

# Effekte einer Arbeitszeitverkürzung: Evidenz aus Frankreich

**Camille Logeay**

Institut für Makroökonomie und  
Konjunkturforschung (IMK)  
Camille-Logeay@boeckler.de



**Sven Schreiber**

Goethe-Universität Frankfurt  
sschreiber@wiwi.uni-frankfurt.de



7. Juni 2005

## *Zusammenfassung*

*Wir analysieren die makroökonomischen Auswirkungen der französischen Arbeitsmarktreform des Jahres 2000 (Verringerung der Jahresregelarbeitszeit bei gleichzeitiger Subventionierung der Lohnausgaben). Mit Hilfe eines Vektor-Fehlerkorrektur-Modells (VECM) für verschiedene Arbeitsmarktvariablen sowie die Inflationsrate und das Inlandsprodukt generieren wir Prognosen für die Jahre 2000 und 2001 mit dem Datenstand von 1999. Ein Vergleich dieser simulierten Vorhersagen, die auf der Annahme unveränderter Strukturen nach 1999 beruhen, mit den danach tatsächlich realisierten Werten weist auf vorteilhafte Auswirkungen des Reformpakets hin. Andere zeitgleiche Veränderungen fanden nicht statt und können daher das Ergebnis nicht erklären. Inlandsprodukt, Produktivität, Stundenlöhne und Inflation sind nur vorübergehend oder gar nicht betroffen.*

*Stichworte: Arbeitslosigkeit, Arbeitszeitverkürzung, Frankreich, VECM, Prognosen*

Dank an verschiedene TeilnehmerInnen des Berlin Econometrics Seminar (Helenenau), der EALE-, Ecomod-, und EEA-Konferenzen sowie an Bernard Salzmänn für hilfreiche Kommentare, und an Nathalie Fourcade für Hilfe mit den Daten. Claudia Grupe sorgte für die hervorragende Rohübersetzung aus dem Englischen. Allein die AutorInnen sind für Fehler verantwortlich.

# 1 Einleitung

Um die Jahrtausendwende nahm die französische Arbeitslosenrate um 2,2 Prozentpunkte ab (1999-2001), nachdem sie sich mehr als eine Dekade konsequent auf hohem Niveau gehalten hatte. Auch in der übrigen Eurozone konnte ein Rückgang verzeichnet werden, allerdings nur im deutlich geringeren Umfang von 1,2 Prozentpunkten (siehe Tabelle 1 unten für diese und andere grundlegende Daten). Eine analoge Entwicklung zeigen auch die Beschäftigungszahlen: nach unterdurchschnittlichem Wachstum im Zeitraum zwischen 1995 und 1998 stiegen die Wachstumsraten auf überdurchschnittliche Werte zwischen 1999 und 2002 an. Auch diese Tendenz spiegelte sich im Rest der Eurozone wider, ebenfalls jedoch in geringerem Ausmaße.

Diese Entwicklungen können teilweise dem über dem Eurozonen-Durchschnitt liegenden Wachstum des französischen Bruttoinlandsproduktes zugeschrieben werden (jährlich 3,5% in Frankreich verglichen mit 2,5% im Rest der Eurozone im Zeitraum 1997-2001). Ein anderes Ereignis, das ebenfalls erheblichen Einfluss auf die wirtschaftlichen Gegebenheiten in Frankreich während dieser Periode gehabt haben dürfte, war eine Reform der Regelarbeitszeit. Eine kurze Zusammenfassung der komplexen institutionellen Weichenstellung könnte folgendermaßen aussehen: Einerseits wurde die wöchentliche Regelarbeitszeit von 39 auf 35 Stunden reduziert, zuerst auf freiwilliger Basis gekoppelt an ein Anreizschema, das Beschäftigungsförderung bedingte (Robien Gesetz 1996, Aubry I Gesetz 1998), anschließend zwingend (Aubry II Gesetz 2000). Andererseits wurden den Unternehmen folgende Erleichterungen angeboten: größere geschäftliche Flexibilität bezüglich der Zuordnung der Arbeitszeiten (Robien, Aubry I), Senkung der Lohnsteuer im Zuge geringerer Sozialabgaben durch die Arbeitgeber (alle Gesetze) und vertraglich vereinbarte mittelfristige Beschränkungen des Lohn- und Einkommenswachstums.

Das ausdrückliche Ziel dieses Reformpaketes war eine Verringerung des Arbeitslosigkeitsniveaus. Daher erscheint eine Analyse dessen interessant, ob und inwieweit die Reform einen spürbaren Effekt hatte oder ob die Erfolge dieser Periode lediglich auf höheres Wirtschaftswachstum zurückzuführen sind. Auch aus der Perspektive der Wirtschaftstheorie ist es immer noch eine weitgehend ungeklärte Frage, ob eine Verkürzung der Regelarbeitszeit (allein) zu höherer oder geringerer Arbeitslosigkeit führt; in den meisten Modellen bleibt das Ergebnis zweideutig.

Frühere Studien haben divergierende Ergebnisse geliefert (siehe unten) und konnten keinen allgemeinen Konsens erbringen. Jüngere empirische Studien zu anderen Arbeitszeitverkürzungen bewerteten die Ergebnisse negativ, siehe Hunt (1999) oder Crépon und Kamarz (2002), allerdings beinhalteten die untersuchten Reformen in

Deutschland und Frankreich (1982) anhaltende Erhöhungen der Stundenlöhne wie einen Lohnausgleich für Arbeiter, ohne den Unternehmen im Gegenzug Entlastungen zu gewähren; das negative Urteil ist damit nicht überraschend. Zudem ist zu berücksichtigen, dass die institutionellen Rahmenbedingungen der letzten französischen Reform zum Teil nicht vergleichbar waren und so interessante neue Einblicke in die Thematik bieten.

Die vorhandene Literatur, die sich mit dem jüngsten französischen Reformpaket beschäftigt, lässt sich grob in drei Gruppen einteilen: Zunächst die Gruppe der ex-ante Simulationen denkbarer Szenarien innerhalb von Makromodellen (siehe z.B. DARES-BDF-OFCE 1998), zweitens deskriptive Analysen (z.B. DARES 2002), und zum Dritten die Auswertung von Mikrodaten für ausgewählte Samples von Unternehmen (Bunel 2002, Passeron 2002). Die Studien, die Schlussfolgerungen auf die Beschäftigungseffekte zulassen, bewerten die Effekte der Reformen meist positiv.

Unser Ziel ist, die Literatur dahingehend zu ergänzen, die makroökonomischen Effekte der Reformen des Jahres 2000 näher zu beleuchten. Zwecks dessen schätzen wir ein empirisches System von Arbeitsmarktvariablen (sowie Inflation und Output) durch ein Vektor-Fehlerkorrektur-Modell bis zum Jahr 1999. Da es zwei mögliche konkurrierende Daten gibt, zu denen sich der Einschnitt niederschlagen kann (namentlich 1999q4 und 2000q1, siehe Abschnitt 3 für die detaillierten Ergebnisse), schätzen wir zwei sich leicht unterscheidende Modelle. Mit Hilfe dieser Modelle können Vorhersagen für die Folgeperiode getroffen werden, die die Tatsache berücksichtigen, dass die Vorhersagen auf Grundlage des vorangegangenen institutionellen Regimes getroffen wurden. Ein Vergleich mit den tatsächlichen Beobachtungen nach der Einführung der 35-Stunden Woche erlaubt es, wesentliche Veränderungen zu identifizieren. Beide Modelle liefern ähnliche Resultate: die Analyse ergibt, dass die Arbeitslosigkeit während des untersuchten Zeitfensters auf Kosten einer vorübergehenden Verringerung der gesamten gearbeiteten Stunden reduziert werden konnte, was einen kurzfristigen Anstieg der stündlichen Lohnkosten reflektiert. Die Arbeitskosten und die Inflation liegen über den prognostizierten Werten, jedoch nicht signifikant. Der Output wird über den gesamten Prognosehorizont gut vorhergesagt und erscheint vom Strukturbruch weitgehend unbeeinflusst.

Die Ergebnisse können dem Maßnahmenbündel aus Arbeitszeitverkürzung *mit* verringerten Kosten zugeschrieben werden, weil andere Kräfte, die auf die Arbeitslosenquote wirken, zum betrachteten Zeitraum nicht ausgemacht werden konnten. So wuchs beispielsweise das Arbeitsangebot mit normalen Raten (Tabelle 1), wenn nicht sogar schneller als normal. Der Umfang aktiver Arbeitsmarktpolitik während der Prognoseperiode nahm sogar etwas ab (Boulard und Lerais 2002), so dass unsere Schätzungen sogar als konservativ gelten können. Laut volkswirtschaftlicher Gesamtrechnung traten andere Stimuli wie eine expansive Fiskalpolitik nicht auf, und nicht einmal die Repräsentanten der EZB oder andere

EURO-freundliche Ökonomen gingen von einem beschäftigungsfördernden Effekt der Euroeinführung aus, sondern forderten vielmehr strukturelle Arbeitsmarktreformen. (Zudem sei daran erinnert, dass der Euro auch schon Anfang des Jahres 1999 und nicht erst 2000 eingeführt wurde.) Selbst wenn man diese Argumente in Zweifel zieht, so sei darauf hingewiesen, dass möglicherweise stimulierende Konjunkturreffekte dennoch in unserem Modell berücksichtigt werden, wie die überraschend akkuraten Vorhersagen des realen Outputs zeigen.

Der verbleibende Beitrag ist folgendermaßen gegliedert: Der folgende Abschnitt fasst kurz die relevante Literatur zusammen, beschreibt die institutionellen Details des Reformpakets und dient einer Analyse der Schätzungen und Implikationen bestehender Studien. Abschnitt 3 spezifiziert die Daten und erklärt die Modell-Spezifikation sowie die resultierenden Prognosen. Der letzte Teil fasst die wesentlichen Ergebnisse zusammen.

**Tabelle 1: Vergleich makroökonomischer Kerngrößen zwischen Frankreich und der Eurozone.**

	EU	EU	Frank.	EU	EU	Frank.	EU	EU	Frank.	EU	EU	Frank.
	ohne Fr			ohne Fr			ohne Fr			ohne Fr		
	Reales BIP <sup>1</sup>			Beschäftigung <sup>1</sup>			Arbeitskosten <sup>1,2</sup>			Bevölkerung <sup>1</sup>		
1990			2.6			1.0						0.5
1991			1.0			0.2			2.8			0.5
1992	1.5	1.5	1.5	-0.9	-1.0	-0.7	7.3	7.7	5.9	0.5	0.5	0.5
1993	-0.8	-0.8	-0.9	-2.0	-2.2	-1.2	3.2	2.4	5.7	0.5	0.5	0.4
1994	2.4	2.4	2.1	-0.1	-0.1	0.2	2.5	2.5	2.2	0.3	0.3	0.4
1995	2.3	2.4	1.7	0.6	0.6	0.5	3.4	3.4	3.4	0.3	0.3	0.4
1996	1.4	1.5	1.1	0.6	0.6	0.5	2.8	2.9	2.3	0.3	0.3	0.3
1997	2.3	2.5	1.9	0.8	0.9	0.4	0.3	0.3	0.4	0.3	0.3	0.3
1998	2.9	2.7	3.4	1.9	1.9	1.7	0.8	0.5	1.8	0.2	0.2	0.4
1999	2.8	2.7	3.2	2.1	2.0	2.1	2.8	2.7	3.0	0.3	0.2	0.4
2000	3.5	3.4	3.8	2.3	2.3	2.5	2.7	2.8	2.2	0.4	0.3	0.5
2001	1.4	1.3	1.8	1.6	1.4	2.3	2.7	2.8	2.5	0.4	0.4	0.5
2002	0.8	0.7	1.2	0.4	0.3	0.6	2.5	2.5	2.6	0.4	0.3	0.5
	Inflationsrate (VPI) <sup>2</sup>			Abh. Beschäftigte <sup>1</sup>			Produktivität <sup>1,5</sup>			Bevölkerung im erwerbsfähigem Alter (15-64) <sup>1</sup>		
1990						1.5			1.6			
1991	4.3		3.4			0.8			0.8			0.0
1992	3.8		2.5	-1.2	-1.4	-0.1	2.5	2.6	2.2	0.5	0.5	0.2
1993	3.4		2.2	-1.7	-1.9	-0.8	1.2	1.4	0.4	0.4	0.5	0.2
1994	2.8		1.7	-0.4	-0.6	0.6	2.4	2.6	1.9	0.3	0.3	0.2
1995	2.6		1.8	0.6	0.6	0.9	1.6	1.8	1.2	0.2	0.2	0.2
1996	2.3	2.3	2.1	0.5	0.5	0.8	0.8	0.9	0.6	0.2	0.2	0.3
1997	1.7	1.7	1.3	0.8	0.9	0.5	1.5	1.5	1.5	0.2	0.2	0.3
1998	1.2	1.3	0.7	2.0	2.0	1.9	1.0	0.8	1.7	0.2	0.1	0.3
1999	1.1	1.2	0.6	2.1	2.1	2.1	0.7	0.6	1.1	0.1	0.1	0.3
2000	2.1	2.2	1.8	2.4	2.3	2.8	1.1	1.1	1.2	0.2	0.2	0.4
2001	2.4	2.5	1.8	1.6	1.4	2.3	-0.2	-0.1	-0.4	0.3	0.2	0.4
2002	2.3	2.3	1.9	0.6	0.5	1.0	0.4	0.4	0.5	0.3	0.3	0.5
	Realer effektiver Wechselkurs (VPI) <sup>2</sup>			Arbeitslosenquote <sup>2,3</sup>			Lohnstückkosten <sup>2,3</sup>			Erwerbsbevölkerung <sup>1,4</sup>		
1990	8.7		3.2			8.6			-1.6			
1991	-2.8		-3.6			9.1			2.0			0.6
1992	3.7		1.3			10.0	4.8	5.1	3.6	0.0	-0.1	0.4
1993	-5.3		-2.2	10.1	9.9	11.3	2.0	1.0	5.4	0.0	-0.1	0.2
1994	-0.5		-0.6	10.8	10.6	11.8	0.1	-0.1	0.3	0.4	0.3	0.7
1995	6.2		1.4	10.6	10.4	11.3	1.8	1.6	2.2	0.4	0.4	0.3
1996	0.7		1.2	10.8	10.6	11.9	2.0	2.1	1.7	0.8	0.7	1.0
1997	-6.9		-2.9	10.8	10.6	11.8	-1.2	-1.2	-1.1	0.8	0.8	0.4
1998	2.7		0.4	10.2	10.0	11.4	-0.2	-0.3	0.1	1.3	1.4	1.0
1999	-3.8		-2.4	9.4	9.1	10.7	2.0	2.1	1.9	0.9	0.8	1.3
2000	-8.2		-5.8	8.5	8.3	9.3	1.5	1.7	1.0	1.1	1.1	1.0
2001	2.6		-0.5	8.0	7.9	8.5	2.9	2.9	3.0	0.9	0.8	1.0
2002	3.4		0.2	8.4	8.3	8.8	2.1	2.1	2.1	0.9	0.8	1.1

Alle Zahlen sind Wachstumsraten in %, bis auf die Arbeitslosenquote, die im Niveau und in % ausgedrückt ist. EU=Eurozone(12)

<sup>1</sup> AMECO, eigene Berechnungen

2	EUROSTAT, eigene Berechnungen
3	Harmonisiert
4	Statistiken zur Erwerbsbevölkerung (LFS, nicht harmonisiert)
5	Pro Kopf (Reales BIP pro Erwerbstätige)

**Tabelle 2: Verschiedene Quellangaben für die Arbeitszeit**

	1999q1	1999q2	1999q3	1999q4	2000q1	2000q2	2000q3	2000q4
ACEMO (2003) <sup>1</sup>	38.6	38.6	38.3	38.0	37.2	36.9	36.8	36.6
	<i>-0.1</i>	<i>-0.2</i>	<i>-0.6</i>	<i>-0.7</i>	<i>-2.2</i>	<i>-0.7</i>	<i>-0.4</i>	<i>-0.4</i>
DARES (2003) <sup>2</sup>	36.5	36.5	36.3	36.1	35.7	35.4	35.4	35.3
	<i>-0.3</i>	<i>0.0</i>	<i>-0.5</i>	<i>-0.6</i>	<i>-1.1</i>	<i>-0.7</i>	<i>-0.2</i>	<i>-0.2</i>
Unsere Reihe <sup>3</sup>	38.7	38.7	38.6	38.4	38.0	37.7	37.5	37.4
	<i>-0.1</i>	<i>-0.1</i>	<i>-0.3</i>	<i>-0.5</i>	<i>-1.0</i>	<i>-1.0</i>	<i>-0.4</i>	<i>-0.3</i>

Die Zahlen in Kursivschrift sind Wachstumsrate zum Vorquartal in %

<sup>1</sup> Arbeitszeit, sowie sie aus der Umfrage ACEMO gewonnen wird und vom dem Arbeitsministerium (MES-DARES) veröffentlicht wird. Diese Arbeitszeit betrifft nur Vollzeitbeschäftigte, die in großen oder mittleren Unternehmen (>10 Beschäftigte) tätig sind (Datenstand: Nov. 2003).

<sup>2</sup> Vom MES-DARES korrigierte Arbeitszeit, um Teilzeitbeschäftigte und Beschäftigte kleinerer Unternehmen zu berücksichtigen. Zusätzlich wird der statistische Bruch in der Arbeitszeitdefinition, die durch die Reform "Aubry II" eingeführt wurde, korrigiert. Diese Zeitreihe beginnt erst 1993 und konnte deshalb in dieser Analyse nicht verwendet werden.

<sup>3</sup> Siehe Anhang für eine genaue Beschreibung der Herleitung.

## 2 Theorie, Institutionen und frühere Studien

### 2.1 Ein Blick auf die jüngere Debatte zur Arbeitszeitverkürzung

Ökonomen neigen dazu, eine Verkürzung der Arbeitszeit kritisch zu betrachten; eine Haltung, die auf die in vielen öffentlichen Debatten fälschlicherweise getroffene Annahme zurückzuführen ist, die Menge der eingesetzten Arbeit sei fix (der lump-of-labor-Trugschluss, s. z.B. Layard, Nickell und Jackman 1991; Snower 1997). Dennoch liefern theoretische Studien zumeist zweideutige Ergebnisse in Abhängigkeit von dem konkret angenommenen Modell oder Parameterwerten.

So sagt das Referenzmodell von Calmfors und Hoel (1988) auch in seiner

skeptischsten Variante nur dann einen eindeutig negativen Effekt auf Output und Beschäftigung voraus, wenn die Entlohnung von Überstunden konstant ist. Bei einem progressiven Prämiensystem jedoch wird das Ergebnis ungewiss. Die Prognosen des Modells von FitzRoy, Funke und Nolan (2002) sind optimistischer, obwohl es die gleichen Schlussfolgerungen wie das Modell von Marimón und Zilibotti (2000) zulässt, in dem jedoch eine mögliche Ausweitung der Beschäftigung mit geringeren Unternehmensgewinnen einhergeht. Im Gegensatz hierzu ist in den Matching-Modellen von Rocheteau (2002) und Ortega (2003) eine Pareto-Verbesserung möglich, in denen eine geringere Regelarbeitszeit den Unternehmen flexiblere Reaktionsmöglichkeiten auf Nachfrageschocks einräumt.

Auch die empirischen Studien ergaben unterschiedliche Ergebnisse. Crépon und Kamarz (2002) analysieren die Verkürzung der Arbeitszeit von 40 auf 39 Stunden in Frankreich im Jahre 1982, bei der dem vollen Lohnausgleich keine neuen organisatorischen Möglichkeiten für die Unternehmen gegenüberstanden, so dass der negative Beschäftigungseffekt nicht überrascht. Hunt (1999) untersucht eine ähnliche Reform ohne Lohnzurückhaltung für Westdeutschland im Zeitraum 1984-1994. Je nach verwendeten Daten und Methoden ergaben sich zumeist insignifikante Koeffizienten mit beiden Vorzeichen. Im Gegensatz dazu konnten Franz und König (1986) einen teilweise positiven Effekt einer Arbeitszeitverkürzung auf die Beschäftigung in Westdeutschland (S. 241) nachweisen, obwohl ihre Studie sich nicht schwerpunktmäßig mit Arbeitszeitverkürzung befasste.<sup>1</sup>

Im Unterschied zu früheren Versuchen bestand das Reformpaket in Frankreich 2000 aus einer Arbeitszeitverkürzung im Gegenzug zu Steuerkürzungen und nachfolgenden Beschränkungen des Lohnanstiegs. Außerdem wurde nicht die Wochen-, sondern die Jahresarbeitszeit reduziert, während Firmen nach der Reform flexibler über den kurzfristigen Arbeitseinsatz ihrer MitarbeiterInnen entscheiden konnten. Dieses Bündel an Maßnahmen könnte deshalb effektiver als frühere Reformversuche gewesen sein.

## **2.2 Der institutionelle Hintergrund in Frankreich**

Die Verkürzung der Regelarbeitszeit wurde in verschiedenen Stufen eingeführt. Das

---

1 Die Aufzählung empirischer Arbeiten ist selbstverständlich nicht abschließend, spiegelt aber den gegenwärtigen Stand der Forschung wider; nämlich, dass die Ergebnisse nicht eindeutig sind und ein Konsens bisher nicht gefunden werden konnte. Weitere Nachweise finden sich in Ortega (2003), Marimon und Zilibotti (2000) und Hunt (1999). Die Verbindung zwischen den tatsächlich gearbeiteten und den gesetzlich fixierten Stunden wird für die USA von Trejo (1991) und Costa (2000) untersucht; sie argumentieren, dass eine Verkürzung der Regelarbeitszeit irrelevant sei, sofern Unternehmen und Arbeiter ein konstantes Paket an Gesamtlohneinkommen und tatsächlichem Arbeitspensum aushandeln würden. Sie zeigen allerdings die Nicht-Neutralität verringerter Arbeitszeit, während Trejo (2001) die Irrelevanz der Arbeitszeitverkürzung nicht verwerfen kann.

erste Gesetz (Robien), das darauf abzielte, die Arbeitszeit zu verkürzen, wurde im Juni 1996 verabschiedet. Die auf freiwilliger Basis umzusetzenden Maßnahmen hatten nur geringe Auswirkungen und betrafen nur 0,3 Millionen Arbeitnehmer zwischen Juni 1996 und Juni 1998 (Passeron 2002).

Der Kern des Reformprojektes wurde in zwei Stufen implementiert. Zuerst wurde das Robien-Gesetz durch das Aubry-I-Gesetz im Juni 1998 ersetzt, mit dem die gesetzliche Regelarbeitszeit auf 35 Stunden pro Woche verringert wurde (Martine Aubry war Arbeitsministerin von Juni 1997 bis Oktober 2000). Während es für Unternehmen mit mehr als 20 Arbeitnehmern zwingend ab dem 1. Januar 2000 eingeführt wurde, waren kleinere Unternehmen bis zum Januar 2002 vorerst nicht betroffen. Zusätzlich wurde ein Anreizschema eingeführt, um eine schnellere, *effektive* Umsetzung zu fördern. Wichtigste Ausnahme dieser Gesetzgebung war der Staatsdienst (nicht jedoch die staatseigenen Betriebe). Ungefähr 16 Millionen Arbeitnehmer waren von dieser Reform potenziell betroffen (DARES 2002), von denen ungefähr ein Drittel in kleinen Unternehmen beschäftigt waren. (Insgesamt gab es in Frankreich im Jahre 2001 ungefähr 22 Millionen Beschäftigte.)

Der Anreizmechanismus nach Aubry-I ermöglichte Verringerungen der Sozialbeitragszahlungen für die Unternehmen, die die Arbeitszeit effektiv verkürzten und ein gewisses Maß an Beschäftigung garantierten; eine nützliche Quelle für die Details der Reform ist Passeron (2002). Von den Unternehmen, die eine Verringerung der Arbeitszeit bis zum Ende 2001 durchsetzten, nahmen 58% am Aubry-I-Anreizmechanismus teil (das deckt 28% der Arbeitnehmer ab, deren Arbeitszeit reduziert wurde).

Während der zweiten Phase (Aubry-II, verabschiedet im Dezember 1999/Januar 2000) wurde der Übergang von der 39- zur 35-Stunden-Woche bestätigt und ein System struktureller Hilfsmechanismen geschaffen. Während das Aubry-I-Schema für größere Firmen auslief, wurde das System für kleinere Unternehmen bis 2002 fortgesetzt. Die strukturellen Hilfsleistungen sind abhängig vom Lohnniveau; die durchschnittliche Steuervergünstigung pro Jahr und Angestellten beläuft sich auf EUR 1067 (Passeron 2002); das System war ferner nicht länger bedingt durch garantierte Beschäftigungszahlen. Zusätzlich dazu wurde die freiere Verteilung der wöchentlichen Arbeitszeit über das Jahr ermöglicht, sowie für eine Übergangsperiode von einem Jahr die Überstundenprämie für die ersten vier Stunden von 25 auf 10% reduziert (die nächsten vier Stunden wurden weiterhin mit 25% zusätzlich entlohnt, darüber hinausgehende Überstunden müssen mit 150% prämiert werden). Diese Verkürzung der Arbeitszeit wurde vor allem begleitet von einem anfänglichen Lohnausgleich (Pham 2002), so dass beispielsweise im Jahre 2000 98% der von Aubry II betroffenen Arbeitnehmer vollen Lohnausgleich genossen; andererseits waren jedoch ein Drittel von völlig stagnierenden und 14% von jedenfalls nur begrenzt wachsenden Löhnen in den folgenden ein bis drei Jahren betroffen.



Abschließend sollte angemerkt werden, dass die betrachtete Reform auf bestimmte Art und Weise bereits Geschichte ist: sogleich nach ihrer Wahl Anfang des Jahres 2002 begann die neue Mitte-Rechts Regierung, die Reformen umzukehren.

## 2.3 Frühere Studien

Abgesehen von der bereits angeführten deskriptiven Evidenz der Studie von DARES (2002) basieren die makroökonomischen Studien für Frankreich auf ex-ante Simulationen wie z.B. im Rahmen der Makromodelle des OFCE Instituts, der Zentralbank (BdF) und des Finanzministeriums (MINEFI). Einen Überblick bieten Conseil Supérieur de l'emploi, de revenus et des coûts (1998), DARES-BDF-OFCE (1998), DARES-BDF-OFCE (1998) oder Commissariat Général du Plan (2001). Abhängig von den unterschiedlichen Annahmen variiert die Bewertung der Beschäftigungseffekte von optimistisch (bis zu 700.000 zusätzliche Arbeitsplätze in den Simulationen des OFCE und der BdF) bis skeptisch (zwischen 200 und 300.000 gemäß den Prognosen des MINEFI; sofern eine Blockade zwischen Gewerkschaften und Arbeitgebern angenommen wird, werden sogar negative Effekte prognostiziert).

Die bestehenden mikroökonomischen Studien (die auf beobachteten Werten basieren) verwenden Samples von Unternehmen mit bestimmten Charakteristika, offensichtlich aufgrund der unzureichenden Datenlage. So untersucht Passeron (2002) beispielsweise nur Unternehmen des Aubry-I-Schemas und kommt zu dem Schluss, dass der Beschäftigungszuwachs im Zuge der Arbeitszeitverkürzung zwischen 6 und 7,5% liege. (Mitnahmeeffekte seien laut Passeron nicht in diesen Zahlen berücksichtigt.) Der resultierende Produktivitätszuwachs in seiner Studie liegt bei 4 Prozent und damit unterhalb der Schätzungen, die oft aus theoretischen Arbeiten hervorgehen. Gemäß seiner Studie verringerten die staatlichen Subventionen die Arbeitsgesamtkosten der Aubry-I-Unternehmen um 4%. Zudem schätzt er einen günstigen „Anti-Betriebszugehörigkeits“-Effekt von 1%, der dadurch zustande kommt, dass neu angestellte Arbeitnehmer relativ zu ihrer Produktivität billiger zu beschäftigen sind. Der Lohnausgleich liegt bei ungefähr 0,8%, so dass die Arbeitszeitverkürzung in etwa kostenneutral bis zum Jahre 2002 verlief. Jedoch kann diese Studie für aggregierte Daten nicht repräsentativ sein, und auch das Vorzeichen des Bias ist zweideutig, denn Unternehmen, die bis zum Jahre 2000 gewartet haben, um ihre Arbeitswoche zu verkürzen, erhalten zwar weniger Subventionen, sehen sich allerdings auch geringeren Restrukturierungskosten gegenüber. In einer anderen Studie vergleicht Bunel (2002) anhand eines speziellen Daten-Sets („Passages“) alle Unternehmen, die ihre *effektive* wöchentliche Arbeitszeit auf 35 Stunden reduziert haben.

Die vorhandene Makroevidenz bezieht sich nur auf denkbare Szenarien und es bleibt unklar, welche Implikationen aus den selektiven Mikrostudien für das aggregierte

Niveau gewonnen werden können. Eine empirische makroökonomische Analyse erscheint deshalb sinnvoll und soll im Folgenden vorgestellt werden.

## **3 Empirische Methoden und Ergebnisse**

### **3.1 Variablen und Daten**

Unter den Bedingungen unvollkommenen Wettbewerbs werden Preise und Löhne simultan von den Wirtschaftssubjekten gesetzt; siehe z.B. Layard, Nickell, and Jackman (1991), in deren Studie die Arbeitslosenquote auf das System rückwirkt. Daher werden die folgenden Variablen benötigt: Löhne, Preise, ein Maß für die Beschäftigung, realer Output und die Arbeitslosenrate.

Für Löhne bestehen im Wesentlichen drei Möglichkeiten: 1. Gesamtlohnkosten einschließlich der Sozialversicherungsbeiträge, die von den Arbeitgebern entrichtet werden; 2. „Bruttolöhne“, die nur die Sozialversicherungsbeiträge und Steuern einschließen, die vom Arbeitnehmer selbst getragen werden; 3. Nettolöhne ohne Steuern oder Sozialversicherungsbeiträge. Für die Preissetzung und die Nachfrage nach Arbeit sind die Gesamtlohnkosten offensichtlich die richtige Variable. Für die Festsetzung der Löhne könnte auch das Niveau der Nettolöhne relevant sein; dennoch beschränken wir uns auf die erste Größe, nicht zuletzt weil Zeitreihen mit Nettolöhnen nur schwer verfügbar sind.

Was die Preise betrifft, so ist für die Nachfrage nach Arbeitskräften und die Preissetzung der BIP-Deflator wichtig, wohingegen eine Ergänzung um den Konsumentenpreis-Index (VPI) für eine Analyse der Lohnfestsetzung von Interesse ist. Wir haben uns für den BIP-Deflator entschieden, im Übrigen weisen beide Preisindizes in etwa die gleiche Entwicklung auf (wird nicht gezeigt), so dass die Entscheidung gegen den VPI unproblematisch ist.

Beschäftigung ist entweder das Arbeitsvolumen (in Stunden) oder die Zahl der Beschäftigten, wobei die durchschnittliche Arbeitszeit die zwei Konzepte verknüpft. Da die pro Person gearbeiteten Stunden eine zentrale Variable in der vorliegenden Studie ist, werden wir beide Beschäftigungsmaßzahlen aufnehmen. Für den realen Output wird wie üblich das reale BIP verwendet, die ausgewählte Arbeitslosenquote ist die nach ILO-Definitionen.

Wenn man die ausgewählten Variablen betrachtet, könnte man argumentieren, dass möglicherweise wichtige Variablen fehlen. Abgesehen von dem Preis/Steuer-Keil und den Importpreisen gibt es zahlreiche denkbare Ergänzungen. Zum Beispiel können die Kapitalnutzungskosten eine wichtige Rolle als Teil der Grenzkosten spielen, ebenso,

wie die Nachfrage nach Arbeit unter Umständen von der sektoralen Zusammensetzung des Outputs abhängt. Weil wir jedoch mit einem gut zu handhabenden Arbeitsmarktmodell arbeiten wollen, werden wir uns nicht in diese Themenkomplexe vertiefen, sondern vielmehr bei der Analyse einem pragmatischeren Ansatz folgen.

Die verwendeten Daten stammen von der OECD, dem Französischen Statistikamt (INSEE) und der statistischen Abteilung des Französischen Ministeriums für Arbeit; alle Zeitreihen enthalten saisonbereinigte Daten. Die Namen der Variablen, ein Überblick über die Quellen und die Berechnungsmethoden sind in Tabelle 3 zusammengestellt. Die analysierten Zeitreihen in der Abbildung 1 sind mit einigen antizipierten Transformationen dargestellt:  $LW_{Real_t} = LW_t - LPY_t$  bezeichnet die realen Stundenlohn und  $Infl_t = \Delta LPY_t * 400$  ist die erste Differenz des logarithmierten Preisniveaus und damit die Inflationsrate.

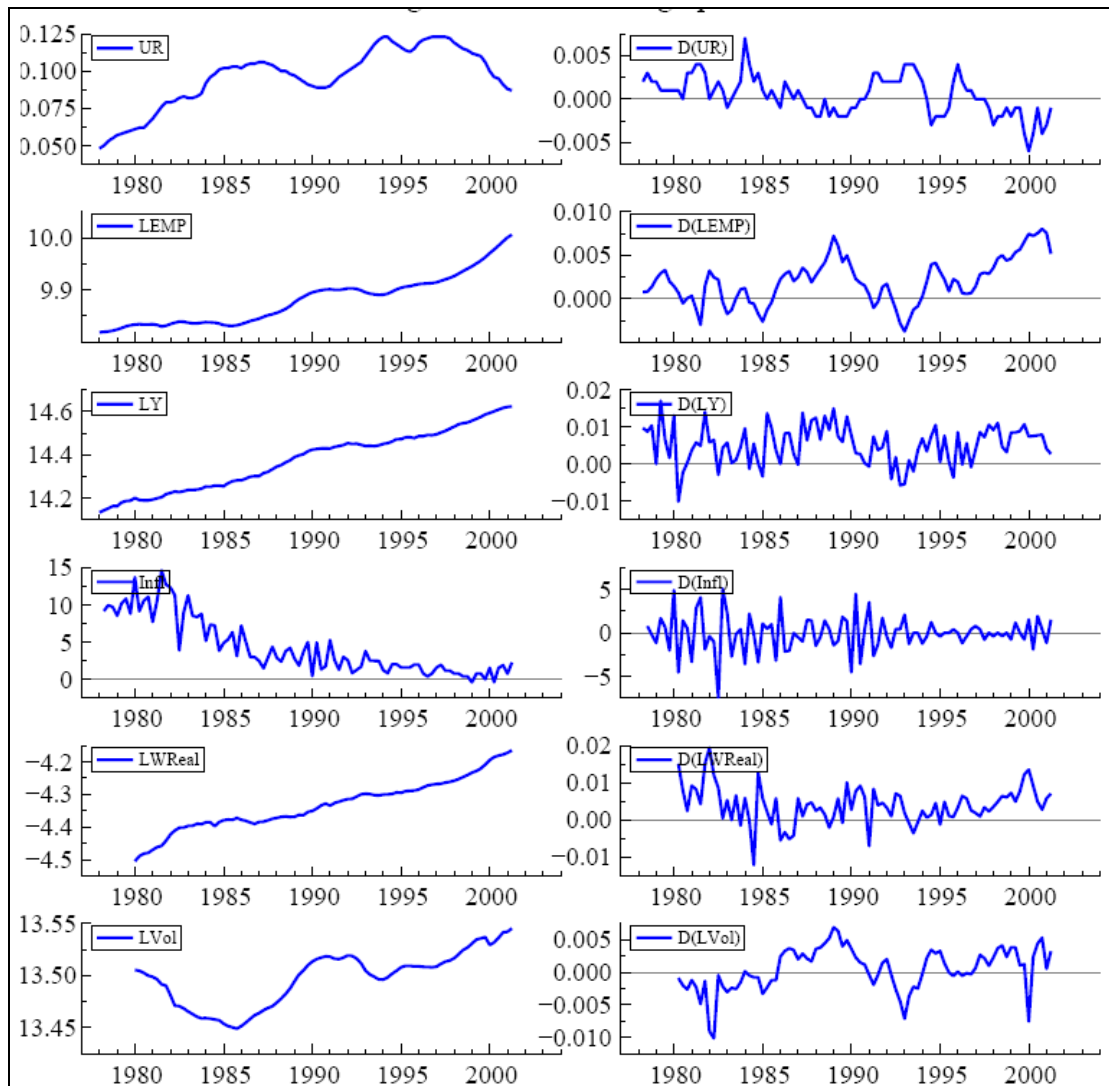
Die grundsätzliche Auswahl des Samples wurde von zwei Tatsachen bestimmt: Erstens sind die Daten über die gearbeiteten Stunden erst seit dem Jahr 1980 verfügbar, zweitens verhält sich die Arbeitslosenrate bereits gegen Ende des Jahres 1999 instabil, wie die Systemanalyse weiter unten zeigt. Deshalb wurde die Schätzperiode auf den Zeitraum von 1980q1 bis 1999q3 begrenzt; die anfänglichen Beobachtungen werden als Startwerte für die notwendigen verzögerten Regressoren verwendet.

**Tabelle 3: Beschreibung der Daten**

Abkürzung	Bedeutung	Quelle / Beschreibung
UR	Arbeitslosenquote	Standardisierte Arbeitslosenquote (ILO Konzept) von der OECD.
LEMP	Anzahl der abh. Beschäftigte (logarithmiert)	INSEE.
LY	Reales BIP (in Preisen von 1995, logarithmiert)	Aus OECD Main Economic Indicators (MEI).
LPY	BIP-Deflator (1995=100, logarithmiert)	Aus OECD MEI. Die erste zeitliche Differenz ( $\Delta LPY = LPY_t - LPY_{t-1}$ ) wird mit 400 multipliziert, um annähernd die annualisierte Inflationsrate zu bekommen. $Infl_t = \Delta LPY_t * 400$
LW	Stundenlohn (logarithmiert)	Arbeitskosten aus der OECD-VGR auf Quartalsbasis im Verhältnis zu den Arbeitsstunden (siehe unten).

LVol	Arbeitsvolumen der abh. Beschäftigte in Stunden (logarithmiert)	Siehe Anhang.
LWReal	Realer Stundenlohn (logarithmiert)	$LWReal = LW - LPY$

**Abbildung 1: Verwendete Zeitreihen**



**Anmerkung:** Linke Spalte: einzelne Komponenten des Vektors  $y_t$ . Rechte Spalte: Erste Differenzen. Die Inflationsrate ist eine Jahreswachstumsrate.

### 3.2 Vorläufige univariate Datenanalyse

Offensichtlich zeigt die Inflationsrate ausgesprochen persistentes Verhalten, so dass

die Verwendung des Preisniveaus schwierig wäre; die Inflationsrate selbst kann jedoch als integrierte Zeitreihe (I(1)) in das multivariate System aufgenommen werden. Deshalb wurde anstelle der Nominallöhne die Reallöhne „LWReal“ (=LW-LPY) in das System integriert. Der Vektor der Variablen ist damit gegeben als:

$$y_t = (UR_t, LEMP_t, LY_t, Infl_t, LWReal_t, LVOL_t)$$

Die Ergebnisse der Einheitswurzeltests sind in Tabelle 4 dargestellt. Für alle Zeitreihen mit möglicher Ausnahme des Arbeitsvolumens kann die Nullhypothese einer Einheitswurzel nicht verworfen werden. Auch wenn dies *per se* kein Problem darstellt, so wäre ein weiterer Test im Systemzusammenhang doch von Interesse (siehe unten).

**Tabelle 4: ADF-Einheitswurzeltests**

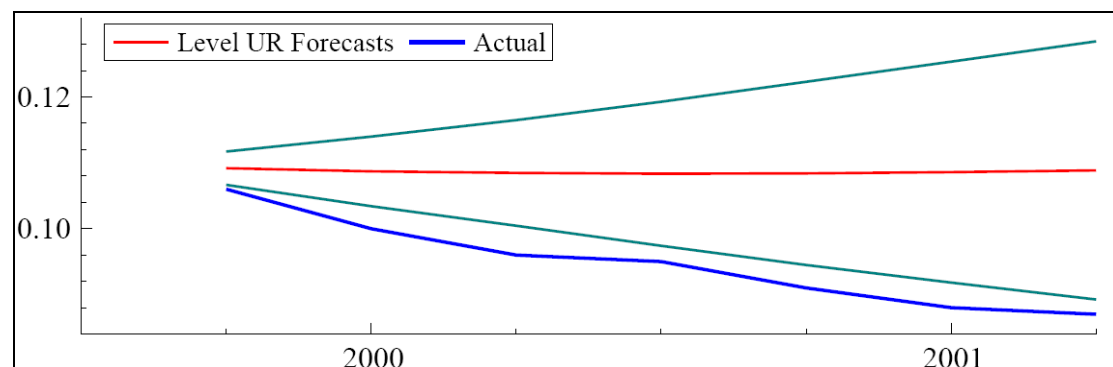
Variable	Deterministik	lags ( $\Delta$ )	Schätzzeitraum	ADF stat
UR	Konst	4	1980q1-1999q3	-2.41
LEMP	Trend, Konst	5	1980q1-1999q3	-2.55
LY	Trend, Konst	7	1980q1-1999q3	-2.26
LY	Trend, Konst	3	1980q1-1999q3	-2.36
Infl	Konst	5	1980q2-1999q3	-1.53
LWReal	Trend, Konst	2	1982q1-1999q3	-2.67
LWReal	Trend, Konst	1	1982q1-1999q3	-2.26
LVol	Trend, Konst	5	1981q3-1999q3	-3.37
LVol	Trend, Konst	7	1982q1-1999q3	-3.89*
LVol	Trend, Konst	5	1982q1-1999q3	-3.65*

**Anmerkung:** Ein (zwei) Stern(e) 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.

Bevor die Systemanalyse durchgeführt wird, wenden wir uns einer einfachen univariaten Prognose der Arbeitslosigkeit nach der Arbeitszeitverkürzung zu, die mit Hilfe eines Standard ARIMA-Modells für den Datensatz von 1978q2 bis 1999q3 getroffen wird. Nach Einführung der Einheitswurzel-Restriktion und der Eliminierung der insignifikanten Terme erhalten wir eine ARIMA(3,1,2)-Spezifikation. Die Vorhersagen für den Zeitraum nach 1999q3 auf Basis dieses Modells werden in Abbildung 2 zusammen mit den Konfidenzintervallen des Prognosefehlers und der tatsächlich beobachteten Entwicklung dargestellt. Die Entwicklung der Arbeitslosenrate wird nicht deutlich überschätzt, vielmehr behandelt das Modell die Arbeitslosenrate mehr oder weniger in einem Random-Walk-Muster und

prognostiziert damit Werte nahe dem des zuletzt Beobachteten. Dies provoziert damit automatisch die Frage, ob die in anderen Variablen enthaltenen Informationen uns bessere Vorhersagen erlauben, oder ob das Scheitern der Prognose von einem durch die Politikmaßnahmen hervorgerufenen Strukturbruch herrührt.

**Abbildung 2: Univariate Prognose der Arbeitslosenquote ab dem 4. Quartal 1999**



**Anmerkung:** Prognose der französischen Arbeitslosenquote vom 4. Quartal 1999 bis zum 2. Quartal 2001. Die Bänder bezeichnen die 95%-Prognosekonfidenzbänder unter Berücksichtigung der Varianzen der Innovationen sowie der Schätzunsicherheit.

### 3.3 Das multivariate Prognosemodell

Der statistische Rahmen unserer Analyse ist ein Vektor-Autoregressives Modell (VAR), das von einer Vielzahl empirischer makroökonomischer Studien benutzt wird.<sup>2</sup> Wir fassen die  $n=6$  Variablen im Spaltenvektor  $y_t$  für  $t=1\dots T$  zusammen, wobei in unserem Fall je nach Modellvariante  $T=1999q3$  oder  $1999q4$  ist. Damit hat das VAR die folgende Form:

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

Als deterministische Terme werden eine Konstante  $\mu$  und ein linearer Trend (der als Proxy für technischen Fortschritt etc. mit dem Koeffizienten  $\tau$  dient) zugelassen. Nach der erforderlichen äquivalenten Reparametrisierung erhält man das folgende Vektor-Fehlerkorrektur-Modell (VECM):

<sup>2</sup> Für eine Lehrbuchdarstellung siehe Lütkepohl (1991), und für einen theoretischen Überblick über VARs mit Kointegration siehe Johansen (1995). Die dargestellten Ergebnisse wurden hauptsächlich mit PcGive 10 berechnet, siehe Doornik und Hendry (2001), mit Ausnahme der Bartlett-Korrektur des Rangtests, die mit dem in Johansen (2002) genannten RATS-Programm durchgeführt wurde.

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

Wir übernehmen die konventionelle Bezeichnung für die Matrix der Kointegrationsvektoren  $\beta$  und die Matrix der Anpassungskoeffizienten  $\alpha$ , beide mit der Dimension  $n \times r$  für einen gegebenen Kointegrationsrang  $r$ , so dass gilt:  $\Pi = \alpha \beta'$ . Der lineare Trend kann nur in den Kointegrationsrelationen auftauchen, d.h. es muss gelten:  $\tau = \alpha \rho'$  ( $\rho$  variiert frei).

Zuerst muss eine Entscheidung darüber getroffen werden, wie viele Lags in das VAR eingeführt werden müssen. Wir rechnen mit maximal sechs Lags, da dieses bereits bedeutet, 36+2 Parameter in jede Gleichung aufnehmen zu müssen. Zudem weisen das Schwarz- und das HQ- Informationskriterium ein  $K=2$  aus, lediglich das (inkonsistente) Akaike-Kriterium wählt  $K=6$ . Dennoch wählen wir  $K=3$  wegen der verbleibenden Residuen-Autokorrelation bei nur zwei Lags. Der einzige Ausreißer im Quartal 1984q1 (insbesondere in der Gleichung für die Arbeitslosigkeit) verzerrt die ansonsten Gauß'schen Eigenschaften der Innovationen, so dass wir eine restringierte Impuls-Dummy für diese Beobachtung einfügen.<sup>3</sup> Damit sind die Diagnosen der Residuen vollkommen zufriedenstellend, wie Tabelle 5 zeigt.

**Tabelle 5: Diagnostische Tests für das Niveau-Modell (VAR) mit drei Lags**

$\Delta UR$	$\Delta LEMP$	$\Delta Y$	$\Delta infl$	$\Delta LWReal$	$\Delta LVol$
Test auf Abwesenheit von Autokorrelation (1-5), F(5,47)					
.23	.82	.44	.28	.81	.34
Test auf Normalität, $\chi^2(2)$					
.42	.16	.63	.25	.41	.22
Test auf Abwesenheit von ARCH (1-4), F(4,30)					
.49	.83	.61	.42	.54	.14

**Anmerkung:** Schätzzeitraum: 1981q2-1999q3. Das Niveau Modell (VAR mit  $K=3$  Lags) ist unrestringiert, was den Kointegrationsrang betrifft. Deterministik: linearer Trend, Konstante, Impulsdummy für 1984q1 und ihre Differenz (siehe Text für Erklärung). Die Zahlen sind p-Werte.

Der Rang der Matrix  $\Pi$  ist eine wichtige Eigenschaft des Systems, obwohl es für Vorhersagen nicht so bedeutend ist wie für andere Analysen. Wir verwenden das bekannte Johansen-Verfahren, das restringierte Trends erlaubt, siehe Tabelle 6.

3 „Restringiert“ bedeutet, dass die Impuls-Dummy  $i_{84q1_t}(\dots, 0, 0, 1, 0, 0, \dots)$  nur in den Niveaus der Daten und nicht in den Differenzen zugelassen wird. Das wird erreicht, indem  $i_{84q1_t}$  in den Kointegrationsraum und ihre Differenz  $\Delta i_{84q1_t}$  unbeschränkt im VAR zugelassen wird.

Johansen (1995) zeigt, dass dieses Testverfahren unverzerrt ist, sofern Rangtests als eine Folge interpretiert werden, die mit dem Rang Null beginnen und bei der ersten insignifikanten Teststatistik stoppen. Auf den ersten Blick sind alle Spur-Teststatistiken (in der dritten Spalte) signifikant, so dass von einem (trend-)stationärem VAR ohne jegliche Einheitswurzeln im System ausgegangen werden könnte. Abgesehen von der Tatsache, dass dies der Evidenz der univariaten Einheitswurzel-Tests widersprechen würde, wäre dies für solche makroökonomischen Zeitreihen ausgesprochen ungewöhnlich.

Allerdings überschreitet der Rangtest bei kleinen Stichproben sein nominales Signifikanzniveau (d.h., er verwirft zu oft, obwohl die Nullhypothese wahr ist), so dass das nominelle Resultat übertrieben erscheint. Glücklicherweise existiert eine neue Methode, diesen Verdacht zu untersuchen: Basierend auf dem Prinzip der Bartlett-Korrektur hat Johansen (2002) einen Korrekturfaktor für die Rangteststatistik entwickelt. Die Idee dahinter ist es, den Erwartungswert der Teststatistik für gegebene Modelle in kleinen Stichproben zu finden, ihn mit den asymptotischen Werten zu vergleichen und anschließend den entsprechenden Korrekturfaktor abzuleiten. Offensichtlich hängt dieser Faktor von Störgrößen ab, die asymptotisch (und deshalb für den Standardtest) irrelevant sind. Der Faktor wird auf die gemessene Teststatistik angewandt, so dass sich die Verzerrung des Tests verringert. Simulationsstudien zeigen positive Ergebnisse.

Um die Bartlett-Korrekturen für die letzten vier Nullhypothesen zu berechnen, haben wir vier Mal das VAR mit dem entsprechenden Rang unter der jeweiligen Nullhypothese geschätzt, um die notwendigen Schätzungen der Parametermatrizen zu erhalten. Diese wurden in das Programm von Johansen eingegeben; die Länge des Lags wurde bei  $K=3$  belassen. Die Ergebnisse dieses Verfahrens sind dargestellt in der letzten Spalte der Tabelle 6, und sie verändern das Testergebnis maßgeblich: Wir müssen bei der Interpretation der Folge der korrigierten Spurtests aufhören bei  $H_0:r=4$ ; dies ist die erste verworfene Nullhypothese. Diese Wahl impliziert, dass  $n-r=2$  unabhängige stochastische Trends das System treiben, was als plausible Eigenschaft eines solchen Systems angesehen werden kann. Die Ergebnisse sind jedoch nicht eindeutig klar, denn auch  $H_0:r=5$  wird abgelehnt, wird es isoliert betrachtet. Wie vorher dargestellt ist dies jedoch irrelevant für die korrekte Teststrategie. Auch die geschätzten charakteristischen Wurzeln des Systems (aus Platzgründen weggelassen) unterstützen die Wahl genau zweier Einheitswurzeln. Deshalb fahren wir mit einem auferlegten Kointegrationsrang von  $r=4$  fort.



**Tabelle 6: Johansen-Kointegrationstests**

Eigenwerte	H0: $r \leq$	Spurenstatistik	p-Wert	Bartlett korrigierte Statistik
	0	209**	0.000	
0.65	1	132**	0.000	
0.51	2	79.4**	0.001	63.0*
0.30	3	52.7**	0.003	42.5*
0.26	4	30.9**	0.009	24.8
0.20	5	14.1*	0.026	12.5*
0.17	6			

**Anmerkung:** Schätzzeitraum: 1981q2-1999q3, 3 lags (d.h. 2 verzögerte Differenzen), restringierter Trend und restringierte Impulsdummy für 1984q1 (siehe Text für Erklärung). Signifikanz zum 5% bzw. 1%-Niveau wird durch \* bzw. \*\* angezeigt. Für die Bartlett-Korrektur siehe Text.

Es geht über das Ziel dieser Arbeit hinaus, eine strukturelle Analyse des französischen Arbeitsmarktes zu liefern. Dieser Aspekt und der relativ hohe Kointegrationsrang hielten uns davon zurück, die Kointegrationsbeziehungen ökonomisch zu identifizieren. Wir haben jedoch überprüft, dass keine schädlichen Normalisierungen verwendet wurden, also z.B. keine Nullparameter auf eins normalisiert wurden.

Wir können damit eine ganze Reihe von Hypothesen innerhalb des kointegrierten VARs untersuchen: Zuerst betrachten wir die mögliche Trendstationarität des logarithmierten Arbeitsvolumens. Dies testen wir als die Hypothese, dass LVol alleine eine der Komponenten des Kointegrationsraumes ist. Der LR-Test dieser Restriktion kann nicht verworfen werden (mit  $\chi^2(2)=3,76$ ,  $p=0,15$ ). Eine zweite interessante Frage ist, ob ein linearer Trend tatsächlich in den Kointegrationsbeziehungen benötigt wird. Der entsprechende Ausschluss wird klar verworfen ( $\chi^2(4)=32,1$ ,  $p=0,00$ ), so dass der Trend essenziell für ein entsprechendes Modell ist. Abschließend ist anzumerken, dass der Output nicht auf Gleichgewichtsabweichungen reagiert (getestet als Nullzeile in der  $\alpha$ -Matrix,  $\chi^2(4)=3,56$ ,  $p=0,47$ ) und daher schwach exogen für die langfristigen Parameter ist. Das erklärt zum Teil, warum der Output im Modell nicht von Strukturbrüchen betroffen ist, siehe unten.

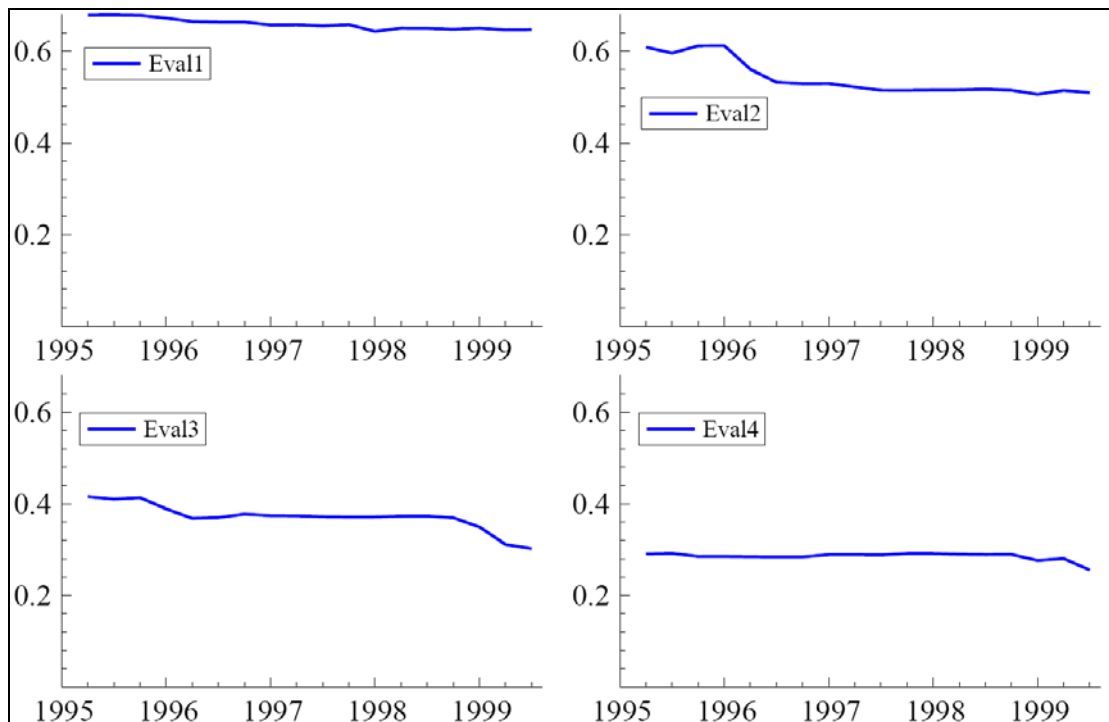
### 3.4 Stabilität des Modells und die Wahl des Datums des Strukturbruchs

Abschließend wird die Stabilität des Modells überprüft. Insbesondere für unsere Zwecke ist eine stabile Spezifikation während der Schätzperiode offensichtlich eine

wünschenswerte Eigenschaft, da ein instabiles Modell keine nützlichen Vorhersagen zulassen würde.

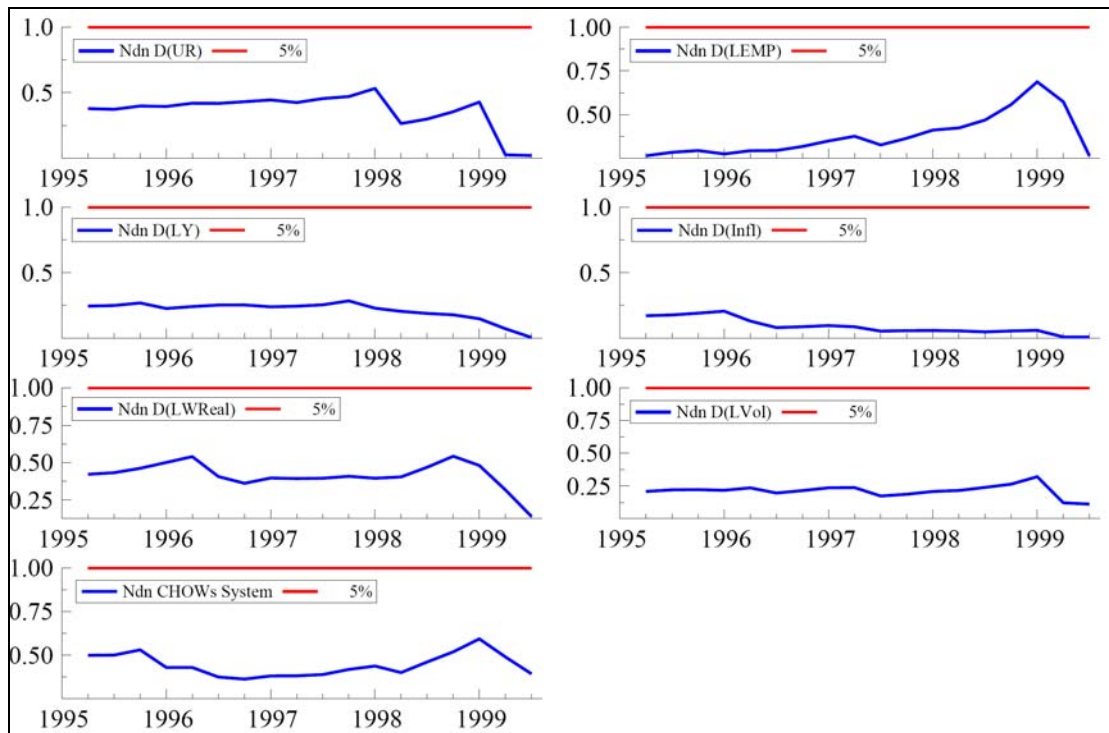
Verschiedene rekursiv geschätzte Teststatistiken implizieren eine Stabilität der Parameter für die beschriebene Stichprobe bis 1999q3, wie die Abbildungen 3 bis 5 zeigen. Das bedeutet, dass die quantitativen Wirkungen der vorangegangenen Reformen (Robien und Aubry I) klein waren und einfach unter den Fehlerterm subsumiert werden konnten.

**Abbildung 3: Rekursive Eigenwerte**



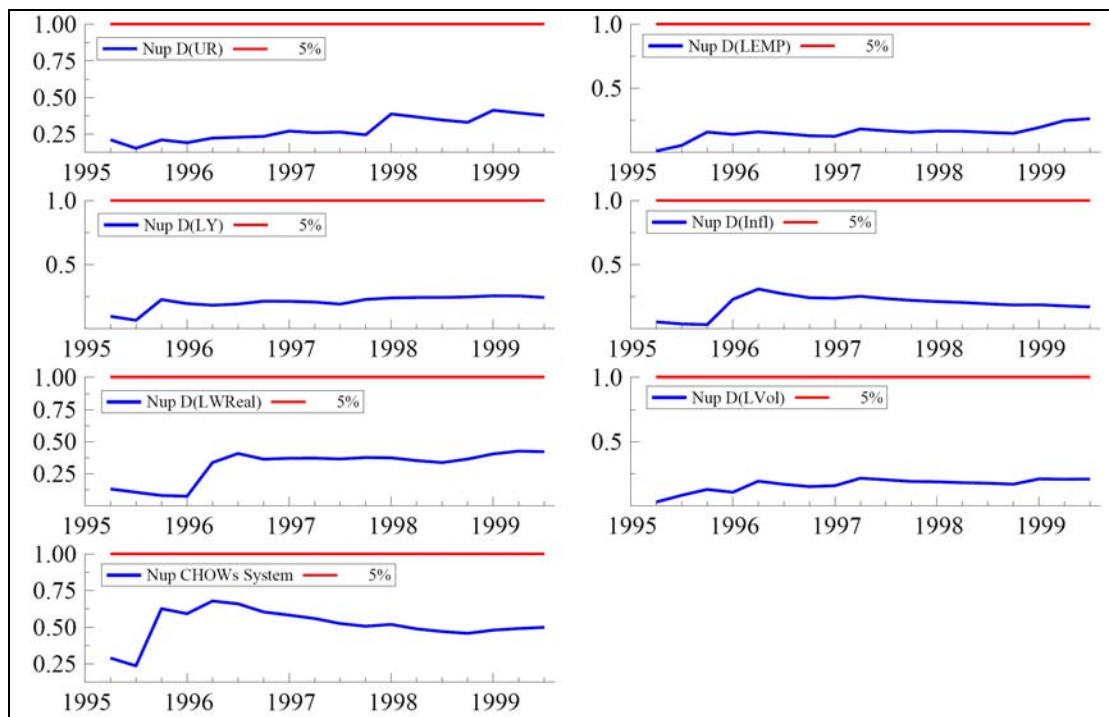
**Anmerkung:** Diese rekursiv geschätzten Eigenwerte sind aus dem Modell mit reduziertem Rang ( $r=4$ ) entnommen. Fluktuierende Schätzergebnisse würden auf Instabilität des Kointegrationsraums hinweisen.

**Abbildung 4: Strukturbruchtests (Chow, breakpoint)**



**Anmerkung:** Die Teststatistiken beruhen auf den Prognosewerten vom entsprechenden Datum auf der X-Achse bis zum Ende des Zeitraums und sind so normiert, dass die 5%-kritischen Werte gleich 1 gesetzt sind. Das zugrunde liegende Modell ist das im Text beschriebene Modell mit  $K=3$  und  $r=3$ .

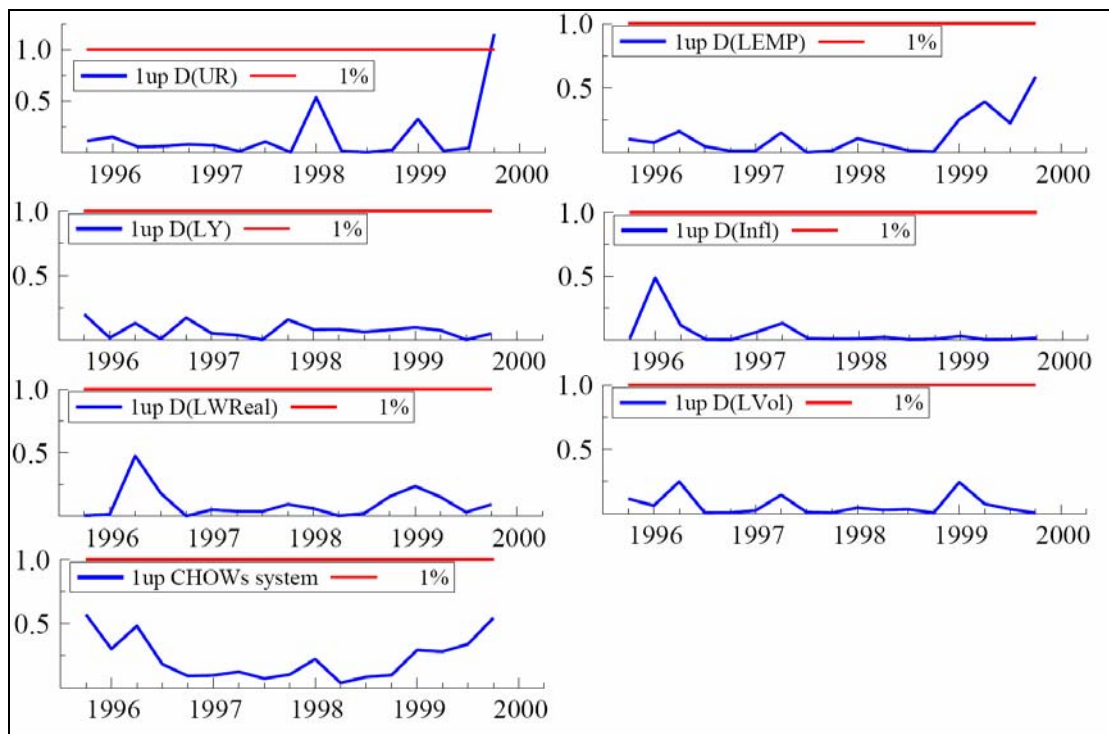
**Abbildung 5: Strukturbruchtests (Chow, forecast)**



**Anmerkung:** Die Teststatistiken beruhen auf den Prognosewerten von einem fixierten Datum bis zum entsprechenden Datum auf die X-Achse und sind so normiert, dass die 5%-kritischen Werte gleich 1 gesetzt sind. Das zugrunde liegende Modell ist das im Text beschriebene Modell mit  $K=3$  und  $r=3$ .

Auf Grundlage der a-priori-Informationen über den Beginn der Reformen haben wir zunächst den Strukturbruch für 2000q1 angenommen. Wenn wir jedoch die Beobachtung 1999q4 in die Schätzperiode einschließen, finden wir klare Anzeichen für Instabilität zumindest in der Arbeitslosigkeitsgleichung (siehe Abb. 6), die einen ungewöhnlichen Rückgang in der Arbeitslosenquote widerspiegelt. Da die bevorstehende Reform Ende des Jahres 1999 allgemein bekannt war, weist dies darauf hin, dass Ankündigungseffekte schon ihre Wirkung zeigten; zudem könnte die starke Güternachfrage diesen Trend unterstützt haben.

**Abbildung 6: Strukturbruchtests (Chow, 1-step-forecast)**



**Anmerkung:** Die Teststatistiken beruhen auf rekursiv geschätzten Ein-Schritt-Prognosefehlern und sind so normiert, dass die 1%-kritischen Werte gleich 1 gesetzt sind. Das zugrunde liegende Modell ist das im Text beschriebene Modell mit  $K=3$  und  $r=3$ .

Angesichts dieser Ergebnisse werden wir im Rahmen der Prognosentests beide Bruchzeitpunkte 1999q4 und 2000q1 auf folgende Art und Weise überprüfen: Für 1999q4 schätzen wir das Modell bis  $T=1999q3$  wie zuvor beschrieben und beginnen die Vorhersagen des Systems unmittelbar im Anschluss. Für die Variante mit 2000q1 als Bruchzeitpunkt dehnen wir die Schätzperiode bis  $T=1999q4$  aus, führen allerdings eine Impuls-Dummy für die letzte Beobachtung ein und berücksichtigen damit den signifikanten Stabilitätsmangel aus Abb. 6. (Diese Impuls-Dummy ist nicht auf den Kointegrationsraum beschränkt.) Es ist zu beachten, dass die zweite Variante in dem Sinne konservativ ist, dass keine Bewegungen vor 2000q1 der Reform zugeschrieben werden.

Bevor wir jedoch das Prognosemodell anwenden sei bemerkt, dass im Vorfeld verschiedene Robustheitsanalysen durchgeführt wurden, die sich in der Anzahl der Lags und des Kointegrationsrangs unterschieden, und dass verschiedene Methoden zur Modellreduktion angewandt wurden. Die im Fokus des Interesses stehenden Prognosen waren dabei jedoch stets sehr ähnlich.

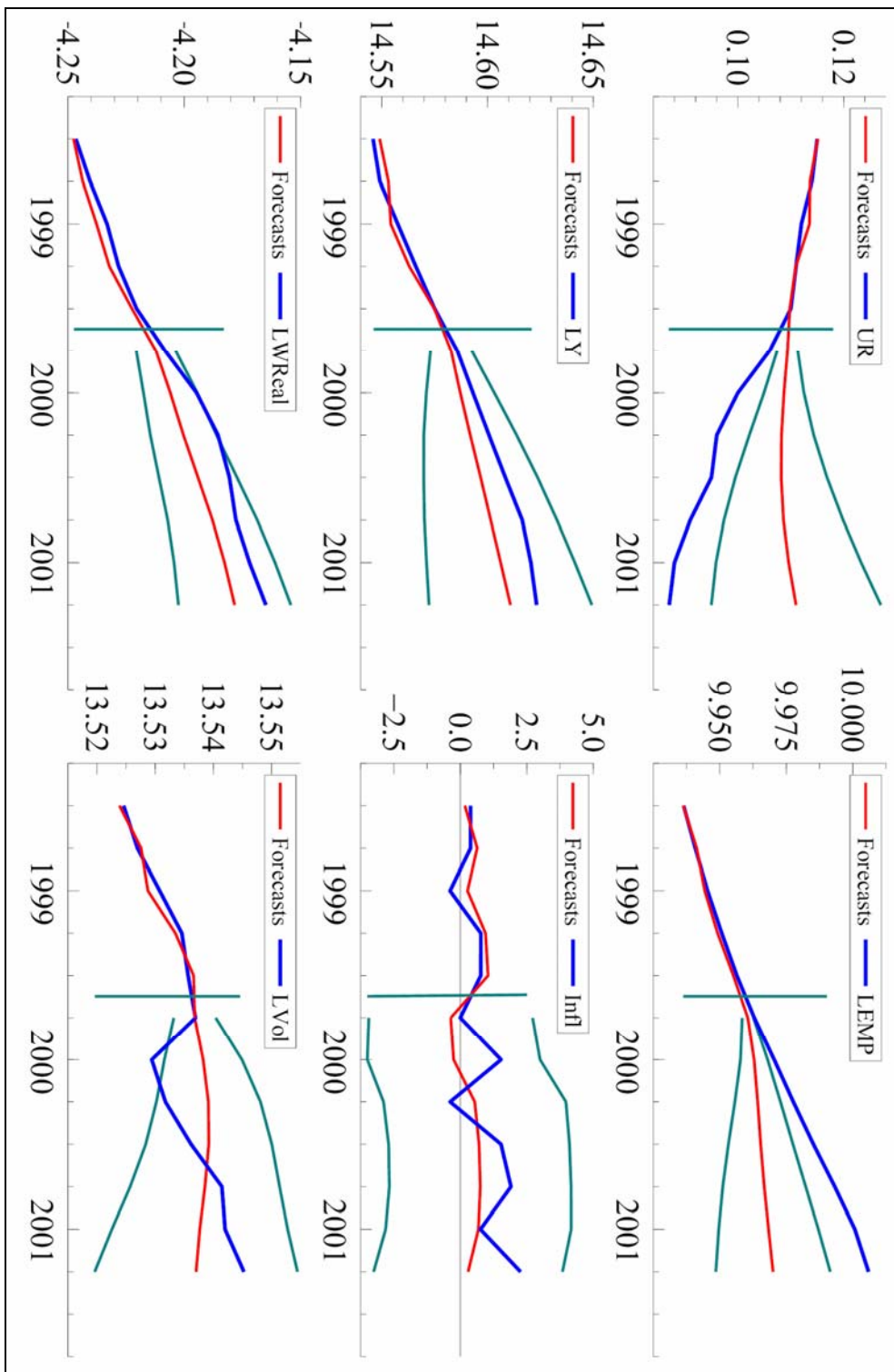
### 3.5 Prognosen und Realität

Wir sind nun in der Lage, die zentrale Frage dieser Arbeit zu beantworten, nämlich ob die

Arbeitszeitverkürzung in Verbindung mit den Lohnsubventionen einen signifikanten Einfluss auf die Arbeitslosenrate und andere Variablen hatte. Zwecks dessen vergleichen wir die beobachtete Entwicklung des Vektors  $y_t$  bis 2001q2 (d.h.  $y_{T+h}$ ,  $h=1\dots H$ ) und die entsprechenden dynamischen Vorhersagen  $y_{T+h}^f = E_t(y_{T+h})$ , die auf der Information der Stichprobe bis  $T$  beruhen. Diese werden rekursiv anhand der geschätzten VECM-Koeffizientenmatrizen berechnet. Für die erste Variante benutzen wir  $T=1999q3$  und  $H=7$ , während die zweite Variante  $T=1999q4$  und  $H=6$  (mit einer Impuls-Dummy für 1999q4) benutzt. Unser Ansatz ähnelt damit dem von Box und Tiao (1976), die jedoch die *gemeinsame* Signifikanz des Prognosefehlers thematisieren; eine detailliertere Interpretation ist jedoch durch separate Betrachtung des Prognosefehlers möglich. (Die Varianzenformel für die gesamte Reihe von Prognosefehlern findet sich auch in Clements und Hendry (1998).)

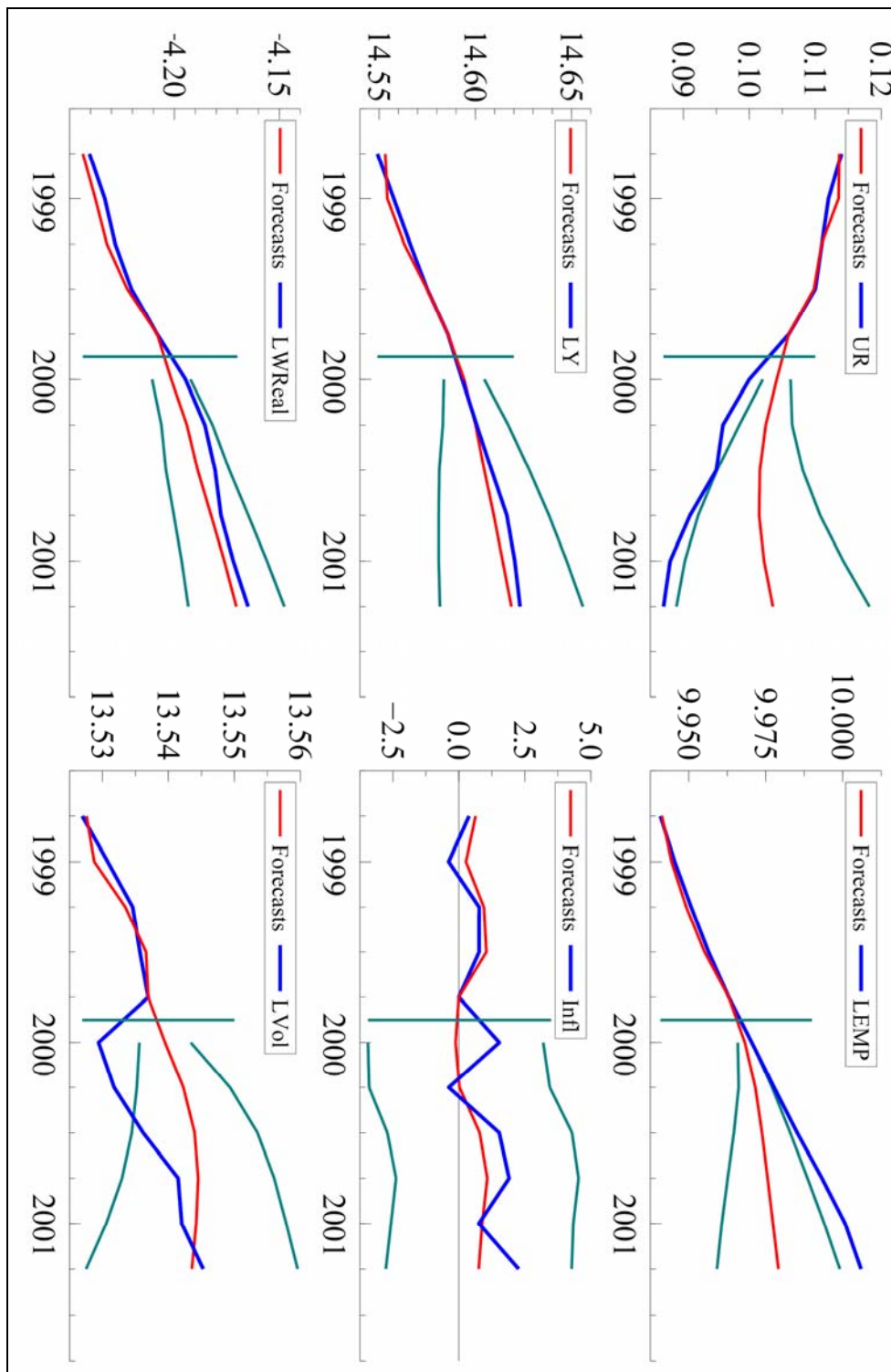
Unserer Strategie folgend, sowohl 1999q3 und 1999q4 als potenzielle Bruchzeitpunkte zu betrachten, zeigen wir zwei Mengen entsprechender Graphen in den Abbildungen 7 und 8. Einige interessante Ergebnisse verdienen dabei besondere Aufmerksamkeit:

**Abbildung 7: VECM Prognosen, Schätzzeitraum=1980q1-1999q3,  
Prognosezeitraum=1999q4-2001q2**



**Anmerkung:** Die Bänder bezeichnen die 95%-Prognosekonfidenzbänder unter Berücksichtigung der Varianzen der Innovationen sowie der Schätzunsicherheit.

Abbildung 8: VECM Prognosen, Schätzzeitraum=1980q1-1999q4,  
Prognosezeitraum=2000q1-2001q2



**Anmerkung:** Die Bänder bezeichnen die 95%-Prognosekonfidenzbänder unter Berücksichtigung der Varianzen der Innovationen sowie der Schätzunsicherheit. Das 4. Quartal 1999 ist zwar im Schätzzeitraum eingeschlossen, aber eine Implusdummy wurde hinzugefügt, um die beobachtete Instabilität zu diesem Datum zu korrigieren, wie es im Text beschrieben ist.



- Die Prognose der Arbeitslosenrate (UR) fällt leicht ab, aber das Konfidenzband bewegt sich rasch auseinander und wird extrem groß. *Trotzdem* ist die beobachtete Arbeitslosigkeit *signifikant* niedriger als die prognostizierte.
- Folglich wird die Entwicklung der Beschäftigung (LEMP) konsistent unterschätzt. Zu Ende des Prognosehorizontes beträgt die Diskrepanz der Vorhersage mit der Wirklichkeit etwa 0,5 Millionen zusätzlich beschäftigter Arbeitnehmer.
- Der reale Output (LY) wird überraschend gut prognostiziert, so dass keine außergewöhnliche Entwicklung auf den Gütermärkten für den Rückgang der Arbeitslosenquote verantwortlich war.
- Es gibt keine Besonderheiten in der Entwicklung der Inflationsrate, insbesondere gibt es keinen dramatischen Anstieg infolge der steigenden Kosten für Arbeit. Dennoch ist die Prognoseunsicherheit sehr groß angesichts des sehr breiten Konfidenzbands, das weit in den negativen Bereich hereinragt.
- Was die realen Kosten für Arbeit pro Stunde (LWReal) betrifft, kommt es zu einer nicht vorhergesagten anfänglichen Steigerung trotz der geleisteten Subventionen. (Die maximale Abweichung zwischen Realität und Prognose liegt bei 2%). Dies ist angesichts der Tatsache, dass ein anfänglicher Einkommensausgleich ausgehandelt wurde, der einen kurzfristigen Anstieg der Stundenlöhne repräsentiert, nicht verwunderlich. Jedoch wird dieser Effekt schrittweise durch nachfolgende Beschränkungen des Lohnwachstums eliminiert.
- Desweiteren beobachten wir einen recht drastischen plötzlichen Rückgang des Arbeitsvolumens (LVol) insbesondere in 2000q1, obwohl dieser Effekt langsam in den folgenden Quartalen ausgeglichen wird. Es scheint daher, als sei der Pfad des Arbeitsvolumens relativ zu den Vorhersagen zum Teil das Spiegelbild der Entwicklung der Arbeitskosten. Möglicherweise hätte man nicht erwartet, dass das Arbeitsvolumen nach sieben Quartalen kaum mehr vom (prognostizierten) normalen Pfad abweicht.

Während des Prognosehorizonts korrespondieren höhere Kosten für Arbeit mit einer höheren Produktivität (LY-LVol) und einer leicht erhöhten Inflationsrate, wobei jedoch nicht alle dieser Abweichungen signifikant sind. Gegen Ende des Prognosehorizonts bewegt sich die durchschnittliche Stundenproduktivität wieder zurück auf ihren Trendpfad; dies trifft auch auf die Kosten für Arbeit zu, zumindest in der Spezifikation mit 2000q1 als Bruchpunkt.

Diese Entwicklungen sind in einem Modell plausibel, in dem die erhöhte individuelle Produktivität in Folge geringerer Arbeitszeit durch die geringere Produktivität der zuvor Arbeitslosen ausgeglichen wird. Das impliziert auch, dass die Subventionen der Arbeitskosten ein wichtiger Faktor des Reformpaketes waren.

Wie bereits in der Einleitung erwähnt, waren andere offensichtliche Effekte, die die Arbeitslosenquote beeinflusst haben könnten, während des Prognosezeitraums nicht zugegen. Beispielsweise gab es keine versteckte Ausdehnung aktiver Arbeitsmarktpolitik; die Anzahl der betroffenen Arbeiter ging im Jahr 2000 sogar zurück (Boulard und Lerais 2002). Auch wurden die fiskalischen Defizite insgesamt im Vergleich mit der Periode 1998-1999 zurückgefahren (Quelle:

INSEE VGR-Zahlen). Es gab kein Anzeichen, dass andere Verschiebungen im Arbeitsangebot stattfanden (siehe wiederum die Entwicklungen der Arbeitsbevölkerung in Tabelle 1); das gesamtwirtschaftliche Klima wurde so recht gut in unserem impliziten empirischen Output-Modell eingefangen.

Das alles legt die Schlussfolgerung nahe, dass es eine relativ starke Evidenz dafür gibt, dass das französische Reformbündel einer Jahresarbeitszeitverkürzung bei gleichzeitigen Lohnkostensubventionen für die Verringerung der Arbeitslosigkeit zumindest in den Jahren 2000 und 2001 verantwortlich war, und insofern erfolgreich zu nennen ist.

## **4 Zusammenfassung**

Da theoretische Modelle keine eindeutige Vorhersage der Effekte einer Arbeitszeitverkürzung erlauben, ist es die Aufgabe empirischer Studien, die Effektivität solcher Politikmaßnahmen zu bestimmen. Die vorliegende Arbeit stellt Evidenz für den Fall Frankreich bereit, wo eine Verkürzung der jährlichen Regelarbeitszeit zu Beginn des Jahres 2000 von Subventionen der Sozialausgaben begleitet wurde. Nach der Reform konnten Firmen außerdem flexibler über die Verteilung des Arbeitseinsatzes innerhalb des Kalenderjahrs entscheiden.

Detaillierte Unternehmensdaten existieren nur für eine ausgewählte Untergruppe von Firmen, die nicht als repräsentativ gelten können; zudem ist die Nachfrage nach Arbeit nur ein Teil des Gesamtbildes, das hinter den Entwicklungen von Arbeitslosigkeit und Löhnen steht. Wir haben daher ein empirisches makroökonomisches Arbeitsmarktmodell spezifiziert und die Unterschiede zwischen den beobachteten Daten und den dynamischen Modellvorhersagen für den Horizont von Ende 1999 bis Mitte 2001 bestimmt. Angesichts der Tatsache, dass der wirtschaftliche Rahmen entweder von unserem Modell eingefangen wird (insbesondere die Nachfragebedingungen) oder in Frankreich während der Prognoseperiode stabil geblieben ist (insbesondere im Bereich aktiver Arbeitsmarktpolitik), kann der Effekt nur den genannten Reformen zugeschrieben werden.

Unsere Analyse der Entwicklung der Arbeitslosigkeit und anderer Variablen in Frankreich impliziert, dass die Verkürzung der Regelarbeitszeit in Verbindung mit den angebotenen Lohnsubventionen wenigstens zum Teil erfolgreich war. Dieses Ergebnis ist signifikant in dem Sinne, dass es auch bei Berücksichtigung der Unsicherheit der Prognose bestehen bleibt. Obwohl es einen kurzfristigen Anstieg der Löhne gab und der Arbeitseinsatz in Stunden einen plötzlichen Einbruch zeigte (was höhere Produktivität in der kurzen Frist impliziert), erholten sich Löhne und Arbeitsnachfrage langsam nach dieser Störung. Zusammen mit der Arbeitszeitverkürzung bedeutet dies einen schnelleren Anstieg des Beschäftigungsniveaus als in der Prognose. Darüber hinaus fiel die Arbeitslosenquote stärker als auf Basis des alten Regimes vorhergesagt. Der reale Output und die Inflationsrate waren kaum betroffen.

Angesichts der Tatsache, dass das Refombündel aus mehreren Stufen bestand, könnte unser Ansatz kritisiert werden, den Strukturbruch nicht früher als 1999q4 anzusetzen. Allerdings machen die Daten zur durchschnittlichen Arbeitszeit in Tabelle 2 deutlich, dass bemerkenswerte Veränderungen

erst im Zeitraum 1999q4/2000q1 auftreten. Des Weiteren ist unser Modell empirisch stabil bis Ende 1999; dies deutet ebenfalls darauf hin, dass die Effekte vorangegangener Reformen quantitativ irrelevant sind. Aber auch ein im weiteren Sinne früherer und gradueller Bruch würde unsere Analyse nicht ungültig machen, denn durch die Wahl des Bruchzeitpunkts wird der beobachtete Rückgang der Arbeitslosigkeit während der Jahre 1998-99 nicht auf die Reform zurückgeführt. Aus diesem Grund sind unsere Tests eher konservativ, tatsächlich kann der Rückgang der Arbeitslosigkeit in Folge der Reform sogar größer gewesen sein.

Alles in allem kommt man zu einer positiven Beurteilung des Reformbündels, das zwar den Unternehmen zum Teil Restrukturierungskosten aufbürdete, gleichzeitig aber die Kosten der Beschäftigung zusätzlicher Arbeitskräfte senkte und den Firmen höhere Flexibilität des Arbeitseinsatzes zubilligte. Dennoch half dieses recht weitgehende Modell lediglich einem knappen Fünftel aller Arbeitslosen. Arbeitslosigkeit in Frankreich blieb weiterhin ein Massenphänomen.

## **A Datenanhang**

Die DARES veröffentlicht die durchschnittliche Arbeitszeit der Vollzeitbeschäftigten in jedem Quartal auf Basis der ACEMO-Umfrage, die unter Beschäftigten durchgeführt wird. Diese Daten beinhalten jedoch nur Unternehmen mit mehr als zehn Beschäftigten in nicht-landwirtschaftlichen privaten Sektoren (im Folgenden Wettbewerbssektor genannt, ohne Staatsdienst, Gesundheitsdienst, etc. mit ungefähr 6 bis 7 Millionen Beschäftigten während der 90er Jahre). Dies ist unter zwei Annahmen gleich der durchschnittlichen Arbeitszeit aller Beschäftigten: erstens die Vollzeitbeschäftigten kleiner Unternehmen (weniger als zehn Beschäftigte) arbeiten so lange wie die in mittleren und großen Unternehmen und zweitens: die Arbeitszeit im Wettbewerbssektor ist die gleiche wie die in dem Rest der Wirtschaft. (Da wir logarithmierte Daten benutzen, ist eine schwächere Annahme ausreichend, nämlich dass das Verhältnis der unterschiedlichen Arbeitszeiten konstant ist.)

Der INSEE stellt die Zahl der Vollzeitbeschäftigten zur Verfügung, Teilzeiteffekte werden korrigiert.

Die Menge der bezahlten Stunden ist deshalb das Produkt einer mittleren Arbeitszeit aller Vollzeitbeschäftigten und der Zahl der Vollzeitbeschäftigten.

Beginnend mit dem Jahre 1998 werden jedoch die Effekte der Verkürzung der Regelarbeitszeit sichtbar, die bis 2002 fast ausschließlich größere Unternehmen betraf. Deshalb haben wir eine Korrektur vorgenommen, die nur Teile der Arbeitszeitverkürzung (veröffentlicht durch DARES und größere Unternehmen betreffend) weitergibt. Deshalb modifizieren wir unsere erste Annahme, indem wir die Arbeitszeit kleiner Unternehmen unverändert lassen.<sup>4</sup> Da größere Unternehmen etwa

---

<sup>4</sup> Gegen Ende des Jahres 2000 hatten weniger als 5% und Ende 2001 weniger als 10% aller kleinen Unternehmen (< 20 Beschäftigte) ihre Arbeitszeit reduziert; dies stützt diese erste Annahme (Pham 2003).

zwei Drittel aller Arbeitnehmer beschäftigen (Quelle: Eurostat, News releases, Memo No 01/99, 10. März 1999), sieht die Korrektur ab 1998 folgendermaßen aus:

$$g[\text{Arbeitszeit}_{\text{abh. Beschäftigte}}] = 2/3 * g[\text{Arbeitszeit}_{\text{DARES}}] \quad (3)$$

wobei  $g[.]$  die Quartalswachstumsrate bezeichnet.

Ein Vergleich zwischen den verschiedenen Arbeitszeitkonzepten ist in Tabelle 2 zu sehen.

## Literatur

- BOULARD, N., AND F. LERAIS (2002): La politique de l'emploi en 2000, Premières synthèses (DARES), (09.2).
- BOX, G. E. P., AND G. C. TIAO (1976): Comparison of Forecast and Actuality, Applied Statistics, 25, 195-200.
- 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 02-10, GATE/CNRS.
- CALMFORS, L., AND M. HOEL (1988): Work Sharing and Overtime, Scandinavian Journal of Economics, 90(1), 45-62.
- CLEMENTS, M. P., AND D. F. HENDRY (1998): Forecasting Economic Time Series. Cambridge University Press.
- COMMISSARIAT GENERAL DU PLAN (2001): Réduction du temps de travail: les enseignements de l'observation, Rapport de la commission, Paris.
- CONSEIL SUPERIEUR DE L'EMPLOI, DES REVENUS ET DES COUTS (1998): Durées du travail et emplois. Les 35 heures, le temps partiel, l'aménagement du temps de travail, Rapport au premier ministre, La Documentation Française.
- COSTA, D. (2000): Hours of Work and the Fair Labor Standards Act: A Study of Retail and Wholesale Trade, 1938-1950, Industrial and Labor Relations Review, 53(4), 648-64.
- CREPON, B., AND F. KRAMARZ (2002): Employed 40 Hours or Not Employed 39: Lessons from the 1982 Mandatory Reduction of the Workweek, Journal of Political Economy, 110(6), 1355-1389.
- DARES (2002): La réduction négociée du temps de travail: bilan 2000-2001, Projet de rapport du gouvernement au parlement, La Documentation Française.
- 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 no.17, DARES, Paris.
- DOORNIK, J. A., AND D. F. HENDRY (2001): Modelling Dynamic Systems Using PcGive 10. Timberlake Consultants Ltd.
- FITZROY, F. R., M. FUNKE, AND M. A. NOLAN (2002): Working Time, Taxation and Unemployment in General Equilibrium, European Journal of Political Economy, 18, 333-344.
- FRANZ, W., AND H. KÖNIG (1986): The Nature and Causes of Unemployment in the Federal Republic of Germany since the 1970s: An Empirical Investigation, Economica, S196-S244.

- HUNT, J. (1999): Has Work-Sharing Worked in Germany? , *Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 117-148.
- JOHANSEN, S. (1995): *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press.
- \_\_\_\_\_ (2002): A Small Sample Correction for the Test of Cointegrating Rank in the Vector Autoregressive Model, *Econometrica*, 70(5), 1929-1961.
- LAYARD, R., S. NICKELL, AND R. JACKMAN (1991): *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market*. Oxford University Press.
- LÜTKEPOHL, H. (1991): *Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer, Heidelberg.
- MARIMON, R., AND F. ZILIBOTTI (2000): Employment and Distributional Effects of Restricting Working Time, *European Economic Review*, 44, 1291-1326.
- ORTEGA, J. (2003): Working-time Regulation, Firm Heterogeneity, and Efficiency, Discussion Paper 3736, CEPR.
- PASSERON, V. (2002): 35 heures: trois ans de mise en œuvre du dispositif « Aubry I », *Premières synthèses (DARES)*, (06.2).
- PHAM, H. (2002): Les modalités de passages à 35 heures en 2000, *Premières Informations et Premières Synthèses*, 06(3).
- \_\_\_\_\_ (2003): Les 35 heures dans les très petites entreprises, *Premières Informations et Premières Synthèses*, 46(1).
- ROCHETEAU, G. (2002): Working Time Regulation in a Search Economy with Worker Moral Hazard, *Journal of Public Economics*, 84(3), 387-425.
- SNOWER, D. (1997): Evaluating Unemployment Policies: What Do the Underlying Theories Tell Us?, in *Unemployment Policy: Government Options for the Labour Market*, ed. by D. Snower, and G. de la Dehesa, Kap. 2, S. 15-53. Cambridge University Press.
- TREJO, S. (1991): The Effects of Overtime Pay Regulation on Worker Compensation, *American Economic Review*, 81(4), 719-740.
- \_\_\_\_\_ (2001): Does the Statutory Overtime Premium Discourage Long Workweeks?, Discussion Paper 373, IZA.