernt, etwas mehr als die Hälfte. Diese Restriktionen sind insgesamt mit $\chi^2 = 128, p = 0.39$ akzeptabel.

Es stellt sich auf diese Weise quasi nebenbei auch heraus, dass keine Variable schwach exogen für die Langfristparameter ist, d.h. jede Variable

reagiert signifikant auf Abweichungen von mind. einer KI-Beziehung.

Es soll hier nicht verschwiegen werden, dass das “abgespeckte” Modell teilweise deutliche Verletzungen der Modellannahmen aufweist wie z.B. gemessene Residuenautokorrelation. Dies war z.T. der Grund, Robustheitsuntersuchungen mit anderen Modellreduktionsverfahren durchzuführen, deren Ergebnisse jedoch nicht im Detail aufgeführt sind: Die Zulässigkeit der Modellreduktion wurde überprüft, indem verschiedene im Programm JMULTi implementierte Algorithmen angewandt wurden. Auch wenn sich teilweise unterschiedliche Parametrisierungen ergaben, waren die letztendlich interessierenden Prognosen jeweils sehr ähnlich. Weiterhin wurde die gesamte beschriebene Vorgehensweise auch mit einer Laglänge $K = 2$ angewandt; auch diese Resultate sind hier nicht reproduziert, um Platz zu sparen. Es ergab sich ein etwas anderer Kointegrationsrang (3 statt 4), die Prognosen waren jedoch interessanterweise wieder sehr ähnlich, wenn auch die Konfidenzbänder enger waren.

Wie schon gesagt ändern sich die Prognosen aber erstaunlich wenig; dies gilt auch gegenüber dem unrestringierten Modell, das ja befriedigende Eigenschaften aufwies.¹³ Daher verfolgen wir dieses diagnostische Problem nicht weiter, sondern arbeiten mit dem reduzierten Modell.

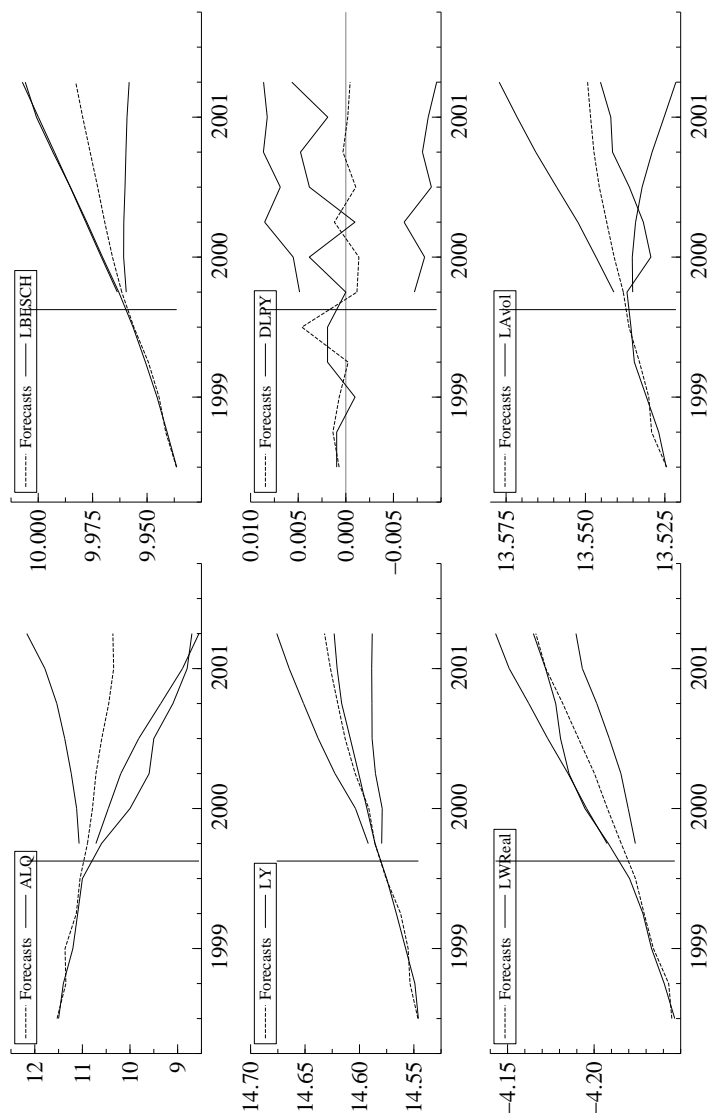
4.3 Prognosen und Wirklichkeit

An dieser Stelle sind wir in der Lage, eine der zentralen Fragen dieser Arbeit zu beantworten, nämlich ob die Maßnahme der Arbeitszeitverkürzung gekoppelt mit Lohnsubventionen einen signifikanten Einfluss auf die Arbeitslosenquote hatte. Dazu vergleichen wir die tatsächliche Entwicklung der $n = 6$ Variablen im Vektor y_t ab 1999q4 bis 2001q2, d.h. $y_{T+1}, y_{T+2}, \dots, y_{T+7}$, mit den dynamischen Prognosen $y_{T+1}^f, y_{T+2}^f, \dots, y_{T+7}^f$. Die entsprechende Grafik findet sich in Abbildung 3. Es lassen sich einige sehr interessante Ergebnisse erkennen.

Zunächst ist zu unterstreichen, dass die (Punkt-)Prognose der Arbeitslosenquote (ALQ) fällt, und dass ihre Konfidenzbänder schnell auseinander driften. *Trotzdem* wird die Entwicklung der Arbeitslosigkeit signifikant überschätzt; erst im letzten Quartal des Prognosehorizonts überdeckt das Konfidenzintervall den tatsächlich beobachteten Wert wieder, allerdings ist

¹³Insofern ist die Nützlichkeit der Reduktion in diesem Fall natürlich etwas in Frage gestellt.

Abbildung 3: VECM-Prognose aller sechs Variablen ab 1999q4



Anmerkungen: Die Bänder bezeichnen die Prognosekonfidenzintervalle unter Berücksichtigung der Varianzen der Innovationen sowie der Schätzunsicherheit.

die Prognoseungenauigkeit inzwischen extrem groß geworden.

Zweitens wird die Beschäftigungsentwicklung (LBESCH) durchweg unterschätzt, wenn auch immer an der Grenze zur Signifikanz. Am Ende des Prognosehorizonts macht die Diskrepanz der Punktprognose zur Realität umgerechnet ca. 500000 (zusätzlich beschäftigte) Personen aus.

Drittens wird der reale Output (LY) erstaunlich gut prognostiziert, in diesem Sinne scheinen keine außergewöhnlichen Gütermarktentwicklungen für das Zurückgehen der Arbeitslosenquote verantwortlich zu sein.

Viertens ist bei der Inflationsentwicklung (DLPY) nichts bedeutendes zu erkennen, insbesondere kein alarmierender Anstieg auf Grund steigender Personalkosten.

Fünftens: Bei der Entwicklung der realen Stundenarbeitskosten (LWREAL) ist zunächst ein nicht prognostizierter Anstieg zu vermerken, trotz der gewährten Subventionen. (Die maximale Differenz zwischen Realität und Prognose beträgt ca. 2 Prozentpunkte.) Hier scheint es also tatsächlich den Effekt zu geben, dass die Arbeitnehmer bzw. Gewerkschaften zu plötzlichen Einkommenseinschnitten nur begrenzt bereit sind. In den folgenden Quartalen macht sich jedoch die vereinbarte Lohnmoderation bemerkbar, da die Arbeitskosten nur langsam ansteigen relativ zur Prognose. Die oben zitierte Aussage, dass die Politikmaßnahme mittelfristig für Unternehmen kostenneutral gestaltet wurde, kann bei uns zumindest ex post gut bestätigt werden.

Schließlich beobachten wir beim Arbeitsvolumen (LAVOL) speziell in 2000q1 einen recht drastischen Einbruch, der allerdings in den folgenden Quartalen langsam wieder aufgeholt werden kann. Fast scheint es, als ob die Entwicklung des Arbeitsvolumens relativ zur Prognose diejenige der Arbeitskosten spiegelt. Zumindest hätte man bei einer ausschließlichen Arbeitszeitverkürzung (ohne Subventionen der Lohnzusatzkosten) nicht erwartet, dass das Arbeitsvolumen sich nach 7 Quartalen nicht nennenswert von der (prognostizierten) normalen Entwicklung unterscheidet.

5 Zusammenfassung

Da die Effekte einer Arbeitszeitverkürzung theoretisch nicht prognostizierbar sind, bleibt es empirischen Studien überlassen, die Wirksamkeit einer solchen Politikmaßnahme zu bestimmen. Der vorliegende Beitrag lieferte empirische Evidenz für das Fallbeispiel Frankreich, wo eine Verkürzung der wöchentlichen Regelarbeitszeit Anfang 2000 durch Subventionen der Sozialversicherungsbeiträge flankiert wurde.

Idealerweise würde eine entsprechende empirische Studie mit detaillierten Unternehmensdaten arbeiten, um die verschiedenen Wirkungskanäle so-

wohl einer reinen Arbeitszeitverkürzung wie auch einer Verringerung der Arbeitskosten abzuschätzen. Solche Daten scheinen jedoch nur für nicht repräsentative Untergruppen von Unternehmen vorzuliegen. Aus diesem Grund verwenden wir eine grundlegend andere Methode, die auf aggregierten Daten beruht. Dazu spezifizierten wir ein empirisches makroökonomisches Arbeitsmarktmodell und untersuchten die Unterschiede zwischen realisierten Daten und dynamischen Modellprognosen im Zeitraum Ende 1999 bis Mitte 2001, um mögliche Einflüsse der Reform nachzuweisen.

Die von uns angestellten Prognosen der Entwicklung der Arbeitslosigkeit und anderer Variablen in Frankreich lassen auch bei Berücksichtigung der Prognoseunsicherheit darauf schließen, dass die Arbeitszeitverkürzung in Verbindung mit gewährten Lohnsubventionen mindestens zum Teil erfolgreich war. Zwar bricht das Arbeitsvolumen (in Stunden) kurzzeitig ein und kann sich nur langsam erholen, jedoch steigt die Beschäftigung schneller als sonst erwartet an und v.a. sinkt die Arbeitslosigkeit in signifikantem Ausmaß. Der reale Output wie auch die Inflation scheinen relativ unberührt.

Insgesamt scheint der Optimismus in den Studien von offiziellen französischen Stellen also begründet gewesen zu sein. Der Mix aus Be- und Entlastung der Unternehmen zu Gunsten von Arbeitslosen war also wohl eine gute Wahl. Allerdings ist dabei in unserer Studie ein Aspekt völlig ausgeblendet, nämlich die entstehende fiskalische Belastung. Diese gewinnt vor dem Hintergrund von akuten Problemen mit der Einhaltung des Maastrichtkriteriums in letzter Zeit an Brisanz und dürfte die Umsetzung einer von Subventionen begleiteten Arbeitszeitverkürzung in anderen EU-Staaten erschweren.

A Anhang

Die DARES veröffentlicht für jedes Quartal die durchschnittliche Arbeitszeit der Vollzeitbeschäftigten. Die entsprechende Umfrage umfasst allerdings nur Betriebe mit mehr als 10 Mitarbeitern und Sektoren unter Wettbewerb (ohne Landwirtschaft, öffentlichen Dienst, Gesundheitswesen u.a.) und wird unter den Arbeitgebern durchgeführt, so dass es sich hier um bezahlte Stunden inklusive Überstunden handelt. Es wird als Regel angenommen, dass Vollzeitbeschäftigte von Kleinunternehmen (weniger als 10 Mitarbeiter) genauso lang arbeiten wie Vollzeitbeschäftigte von Mittel- und Großunternehmen, und dass kein Unterschied zwischen den Wettbewerbs- und anderen

Sektoren herrscht.

Vom INSEE erhält man die Anzahl der Beschäftigten im Vollzeitäquivalent unter Berücksichtigung der Teilzeiteffekte. Das Arbeitsvolumen ergibt sich aus der Multiplikation dieser beiden Größen.

Jedoch wurde ab 1998 das erste Gesetz zur Reduzierung der Arbeitszeit (Loi Aubry I) wirksam und ab 2000 wurde mit der Einführung der gesetzlichen 35-Stunden-Woche begonnen. Wie bereits erwähnt fand diese Reduzierung in Klein- bzw. mittleren und Großunternehmen nicht gleichmäßig statt. Wir korrigieren entsprechend die Arbeitszeit, indem nur einen Teil der von der DARES veröffentlichten Arbeitszeitveränderung auf die gesamte Arbeitszeitveränderung zurückgeführt wird. Da die Großunternehmen ca. 2/3 der Beschäftigten darstellen, ist der Korrekturfaktor 2/3.¹⁴

$$2/3 * \Delta[Arbeitszeit_{DARES}] = \Delta[Arbeitszeit_{alle\ Vollzeitbeschäftigte}]$$

Literatur

Bunel, M. (2002). Les déterminants des embauches des établissements à 35 heures: aides incitatives, effets de sélection et modalités de mise en œuvre, *Working Paper 10*, GATE/CNRS.

Cette, G. (2000). Emploi, chômage et réduction du temps de travail: quelques considérations générales, *Economie internationale, la revue du CEPII* **83**: 63–84.

Cette, G. und Gubian, A. (1998). Les évaluations des effets sur l'emploi d'une réduction de la durée du temps de travail: quelques remarques., *Travail et Emploi* **74**: 91–109.

Commissariat Général du Plan (2001). Réduction du temps de travail: les enseignements de l'observation, *Rapport de la commission*, La Documentation Française, Paris.

Conseil Supérieur de l'emploi, des revenus et des coûts (1998). Durées du travail et emplois. les 35 heures, le temps partiel, l'aménagement du temps

¹⁴Eurostat, News releases, Memo No 01/99, 10 March 1999

- de travail, *Rapport au premier ministre*, La Documentation Française, Paris.
- DARES (2002). La réduction négociée du temps de travail: bilan 2000-2001, *Projet de rapport du gouvernement au parlement*, La Documentation Française, Paris.
- DARES-BDF-OFCE (1998). L'impact macroéconomique d'une politique de réduction de la durée du travail. l'approche par les modèles économétriques (simulations à partir du modèle mosaïque de l'ofce et du modèle de la banque de france, *Document d'étude 17*, DARES, Paris.
- d'Autume, A. (2000). Réorganisation de la production et réduction de la durée du travail: une perspective macroéconomique, *Economie internationale, la revue du CEPPII* **83**: 47–62.
- Dickey, D. und Fuller, W. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association* **74**: 427–431.
- Doornik, J. A. und Hendry, D. F. (2001). *Modelling dynamic systems using PcGive 10*, Timberlake Consultants Ltd.
- Gubian, A. (2000). La réduction du temps de travail à mi-parcours: premier bilan des effets sur l'emploi., *Travail et Emploi* **83**: 9–25.
- Hart, R. A. und Ruffell, R. J. (2000). Moins d'heures pour plus d'emplois?, *Economie internationale, la revue du CEPPII* **83**: 35–46.
- Hunt, J. (1999). Has work-sharing worked in germany?, *The Quarterly Journal of Economics* **114**(1): 117–148.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models, *Econometrica* **59**(6): 1551–1580.
- Johansen, S. (2002a). A small sample correction for tests of hypotheses on the cointegrating vectors, *Journal of Econometrics* **111**: 195–221.
- Johansen, S. (2002b). A small sample correction for the test of cointegrating rank in the vector autoregressive model, *Econometrica* **70**(5): 1929–1961.

- Layard, R., Nickell, S. und Jackman, R. (1991). *Macroeconomic performance and the labour market*, Oxford University Press, Oxford.
- Logeay, C. und Volz, J. (2001). Lohnzurückhaltung - ein Beitrag zu mehr Beschäftigung?, *Wochenbericht des DIW* (50): 803–809.
- MacKinnon, J. (1991). *Critical Values for Cointegration Tests*, Oxford University Press edn, R. F. Engle and C. W. J. Granger, chapter 13, Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration.
- Marimon, R. und Zilibotti, F. (2000). Employment and distributional effects of restricting working time, *European Economic Review* **44**.
- Passeron, V. (2002). 35 heures: trois ans de mise en œuvre du dispositif ‘Aubry I’, *Premières synthèses* **06**(2).