

Franke, Reiner

Working Paper

Lohnzurückhaltung, Beschäftigung und (zu) einfache empirische Zusammenhänge

Schriftenreihe des Promotionsschwerpunkts Makroökonomische Diagnosen und Therapien der Arbeitslosigkeit, No. 8/1999

Provided in Cooperation with:

PhD program "Globalization and Employment", University of Hohenheim, Carl von Ossietzky University Oldenburg, Evangelisches Studienwerk

Suggested Citation: Franke, Reiner (1999) : Lohnzurückhaltung, Beschäftigung und (zu) einfache empirische Zusammenhänge, Schriftenreihe des Promotionsschwerpunkts Makroökonomische Diagnosen und Therapien der Arbeitslosigkeit, No. 8/1999, Universität Hohenheim, Stuttgart

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/30350>

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.

Evangelisches Studienwerk e.V.



*Schriftenreihe des Promotionsschwerpunkts
Makroökonomische Diagnosen und Therapien der Arbeitslosigkeit*

Nr. 8/1999

**Lohnzurückhaltung, Beschäftigung
und (zu) einfache empirische Zusammenhänge**

von

Reiner Franke

Stuttgart-Hohenheim

ISSN 1436 - 1655

Lohnzurückhaltung, Beschäftigung und (zu) einfache empirische Zusammenhänge *

Reiner Franke
FB Wirtschaftswiss.
Universität Bremen
Bremen, GER

Januar 1999

Abstract

Das Papier befaßt sich mit einer in der Literatur angegebenen makroökonomischen Regressionsgleichung, die als empirischer Beleg für die positiven Beschäftigungswirkungen einer als Lohnzurückhaltung definierten Variable dient. Ihr wird eine Regressionsgleichung zur Erfassung der Kaufkraft-Hypothese gegenübergestellt und die starke formale und argumentative Analogie dieser beiden Behandlungsweisen dargelegt. Außerdem zeigt sich, daß trotz ihrer entgegengesetzten Voraussagen sich beide Ansätze ökonometrisch gleich gut, oder gleich unzureichend, belegen lassen. Für eine differenziertere Betrachtung wird ein kleines dynamisches Modell entworfen und geschätzt, das sowohl Kaufkraft- als auch Lohnzurückhaltungsargumente mit einschließt. Bezüglich einer Reallohnsenkung setzen sich in der Impulse-Response-Funktion kurzfristig die negativen Kaufkrafteffekte durch, während sich die angebotsseitigen positiven Reallohneffekte als längerfristig dominant erweisen.

*Das Papier kann von http://alf.zfn.uni-bremen.de/~kuhn/publ_sonst.html heruntergeladen werden.

1. Prolog

Kind auf dem Bremer Marktplatz: was ist das da? Pädagoge: da fährt eine Straßenbahn. Kind: warum fährt die Straßenbahn? Pädagoge: weil die Räder rollen. Kind: ach so. Für ein gewisses Alter ist das bekanntlich ein kindgerechter Dialog, abgesehen von der Energieminimierung der Pädagogen und Pädagoginnen.

Man ersetze den überwiegend erfreulichen Anblick einer Straßenbahn durch den für viele nicht so erfreulichen Anblick der Arbeitslosenziffern, die Verben ‘fahren’ und ‘rollen’ durch das Verb ‘ansteigen’, und identifiziere die Räder mit den Löhnen. Dann hat man schon den Kern der öffentlichen Diskussion um die Gründe der in der Vergangenheit gestiegenen Arbeitslosigkeit. Die Antwort darauf: ‘zu stark steigende Löhne’, ist anscheinend öffentlichkeitsgerecht, wohinter man auch eine Reduzierung der Denk-Energien vermuten mag. Im folgenden soll es darum gehen, ob die akademische volkswirtschaftliche Diskussion bzw. ein Teil davon, der konkreterweise auch mit Zahlen hantiert, gehaltvoller ist und mehr Erleuchtung bringt. Zum Kontrast wird auch die verpönte Kaufkraft-Hypothese in die Diskussion mit einbezogen. Zum Schluß sogar zum Zwecke einer kleinen Synthese.

2. Eine einfache Kaufkraft-Relation

Die Kaufkraft-Hypothese besagt, daß eine Erhöhung der Reallöhne die Kaufkraft in den Händen der Arbeitnehmer erhöht und dies einen Anstieg der Konsumnachfrage nach sich zieht, welche eine aufgrund der gestiegenen Kosten eventuell gefallene Investitionsnachfrage dominiert. Der entsprechende Anstieg der Produktion ist schließlich mit einem Anstieg der Beschäftigung verbunden (jedenfalls relativ zu ihrer Trendentwicklung). Es soll in diesem Abschnitt untersucht werden, inwieweit sich dieser behauptete Zusammenhang empirisch belegen läßt.

Sei N die Anzahl der beschäftigten Arbeitnehmer, W der nominale Lohnsatz pro Beschäftigten, P das Preisniveau, $\Omega = W/P$ der Reallohnsatz, und $K = \Omega N$ die reale ‘Kaufkraft’ der Arbeitnehmer. Die jährlichen prozentualen Wachstumsraten der Größen seien mit kleinen Buchstaben bezeichnet, also der Reihe nach mit n , w , p , ω und k . Die Kaufkraft-Hypothese postuliert einen Einfluß von K auf (letztlich) N .¹

¹Auf den Einwand, daß der auslösende Faktor eine Veränderung des Reallohns ist, der seinerseits erst eine Veränderung der Kaufkraft bewirkt, kommen wir weiter unten zurück. Der Aspekt, daß die eigentliche Kaufkraft differenzierter zu erfassen ist, kann für die Argumentation in diesem Papier außer acht bleiben.

Wenn man die Idee in Wachstumsraten übersetzt — in Anlehnung an die Spezifikation der Diskussion um die Wirkungen einer Lohnzurückhaltung im nächsten Abschnitt — dann bietet sich in einfachster Form der Regressionsansatz an:

$$n_t = \alpha + \beta k_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Für das Gebiet der früheren BR Deutschland über den Zeitraum 1982–1994 liefert eine Schätzung nach der Methode der kleinsten Quadrate (OLS) die Beziehung

$$\begin{aligned} n_t &= -0.48 + 0.78 k_t + \varepsilon_t \\ R^2 &= 0.95 \quad SE = 0.36 \quad DW = 2.12 \end{aligned} \quad (2)$$

wobei die Werte für α und β beide hochsignifikant sind (DW ist der Durbin-Watson-Koeffizient, SE der Standardfehler der Regression, d.h. die Standardabweichung der Residuen; die Standardabweichung von n_t selbst über den Beobachtungszeitraum hinweg beträgt übrigens 1.61 Prozentpunkte).

So schön wie das Ergebnis ausschauen mag, es ist in dieser Form natürlich nicht hinnehmbar. Da (näherungsweise)

$$k_t = \omega_t + n_t \quad (3)$$

gilt, wird es einem unmittelbar etwas bedenklich vorkommen, daß die Wachstumsrate der Beschäftigung n_t sowohl auf der linken wie auf der rechten Seite von (1) auftaucht. Der erfolgreiche Absolvent einer Statistik-Vorlesung weiß, daß dies im allgemeinen zu einer verzerrten Schätzung der Koeffizienten führt.

Für eine bessere Schätzung von α und β in (1) ist in den Lehrbüchern das folgende Verfahren angegeben. Man setze (1) in (3) ein, was $k_t = \alpha/(1 - \beta) + \omega_t/(1 - \beta) + \varepsilon_t/(1 - \beta)$ ergibt, und setze diesen Ausdruck für k_t wiederum in (1) ein. Man erhält auf diese Weise die reduzierte Form des kleinen aus Gl. (1) und (3) bestehenden Modells:

$$n_t = \frac{\alpha}{1 - \beta} + \frac{\beta}{1 - \beta} \omega_t + \frac{1}{1 - \beta} \varepsilon_t \quad (4)$$

In dem gegenwärtigen Argumentationsrahmen ist die Wachstumsrate des Reallohns ω_t eine rein exogene Variable, so daß sich (4) ohne den obigen Einwand durch OLS schätzen läßt. Das Ergebnis: $\alpha/(1 - \beta) = -0.71$, $\beta/(1 - \beta) = 1.64$, läßt sich anschließend nach den Koeffizienten α und β der strukturellen Gleichung (1) auflösen. Die mit dieser indirekten Methode der kleinsten Quadrate (ILS) durchgeführte Koeffizientenschätzung ist im allgemeinen zwar immer noch verzerrt, sie ist aber wenigstens konsistent (Johnston, 1984, S. 442).

Ein identisches Ergebnis für α und β erhält man mit der Anwendung der zweistufigen Methode der kleinsten Quadrate (2SLS) auf (1), mit ω_t und einer Konstanten als First-Stage-Regressoren. Das Verfahren hat den Vorteil, daß das Statistik-Programm auch direkt Information über die Güte der Schätzung zur Verfügung stellt. Insgesamt schlägt sich dann das Kaufkraftargument empirisch wie folgt nieder:

$$n_t = -0.27 + 0.62 k_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

(0.18) (0.09) $R^2 = 0.91$ $SE = 0.47$ $DW = 1.02$

(Die Zahlen in Klammern geben den Standardfehler der beiden Koeffizienten an.) Man sieht, daß die Korrektur von Gl. (2) unerläßlich war. Der niedrige DW-Koeffizient deutet auf eine gewisse Mißspezifizierung hin, wobei man angesichts der Einfachheit des Ansatzes sicherlich an fehlende Variable denken wird. Wird diese Beschränkung aus Gründen einer sparsamen Modellierung aber akzeptiert, dann hat man mit Gl. (5) auch eine empirische Unterstützung der Kaufkraft-Hypothese?!

Selbst wenn man tiefere methodische Zweifel beiseite läßt und dem konzeptionellen Ansatz im Großen und Ganzen eine positive Einstellung entgegenbringt, wird man doch kritisch fragen, warum sich die Diskussion auf eine Spezifizierung wie Gl. (5) beziehen muß. Denn wie ist Gl. (5) zu lesen, wenn am Anfang der Argumentationskette eine (relative) Realloohnerhöhung steht, die resultierende Erhöhung der Kaufkraft aber mit einem Anstieg der Arbeitsplätze noch im gleichen Jahr einhergeht? Die Antwort erfordert einen sorgsamem Umgang mit Gl. (5). Insbesondere gilt diese Beziehung (mit $\varepsilon = 0$) für die zeitlichen Durchschnitte von n_t und $k_t = \omega_t + n_t$, die mit \bar{n} bzw. $\bar{k} = \bar{\omega} + \bar{n}$ bezeichnet seien. Konkret hat man $\bar{n} = 0.56$, $\bar{k} = 1.34$, $\bar{\omega} = 0.77$, so daß $\bar{n} = -0.27 + 0.62 \bar{k}$ tatsächlich erfüllt ist. Sei nun $\Delta\omega_t$ eine exogene Veränderung des durchschnittlichen Wachstums der Reallöhne, die im selben Jahr eine Änderung Δn_t des durchschnittlichen Beschäftigungswachstums bewirkt. Gl. (5) macht die Voraussage $\bar{n} + \Delta n_t = -0.27 + 0.62 (\bar{\omega} + \Delta\omega_t + \bar{n} + \Delta n_t)$. Unter Berücksichtigung der gerade aufgestellten Gleichung heißt das: $\Delta n_t = 0.62 (\Delta\omega_t + \Delta n_t)$. Mit der Auflösung nach Δn_t erhält man somit

$$\Delta n_t = 1.63 \Delta\omega_t \quad (6)$$

Diese Information über die beschäftigungsfördernde Wirkung einer Realloohnerhöhung hätte man (unter Vernachlässigung von Rundungsfehlern) aber auch direkt mit der Schätzung von Gl. (4) erhalten können. Warum also so umständlich? Der

Grund ist — der anspruchsvolle Leser möge entschuldigen — ein didaktischer, was sich im nächsten Abschnitt zeigt.

Es soll nicht verhehlt werden, daß auch genügend Gegenargumente gegen die Kaufkraft-Hypothese vorgebracht werden. So wird darauf hingewiesen, daß die Unternehmen die Lohnerhöhungen mit einer Substitution von Arbeitskräften durch Kapital beantworten. Oder daß bei einer anfänglichen positiven Wirkung der Lohnerhöhung die Geldpolitik bald hart auf die Bremse treten wird und eine Stabilisierungsrezession in Gang setzt. Für viele Volkswirtschaftler sind diese Punkte so unmittelbar evident, daß sie die Kaufkraft-Hypothese nur als auf einer “Milchmädchenrechnung” beruhend ansehen können (vgl. Siebert, 1995, S.100f). Auch auf diesen Punkt ist später zurückzukommen.

3. Eine einfache Lohnzurückhaltungs-Relation

Befassen wir uns mit der Gegenposition, wonach Lohnerhöhungen schädlich sind und positive Beschäftigungseffekte gerade von einer Lohnzurückhaltung ausgehen. Dabei wollen wir uns Lehment (1991, S. 73) anschließen und als maßgebliches Kriterium für das Vorliegen einer zurückhaltenden Lohnpolitik nicht die Höhe des Nominallohn- oder Reallohnanstiegs per se nehmen, sondern die Höhe des Nominallohnanstiegs in Relation zum Anstieg der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage. Mit X als dem nominalen Volkseinkommen und x als der jährlichen Wachstumsrate ist die Lohnzurückhaltung hiernach durch $z := x - w$ definiert. Die Lohnzurückhaltungs-Hypothese besagt, daß z einen positiven Einfluß auf die Wachstumsrate der Beschäftigung n hat.

Lehment (1991) und aktueller Lapp und Lehment (1997), auf welche Literatur im folgenden kurz mit LL Bezug genommen werden soll, führen als empirischen Beleg eine Regression von z auf n über den Zeitraum 1973–1990 bzw. 1971–1994 durch.² Dabei geht z mit bis zu drei Jahres-Lags in die Gleichung ein, sowie außerdem noch eine (sich als signifikant erweisende) Dummy-Variable, die den geänderten Verhältnissen ab 1982 Rechnung trägt. Letztere kann weggelassen werden, wenn wir uns hier auch weiterhin auf die Jahre 1982–1994 beschränken. Somit lautet der

²Nach Siebert (1995, S.98ff) scheint der enge Zusammenhang zwischen z und n , der bereits aus einer graphischen Gegenüberstellung der beiden Zeitreihen hinreichend ersichtlich wird, auch schon alles zu sein, was man wissen muß, um zur Schlußfolgerung “Lohnzurückhaltung bringt Arbeitsplätze” zu gelangen (so die entsprechende Kapitelüberschrift).

Ansatz

$$n_t = \alpha + \beta_0 z_t + \beta_1 z_{t-1} + \beta_2 z_{t-2} + \beta_3 z_{t-3} + \varepsilon_t \quad (7)$$

Mangels weiterer Information über das verwandte Verfahren ist anzunehmen, daß LL die Schätzung direkt mit OLS angehen. Für den Zeitraum 1982–1994 erhält man auf diese Weise

$$\begin{aligned} n_t &= -0.69 + 0.40 z_t + 0.37 z_{t-1} + 0.14 z_{t-2} + 0.11 z_{t-3} + \varepsilon_t \\ R^2 &= 0.96 \quad SE = 0.31 \quad DW = 2.58 \end{aligned} \quad (8)$$

wobei die Koeffizienten sämtlich signifikant sind. Gl. (8) ist gut vergleichbar mit den von LL präsentierten Resultaten.³ Insbesondere addieren sich in (8) die Koeffizienten von z ebenfalls auf etwa 1 auf.

Von der Vring (1998, S. 5, 8) kritisiert Gl. (8) (bzw. die entsprechende Version bei LL) als eine Scheinkorrelation. Dies basiert auf der Überlegung, daß, mit $V = WN/X$ als der Lohnquote und der (approximativ gültigen) Gleichung $v = w + n - x$ der Wachstumsraten, die Lohnzurückhaltung z_t sich in die Wachstumsraten

$$z_t = n_t - v_t \quad (9)$$

zerlegen läßt. Mit “Scheinkorrelation” meint von der Vring, daß n_t derart auf der linken und rechten Seite der Regressionsgleichung auftaucht. Gegen diese Charakterisierung ließe sich entgegen, daß von der Vring seinerseits ein “Scheinproblem” konstruiert, denn schließlich setzt sich auch v_t aus mehreren Einzelkomponenten zusammen, zu denen noch einmal n_t gehört. So gesehen mag es sich nur um eine Kritik handeln, bei der sich die Katze in den Schwanz beißt.

Die Bewertung von Gl. (9) im Zusammenhang mit Ansatz (7) hängt davon ab, ob man angesichts der diversen Einflußgrößen auf die Lohnquote bereit ist, v_t als eine für die Bestimmung von n_t exogene Variable anzusehen (jedenfalls, für praktische Zwecke, weitgehend exogen). Wenn man das tut, ist man sensibilisiert für mögliche Verzerrungen in der Schätzung (8). In dieser Perspektive steht man bei der Behandlung von Gl. (7) und (9) tatsächlich vor derselben Situation wie im vorigen Abschnitt bei Gl. (1) und (3). Entsprechend können wir zur etwaigen Korrektur auch hier eine 2SLS-Schätzung durchführen, mit v_t und z_{t-1} , z_{t-2} , z_{t-3} plus einer Konstanten als First-Stage-Regressoren. Das Resultat ist

³Dabei fällt auch nicht groß ins Gewicht, daß dort die beiden letzten Lags von z zu einer einzigen Variablen $(z_{t-2} + z_{t-3})/2$ zusammengefaßt sind.

$$\begin{aligned}
n_t = & -0.60 + 0.33 z_t + 0.40 z_{t-1} + 0.13 z_{t-2} + 0.08 z_{t-3} + \varepsilon_t \\
& (0.15) \quad (0.06) \quad (0.06) \quad (0.07) \quad (0.06) \\
R^2 = & 0.96 \quad SE = 0.32 \quad DW = 2.43
\end{aligned} \tag{10}$$

(Die Überprüfung von (10) mit der ILS-Methode liefert nur unwesentliche Abweichungen.) Im Unterschied zur Kaufkraft-Relation (1) hat Gl. (8) diese Prozedur ohne Blessuren überstanden, wenn man von der leichten Verschiebung in der Lagstruktur absieht. Auch die Summe der Koeffizienten ist wieder fast 1. Von der Vriings methodischer Einwand einer Scheinkorrelation im Ansatz von LL kann die Autoren also nicht treffen (obwohl eine Bemerkung ihrerseits zu der adäquaten Schätzmethode schon hilfreich gewesen wäre).

Auf der Basis von Regressionen wie Gl. (8) gelangen LL zu der Schlußfolgerung, daß "Lohnzurückhaltung einen signifikanten, zeitlich gestreckten Einfluß auf die Zahl der Arbeitsplätze gehabt hat", derart, "daß eine Lohnzurückhaltung in Höhe von einem Prozentpunkt die Zahl der Arbeitsplätze innerhalb von drei Jahren um 1 vH erhöht, während Lohnerhöhungen, die über dem Anstieg des Volkseinkommens liegen, zu einem entsprechenden Rückgang der Arbeitsplätze führen" (Lehment, 1991, S.76). Demgemäß sollte die so definierte Lohnzurückhaltung die Leitlinie einer beschäftigungsorientierten Lohnpolitik sein (ibid., S. 83).

Wie kräftig untermauert ist eine solche zugkräftige Aussage? Nicht schwächer und nicht stärker als die Folgerung in Abschnitt 2, daß Beschäftigungswachstum durch eine Erhöhung des Kaufkraftwachstums erreichbar ist. Es bleibt festzuhalten, daß die Kaufkraft-Hypothese wie die Lohnzurückhaltungs-Hypothese auf exakt dem gleichen Niveau spezifiziert und ökonometrisch behandelt wurden, und daß die erhaltenen Schätzergebnisse sich auch in ihrer Güte in nichts nachstehen.

4. Einige Nachfragen

Ähnlich wie in Abschnitt 2 ist auch bei der von LL spezifizierten Lohnzurückhaltungs-Hypothese zu fragen, wie Gl. (7) eigentlich zu lesen ist. Was ist also (mit y_t als Wachstumsrate des realen Volkseinkommens $Y = X/P$) der originäre Impuls in der zusammengesetzten Größe 'Lohnzurückhaltung' $z_t = x_t - w_t = y_t + p_t - w_t$? Ist in erster Linie an eine exogene Belegung der Nachfrage y_t gedacht, etwa gar staatlicherseits initiiert? Oder steht eine (durch lockere Geldpolitik) gezielte Erhöhung der Inflation p_t zur Debatte? Beide Fragen sind natürlich rein rhetorisch, da ihre Absurdität für Vertreter einer Lohnzurückhaltung offensichtlich ist. Wäre

es aber nicht trotzdem angebracht, diesen bösartigen Interpretationen durch eine geeignete Spezifikation der Theorie vorzubeugen?

Wenn nun am Anfang der Argumentation ein (relativ) bescheidenerer nominaler Lohnzuwachs w_t steht, haben wir eine Parallele zum Ende von Abschnitt 2. Dort wurde moniert, daß statt der Version der Kaufkraft-Hypothese in Gl. (1) mit Bezug auf die zusammengesetzte Größe $k_t = n_t + \omega_t$ es klarer gewesen wäre, den Einfluß des Reallohns ω_t auf die Beschäftigung gesondert auszuweisen. Analog wäre es nun hilfreicher, die (nominalen) Lohnänderungen w_t nicht von vornherein in der zusammengesetzten Größe $z_t = y_t + p_t - w_t$ aufgehen zu lassen.

Wie soll man sich die Wirkung eines Rückgangs von w_t auf z_t vorstellen? z_t steigt entsprechend an, wenn Inflation p_t und reales Wirtschaftswachstum y_t davon unberührt blieben, aber diese konveniente ceteris-paribus-Möglichkeit wird von niemandem ernsthaft in Betracht gezogen. Andererseits finden sich außer einigen allgemeinen Bemerkungen bei LL keine konkreteren Hinweise. Insofern ist die Behandlung der Lohnzurückhaltung-Hypothese bei LL als unvollständig zu bewerten.⁴

Auf der Basis von Gl. (7) empfiehlt Lehment (1991, S. 83) eine Tariflohnpolitik, die gezielt auf ein Zurückbleiben des durchschnittlichen Lohnanstiegs hinter dem Anstieg des nominalen Volkseinkommens hinwirkt und bezeichnet sie als “beschäftigungsorientiert”. Hinsichtlich der konzeptionellen Alternative einer produktivitätsorientierten Lohnpolitik weist er auf die Schwierigkeiten hin, den ihr zugrundeliegenden beschäftigungsneutralen Produktivitätsfortschritt zu ermitteln. Konsequenterweise wäre an dieser Stelle ebenfalls etwas über die Schwierigkeiten — oder Möglichkeiten — zu sagen, die Effekte eines zurückhaltenden Anstiegs der (Nominal- oder Real-) Löhne auf die Wachstumsrate des (nominalen oder realen) Volkseinkommens abzuschätzen, um so die Höhe von z_t antizipieren zu können.

⁴Von der Vring (1998, S. 5) äußert eine stärkere Kritik an LL. Nach Aufstellung der Identität $n_t = z_t + v_t$ (vgl. (9)) bemerkt er, daß aus der Logik von Lehments Definition der Lohnzurückhaltung folge: “nur wenn die Lohnquote $[v_t]$ nicht sinkt, wächst die Beschäftigung proportional mit der Lohnzurückhaltung, wie dies von Lehment als kausaler Zusammenhang behauptet wird.” Diese Beobachtung führt von der Vring zu der Schlußfolgerung: “die Definition von Lohnzurückhaltung, die Lehment verwendet und die seine empirischen Befunde präjudizieren, ist ökonomisch sinnlos”. Tatsächlich muß jedoch nicht über das Verhalten der Lohnquote spekuliert werden, da Gl. (9) und (7) *zusammen* auch das dynamische Verhalten der Lohnquote bestimmen: (7) in $v_t = n_t - z_t$ eingesetzt ergibt $v_t = \alpha + (\beta_o - 1)z_t + \beta_1 z_{t-1} + \beta_2 z_{t-2} + \beta_3 z_{t-3} + \varepsilon_t$. Speziell ist somit wegen $\beta_o < 1$ eine Erhöhung der Lohnzurückhaltung um Δz_t in der ‘ersten Runde’ mit einer (unterproportionalen) Reduzierung der Lohnquote um $\Delta v_t = -(1 - \beta_o)\Delta z_t$ verbunden. Diese Beziehungen müssen nicht per se “sinnlos” sein.

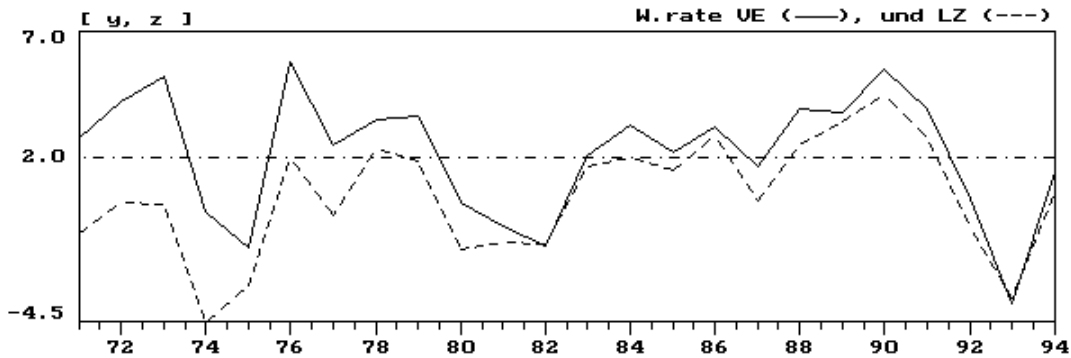
Wie schon gesagt bleibt Lehments Diskussion hier aber recht allgemein. Nach Erwähnung der möglichen Wirkungen von Geld- und Steuerpolitik auf das nominale Volkseinkommen fügt Lehment (1991, S. 84) noch hinzu: “Nicht auszuschließen ist, daß die Höhe der Lohnabschlüsse die Zuwachsrates des nominalen Volkseinkommens beeinflußt. Allerdings ist ein solcher Einfluß nicht so stark, als daß er die Politik der Lohnzurückhaltung konterkarieren würde: Eine Verminderung der Lohnzuwachsrates führt eindeutig zu einem Zurückbleiben des Lohnanstiegs hinter dem Anstieg des Volkseinkommens und damit zu einem Beschäftigungsimpuls”.⁵ Angesichts der gegenteiligen Behauptung der Kaufkraft-Hypothese hätte man aber doch noch gerne ein präziseres Argument, oder einen Hinweis auf hierfür relevante Literatur.

Machen wir uns in dem gegebenen Rahmen unsere eigenen Gedanken. Es liegt nahe, die Eindeutigkeit des Anstiegs von z_t bei einem Rückgang von w_t , und auch die zu erwartende Größenordnung des Anstiegs, einfach mit einer weiteren Regression der Art $z_t = \alpha + \beta w_t + \varepsilon_t$ zu überprüfen. Eine Schätzung direkt mit OLS ergibt nicht den geringsten Zusammenhang, $R^2 = 0.00$. Eine ILS-Schätzung über die reduzierte Form $z_t = \alpha/(1 + \beta) + \beta x_t/(1 + \beta) + \beta \varepsilon_t/(1 + \beta)$ (die Rechnungen sind dieselben wie zu Gl. (4)) liefert $\alpha = -18.06$ und $\beta = 5.25$. Die Zahlen sehen nicht vertrauenerweckend aus, und das 2SLS-Verfahren mit fast denselben Koeffizienten als Ergebnis stellt aufgrund seines unsinnig negativen R^2 eine hinreichende Warnung dar.

Als Fazit bleibt somit festzuhalten, daß LL mit zwei elementaren Beziehungen arbeiten: einem positiven Einfluß von z_t (und Lags) auf n_t , und zuvor einem negativen Einfluß von w_t auf z_t . Für die erste Beziehung wird eine Regression als schöner Beleg dargeboten; die zweite Beziehung wird nur behauptet, während unsere Nachprüfung per Regression auf vergleichbarem Niveau keinerlei Bestätigung ergibt (eher sogar eine Widerlegung). Dieser Gegensatz in den beiden grundlegenden Beziehungen $w_t \rightarrow z_t$ und $z_t \rightarrow n_t$ sollte etwas nachdenklich stimmen.

Kommen wir zum Abschluß dieses Abschnitts noch einmal auf Gl. (7) zurück, wonach die Lohnzurückhaltung z_t den quantitativen Anstieg der Arbeitsplätze erklärt. Betrachten wir dazu alternativ das Konzept, daß das Beschäftigungswachstum, unabhängig von den Lohnkosten, ausschließlich durch das Wachstum der Produktion bestimmt ist, daß also n_t aus der Wachstumsrate y_t nebst etwaigen Lags vorhergesagt werden kann. Statt eine weitere Regression durchzuführen, ist es anschaulicher, die

⁵Die Wortwahl “nicht auszuschließen” erinnert unwillkürlich wieder an die viel angenehmere, oben nur der Vollständigkeit halber erwähnte ceteris-paribus-Möglichkeit, daß x_t doch konstant bleibt.



Figur 1: Wachstumsrate des realen Volkseinkommens y ,
und Lohnzurückhaltung z .

Zeitreihen y_t und z_t in Figur 1 einander gegenüberzustellen (die horizontale 2%-Linie gibt die durchschnittliche Outputwachstumsrate zwischen 1982 und 1994 wieder). Generell sieht man, daß die Lohnzurückhaltung in den 80er Jahren beträchtlich zugenommen hat, absolut und in Relation zum Outputwachstum. Letzteres besagt natürlich nichts anderes, als daß die Reallöhne nur noch mäßig gestiegen sind (es gilt $y_t - z_t = \omega_t$).

Bezüglich des Einflusses von y_t auf n_t ist entscheidend, daß y_t und z_t ab 1982 sehr stark synchron verlaufen. Dies impliziert, daß eine Regression von y_t und Lags auf n_t so ziemlich dieselben Ergebnisse liefert wie eine Regression von z_t und Lags auf n_t . Die Lohnzurückhaltungs-Hypothese in Form von Gl. (7) mag als ökonometrisch gut belegt angepriesen werden, sie ist aber nicht eben trennscharf gegenüber der alternativen Hypothese, daß das Beschäftigungswachstum rein output-induziert ist.

Soweit scheint es nur um die Frage zu gehen, ob man die Wirkung $z_t \rightarrow n_t$ betrachtet oder, was vielleicht in theoretischer Hinsicht attraktiv ist, das Zwischenglied y_t einfügt: $z_t \rightarrow y_t \rightarrow n_t$, wonach eben y_t (und nicht erst n_t) durch z_t erklärt wird. Nur leider ist die Konzeption $z_t \rightarrow y_t$ empirisch nicht vernünftig behandelbar, weil, wie gerade gesehen, die Zeitreihen y_t und z_t einander zu ähnlich sind; das Reallohnwachstum weist einfach zu wenig Variation auf.⁶ Angesichts dieser Schwierigkeiten

⁶Es gilt, noch einmal zur Erinnerung, $y_t = z_t + \omega_t$. Numerisch betrug die mittlere Wachs-

liegt es dann nahe, die Bestimmung des Wirtschaftswachstums weniger pauschal zu modellieren.

Ohne in nähere Einzelheiten zu gehen, ließe sich z.B. vorbringen, daß eine Lohnzurückhaltung über den Rückgang der Kaufkraft und dem damit verbundenen Rückgang der Konsumnachfrage zu einem Abbau der Beschäftigung führt, der seinerseits einen weiteren Rückgang der Kaufkraft nach sich zieht. Es mag sein, daß die Gewinne pro Outputeinheit steigen. Dieser Effekt tritt aber in den Hintergrund, wenn die Unternehmen aufgrund der bisherigen negativen Absatzentwicklung auch für die Zukunft weitere Absatzeinbußen erwarten. Sie werden dann nicht nur die Produktion und damit die Beschäftigung weiterhin reduzieren, sie werden auch die Investitionen zurückstellen, was auch auf dieser Seite einen Nachfrageausfall darstellt und die Erwartungen der Unternehmen noch pessimistischer werden läßt. Insgesamt kann es so zu einer richtiggehenden Abwärtsspirale kommen.

Basiert also das gängige Argument der Lohnzurückhaltung auf einer “Milchmädchenrechnung”? Um den gegen die Kaufkraft-Hypothese zielenden Ausdruck aufzugreifen, wie er am Ende von Abschnitt 2 zitiert wurde. Wenn die dort skizzierten Einwände gegen Kaufkraft-Hypothese als so stichhaltig angesehen wurden, um sie direkt zu disqualifizieren, dann hätten wir an dieser Stelle doch ein ähnliches Disqualifizierungspotential gegen die Lohnzurückhaltung-Hypothese, auf demselben Argumentationsniveau.

5. Dynamische Wechselwirkungen

Die vorigen Abschnitte haben davor gewarnt, die hohen Korrelationen, die zwei makroökonomische Variable aufweisen (aufgrund von Konjunkturzyklen), als direkte kausale Abhängigkeit zu interpretieren. Es gibt Bereiche in der Wissenschaft, die diese Vereinfachungen längst hinter sich gelassen haben und differenziertere Ansätze verfolgen. Ein Beispiel sind die vielen Untersuchungen über die Transmissionsmechanismen und realen Effekte von geldpolitischen Maßnahmen der Zentralbank. Kaum eine Arbeit auf der Suche nach empirischen Zusammenhängen verzichtet hier auf eine mehr oder weniger umfangreiche Anwendung von Vektor-autoregressiven Methoden.

tumsrate (1982–1994) der Produktion 2.00% bei einer Standardabweichung von 2.49%, während die Reallöhne im Schnitt um 0.77% wuchsen, bei einer Standardabweichung von lediglich 0.58%. Allzu experimentierfreudig ist die Lohnpolitik in dieser Hinsicht also nicht gewesen (schon gar nicht nach oben, angesichts eines durchschnittlichen Wachstum der Arbeitsproduktivität von 1.43%).

Diesem Vorbild folgend wollen wir über die oben betrachteten Kaufkraft- oder Lohnzurückhaltungs-Relationen etwas hinausgehen und einige stilisierte Wechselbeziehungen zwischen mehreren Variablen postulieren, die für die anschließenden Simulationen auch numerisch zu spezifizieren sind. Um den bisherigen Rahmen nicht zu sprengen, wird weiterhin mit jährlichen Wachstumsraten und jährlichen Anpassungen gearbeitet. Zudem beschränken wir uns auf reale Größen, und zwar die folgenden drei: n_t , das Beschäftigungswachstum; y_t , die reale Outputwachstumsrate; und ω_t , die Wachstumsrate des Reallohnsatzes. Es erleichtert die Darstellung, sich direkt mit den Abweichungen von den durchschnittlichen ('Trend'-) Wachstumsraten zu befassen (ohne extra dafür neue Symbole einzuführen). Auf der Basis von theoretischen Vorüberlegungen (oder Vor-Urteilen), und schöpferisch ergänzt durch eine Reihe explorativer Regressionsschätzungen, soll das folgende kleine dynamische Modell untersucht werden:

$$y_t = \alpha_k k_t - \alpha_{\omega o} \omega_t - \alpha_{\omega 1} \omega_{t-1} \quad (11)$$

$$n_t = \beta_{y o} y_t + \beta_{y 1} y_{t-1} + \beta_{y 2} y_{t-2} - \beta_{\omega o} \omega_t - \beta_{\omega 1} \omega_{t-1} \quad (12)$$

$$\omega_t = \gamma y_t \quad (13)$$

Die Koeffizienten sind als nichtnegativ unterstellt. Gl.(11) kombiniert Kaufkraft- und Kostenargument. Man beachte, daß beide Größen, die Wachstumsrate der Kaufkraft $k_t = \omega_t + n_t$ und die Wachstumsrate der Reallöhne ω_t , einen direkten Einfluß auf die Produktion haben. Dies ist allerdings die einzige Stelle, wo sich die Kaufkraft bemerkbar macht. Ihr positiver Einfluß auf die Beschäftigung ist lediglich indirekt, via y_t , wie Gl. (12) zeigt. Im übrigen steigt die Beschäftigung auch, wenn die Löhne sinken (alles relativ zum Trend, was aus Gründen der sprachlichen Vereinfachung im weiteren stillschweigend vorausgesetzt sein soll). Da, wo es sinnvoll erscheint, sind die Reaktionen in (11) und (12) partieller Natur und können mit einer Verzögerung von bis zu zwei Jahren erfolgen (es sei an den 3-Jahres-Lag bei LL in Gl. (7) erinnert).

Der Annahme, daß der Reallohn (im Gegensatz zur Kaufkraft) direkt sowohl auf y_t als auch auf n_t wirkt, liegt folgende Idee zugrunde. Der ceteris-paribus-Einfluß des Reallohns auf den Output in (11) entspricht der Profitmaximierung der Firma in der kurzen Frist, in der der Kapitalstock gegeben ist (wobei hier die Profitmaximierung in Teilschritten umgesetzt wird). Auf der anderen Seite entspricht der ceteris-paribus-Einfluß des Reallohns auf die Beschäftigung in (12) der Substitution von Arbeit und Kapital.

Gl.(13) orientiert sich an der Idee einer Reallohn-Phillips-Kurve. Hinsichtlich

der Spezifikation ist es etwas genauer, sich auf das Konzept der sog. Lohnkurve zu beziehen.⁷ In den weiter unten zu betrachtenden Simulationen ist (13) allerdings nur zum Teil involviert, alternativ wird der Reallohn auch als exogene Größe behandelt werden.

Für die Aufstellung eines Basis-Szenarios seien den Koeffizienten in dem Modell die folgenden Werte zugewiesen:

$$\begin{array}{lll}
 \alpha_k = 1.00 & \alpha_{\omega_o} = 0.65 & \alpha_{\omega_1} = 0.65 \\
 \beta_{y_o} = 0.33 & \beta_{y_1} = 0.34 & \beta_{y_2} = 0.23 \\
 \gamma = 0.16 & \beta_{\omega_o} = 0.00 & \beta_{\omega_1} = 0.40
 \end{array} \tag{14}$$

Ein wenig Hintergrundinformation dazu liefert Tabelle 1. Der geschätzte Wert für α_k von 1.14 erscheint zu hoch. Läßt man alle anderen Parameterwerte unverändert, würde dies tatsächlich die dynamische Instabilität des Gesamtsystem implizieren. $\alpha_k = 1$ ist der Wert, der sich in einer einfachen Regression von k_t auf y_t ergibt.⁸ Bei Regressionen, die auch ω_t als unabhängige Variable mit einschließen, erweist sich dieser Einfluß als nicht signifikant. In dem Basis-Szenario ist der geschätzte Koeffizient von ω_{t-1} aufgespalten und die Hälfte auf α_{ω_o} verlagert, um wenigstens an einer Stelle im Modell einen unverzögerten Reallohneffekt zu haben.

Bei den Regressionen mit der Beschäftigungswachstumsrate n_t als abhängiger Variable würde der Einbezug von ω_t zu einer geringfügigen Verbesserung führen. Da wir den Einfluß der Löhne auf die Substitution von Arbeit durch Kapital als einen mittelfristigen Prozeß auffassen, haben wir davon Abstand genommen und $\beta_{\omega_o} = 0$ gesetzt.

Für die Analyse von Gl. (11) und (12) sind die gegenseitigen Abhängigkeiten zu beachten; y_t ist von n_t abhängig (via $k_t = \omega_t + n_t$) und umgekehrt. Wenn man (12) in (11) einsetzt und umformt, läßt sich n_t eliminieren und man erhält einen Ausdruck für die Abhängigkeit des Outputwachstums y_t vom gegenwärtigen Reallohn ω_t und

⁷In aggregierter Form und wenn man die (trendbereinigten) Bewegungen der Arbeitslosenquote durch die des Outputs ersetzt. Bezüglich der Wachstumsraten zeigt sich, daß eine einfache Regression von ω_t auf y_t klarere Ergebnisse bringt als auf n_t oder n_t und n_{t-1} . Für eine elaborierte ökonometrische Fundierung des Konzepts der Lohnkurve in Deutschland siehe Baltagi and Blien (1998).

⁸Das ist ungefähr dasselbe, was aus einer 2SLS-Schätzung von k_t und ω_{t-1} auf y_t herauskommt, mit n_t und einer Konstanten als First-Stage-Regressoren; der Koeffizient von ω_{t-1} ist hier praktisch null, während der Koeffizient von k_t einen hohen Standardfehler von etwa 2.5 aufweist. An der Stelle wird besonders deutlich, wie wünschenswert es ist, weitere Feedback-Effekte in die Analyse mit einzubeziehen.

Unabh. Variable	<u>Abhängige Variable</u>			
	y_t	n_t	ω_t	y_t
k_t	1.14 (0.19)	—	—	—
ω_{t-1}	-1.33 (0.65)	-0.40 (0.24)	—	-2.09 (1.36)
y_t	—	0.33 (0.05)	0.16 (0.05)	—
y_{t-1}	—	0.34 (0.06)	—	0.88 (0.29)
y_{t-2}	—	0.23 (0.06)	—	-0.30 (0.33)
SE	1.22	0.30	0.40	1.84
R ²	0.74	0.96	0.48	0.41
DW	1.73	2.11	2.18	2.05

Tabelle 1: OLS-Schätzungen (1982–1994).

Anm.: Standardfehler in Klammern.

den historischen Werten der Variablen:

$$y_t = \delta_{\omega o} \omega_t - \delta_{\omega 1} \omega_{t-1} + \delta_{y1} y_{t-1} + \delta_{y2} y_{t-2} \quad (15)$$

wobei

$$\begin{aligned} \delta_{\omega o} &= \frac{\alpha_k(1 - \beta_{\omega o}) - \alpha_{\omega o}}{1 - \alpha_k \beta_{y o}} & \delta_{\omega 1} &= \frac{\alpha_k \beta_{\omega 1} + \alpha_{\omega 1}}{1 - \alpha_k \beta_{y o}} \\ \delta_{y1} &= \alpha_k \beta_{y1} / [1 - \alpha_k \beta_{y o}] & \delta_{y2} &= \alpha_k \beta_{y2} / [1 - \alpha_k \beta_{y o}] \end{aligned}$$

Wenn man weiter die endogene Bestimmung des Reallohns mittels (13) ins Kalkül zieht, d.h. $\omega_t = \gamma y_t$ in (15) einsetzt und wieder nach y_t auflöst, gelangt man zur reduzierten Form, in der y_t lediglich durch die historischen Werte der Zustandsva-

riablen bestimmt ist:

$$\begin{aligned}
 y_t &= -\eta_{\omega 1} \omega_{t-1} + \eta_{y1} y_{t-1} + \eta_{y2} y_{t-2} \\
 &= \frac{-\delta_{\omega 1}}{1 - \gamma \delta_{\omega o}} \omega_{t-1} + \frac{\delta_{y1}}{1 - \gamma \delta_{\omega o}} y_{t-1} + \frac{\delta_{y2}}{1 - \gamma \delta_{\omega o}} y_{t-2}
 \end{aligned} \tag{16}$$

Anschließend können die Änderung der Beschäftigung und des Reallohns direkt mit Gl. (12) und (13) berechnet werden. Numerisch ergibt sich aus den Parameterwerten in (14) für die drei Koeffizienten

$$-\eta_{\omega 1} = -1.71 \quad \eta_{y1} = 0.55 \quad \eta_{y2} = 0.38 \tag{17}$$

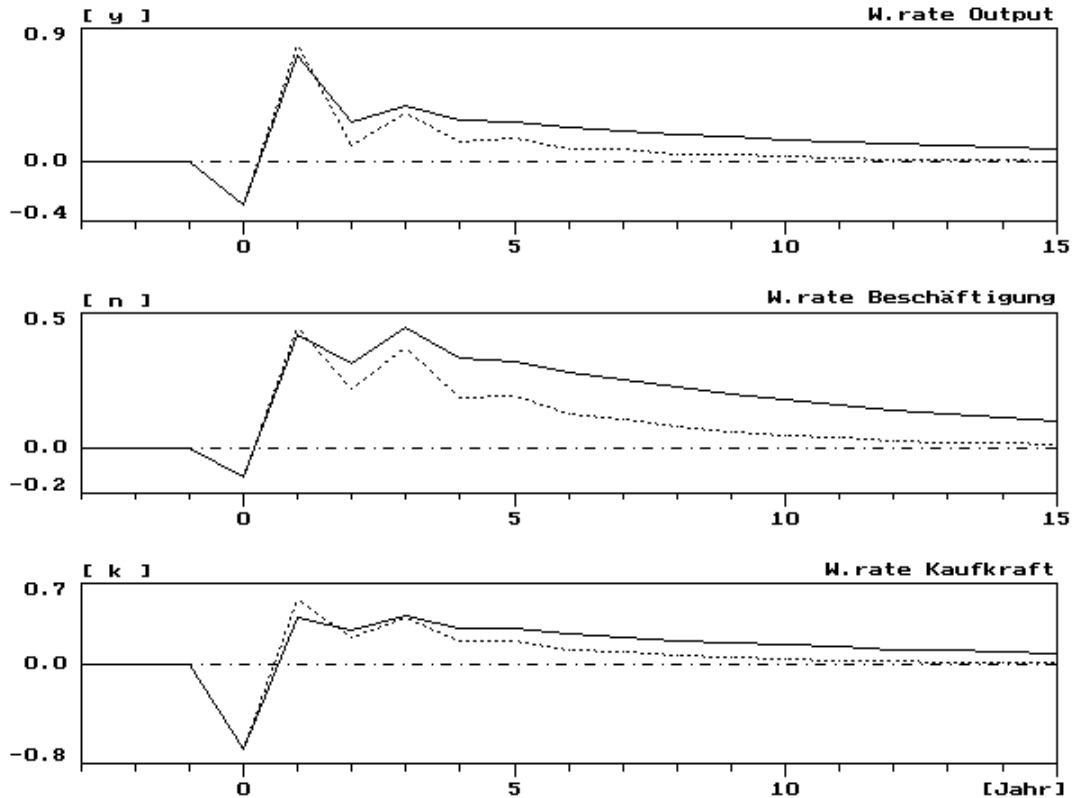
Die letzte Spalte in Tabelle 1 zeigt, daß die Implikationen der Setzung der Parameter mit den empirischen Daten grob verträglich sind. Wegen der großen theoretischen Bedeutung des Netto-Feedbacks der Reallöhne auf den Output ist der Koeffizient $\eta_{\omega 1}$ am wichtigsten. Nach der Schätzung hat $-\eta_{\omega 1}$ das richtige Vorzeichen und auch die richtige Größenordnung. Der Koeffizient η_{y1} in (17) ist vielleicht etwas klein, während η_{y2} wohl eher null sein sollte. Man kann jetzt natürlich an den Werten in (14) solange ‘drehen’, bis die dadurch bestimmten η -Koeffizienten denen in der letzten Spalte von Tabelle 1 gleichen. Es wäre bei diesen Manipulationen allerdings zum einen darauf zu achten, daß nicht die Stabilität des Gesamtsystems verloren geht, und zum anderen, daß die durch einen Reallohn-Schock induzierten Reaktionen in einem vernünftigen Bereich bleiben.

Um die weitere Diskussion zu strukturieren, sei angenommen, daß sich die Ökonomie in der Vergangenheit auf ihrem gleichgewichtigen Wachstumspfad befand; konkret $y_t = 0$, $n_t = 0$, $\omega_t = 0$ für $t \leq -1$. Im Jahr $t=0$ erfolge ein Schock in Form einer Zurücknahme des Reallohnwachstums. Die Stärke richte sich nach der empirischen Standardabweichung von ω über 1982–1994, das heißt $\Delta\omega = \omega_o = -0.58$ (Prozent). Den Effekt noch im selben Jahr auf die gesamte ökonomische Aktivität kann man Gl. (15) entnehmen. Maßgebend ist der Koeffizient $\delta_{\omega o}$, der sich im Basis-Szenario wegen $\beta_{\omega o} = 0$ und $\alpha_k > \alpha_{\omega o}$ als klar positiv erweist. In anderen Worten, der Ausfall der Kaufkraft durch die Reallohnsenkung ist dominant,

$$\Delta y = \delta_{\omega o} \Delta\omega = 0.522 \cdot (-0.58) = -0.303$$

Man beachte auch, daß Lehments (1991, S. 84) in Abschnitt 4 zitierte Intuition, wonach “eine Verminderung des Lohnzuwachses ... eindeutig zu einem Zurückbleiben des Lohnanstiegs hinter den Anstieg des Volkseinkommens [führt]”, hier bestätigt wird. Nichtsdestoweniger, die Wachstumsrate der Beschäftigung geht ebenfalls

zurück, wenn auch (wegen $\beta_{y_0} = 0.33 < 1$) nicht so stark wie y selbst, $\Delta n = -0.100$. Der Kaufkraftschwund addiert sich so auf $\Delta k = -0.68$. Bei $\Delta\omega = +0.58$ hätte man natürlich die spiegelbildlichen Effekte. Die Parametersetzung (14) präjudiziert also einen Sieg der Kaufkraft-Hypothese über die Lohnzurückhaltungs-Hypothese?



Figur 2: Anpassungspfad nach Reallohn-Schock $\Delta\omega = -0.58$.

Anm.: Durchgezogene Linie: $\omega_t = 0$ für $t \geq 1$; gepunktete Linie: ω_t endogen gemäß Gl. (13) für $t \geq 1$.

In einem vollspezifizierten dynamischen Modell wird man mit einer solchen Schlußfolgerung vorsichtig sein, da sie sich ja nur auf die Erst-Runden-Effekte bezieht. Sowohl Gl. (11) als auch Gl. (12) weisen schließlich verzögerte Reallohneffekte auf, die den ursprünglichen Outputeffekten entgegenwirken. Die Frage muß also ihrer

relativen Stärke gelten. Um die Zweit-Runden-Effekte und auch die Reaktionen in den Jahren danach zu untersuchen, führen wir eine Simulation des dynamischen Systems durch. Zum einen interessieren wir uns für den Anpassungspfad zurück zum Gleichgewicht unter der *ceteris-paribus*-Annahme, daß die Reallöhne sofort wieder ihrem Trend gemäß wachsen, $\omega_t = 0$ für $t \geq 1$; zum anderen unter der Annahme, daß sie ab $t = 1$ endogen durch Gl. (13) bestimmt sind. Die Reaktionen können in Figur 2 verfolgt werden.

Figur 2 enthüllt die Bedeutung der Lohnzurückhaltungs-Hypothese in der zweiten Runde. Erst ein Jahr nach dem Schock, in $t = 1$, machen sich die output- und beschäftigungsfördernden Wirkungen der Reallohnsenkung bemerkbar, dafür übertreffen sie dann aber auch deutlich den aus dem Vorjahr resultierenden negativen Outputsog. In dem Szenario $\omega_t = 0$ ($t \geq 1$) steigt die Outputwachstumsrate auf $y_1 = -\delta_{\omega 1} \omega_o + \delta_{y 1} y_o = -1.567 \cdot (-0.58) + 0.507 \cdot (-0.303) = 0.909 - 0.153 = 0.755$.

In den darauffolgenden Jahren geht die Outputwachstumsrate wieder zurück. Der Anpassungspfad ist jedoch monoton und das Wachstum bleibt positiv; entsprechend die Beschäftigung. Figur 2 zeigt auch, daß die Konvergenz zurück zum Gleichgewicht ziemlich lange dauert. Wenn wir die Beschäftigung auf dem ursprünglichen Wachstumspfad mit 100 indizieren, dann hat die Ökonomie, wenn sie dem neuen Wachstumspfad (mit den gleichen Wachstumsraten natürlich) hinreichend nahe gekommen ist, einen Beschäftigungsindex von 103.94 erreicht. Dieser Wert sei als der akkumulierte Beschäftigungseffekt (ABE) bezeichnet.⁹

Die gepunkteten Linien in Figur 2 stellen die Anpassungen dar, die sich alternativ ergeben, wenn die Lohnkurven-Gleichung (13) nach dem Schock reaktiviert wird. Mit der Teilhabe der Arbeitnehmer an den Produktionssteigerungen und den damit verbundenden Erlösen fallen die Wachstumsraten ab $t = 2$ durchweg niedriger als bei $\omega_t = 0$ aus. Der akkumulierte Beschäftigungseffekt beträgt in diesem Fall lediglich $ABE = 101.69$.

Insgesamt läßt sich, etwas sportlich ausgedrückt, folgendes Fazit ziehen: Punkt-sieg der Lohnzurückhaltungs-Hypothese über die Kaufkraft-Hypothese — wenn-gleich die makroökonomischen Reaktionen der Ökonomie keineswegs so schön glatt ausfallen, wie dies von Lehment (1991) und Lapp und Lehment (1997) behauptet

⁹Der Einfachheit halber läßt der Index die systematische Wachstumskomponente der Beschäftigung außer acht. Er setzt $N_o = 100$ und berechnet sukzessive, mit n_t als der Abweichung der Wachstumsrate von ihrem Mittelwert, das Beschäftigungsvolumen $N_{t+1} = (1 + n_t)N_t$, $t = 0, 1, \dots$. Spätestens ab $t = 50$ ist n_t wieder "hinreichend nahe" null, so daß wir $ABE = N_{50}$ setzen.

wird.

Unternehmen wir abschließend eine kleine Sensitivitätsanalyse und betrachten die Stärke der Beschäftigungseffekte, die aus anderen Parameterkonstellationen resultieren. Die Ergebnisse, die man für ceteris-paribus-Variationen der einzelnen Parameterwerte erhält, sind in Tabelle 2 wiedergegeben. Unterschieden sind wieder die zwei Szenarien; die etwas akademische Übung mit sofortiger Rückkehr des Reallohns nach dem Schock zu seinem Trendwachstum, und das volle Modell (11–13) ab $t=1$.

Parameter	ABE	
	mit Gl. (13)	ohne Gl. (13)
Basis-Szenario	101.69	103.94
$\alpha_k = 0.70$ (vs. 1.00)	101.06	101.48
$\alpha_{\omega_0} = 0.30$ (vs. 0.65)	101.10	102.07
$\alpha_{\omega_1} = 0.30$ (vs. 0.65)	101.22	102.07
$\beta_{\omega_0} = 0.20$ (vs. 0.00)	102.01	105.15
$\beta_{\omega_1} = 0.60$ (vs. 0.40)	101.91	105.15
$\beta_{y_0} = 0.40$ (vs. 0.33)	102.59	(111.69)
$\beta_{y_1} = 0.40$ (vs. 0.34)	102.43	109.23
$\beta_{y_2} = 0.00$ (vs. 0.23)	100.72	101.06
$\gamma = 0.30$ (vs. 0.16)	101.06	103.94

Tabelle 2: Akkumulierte Beschäftigungseffekte (ABE) bei ceteris-paribus-Variationen der Parameterwerte.

Anm.: 2. Spalte: ω_t endogen gemäß Gl. (13) für $t \geq 1$; 3. Spalte: $\omega_t = 0$ für $t \geq 1$. Der Klammerwert weist auf eine extrem lange Konvergenzzeit hin.

Die Beschäftigungseffekte gehen alle in die erwartete Richtung. Hinsichtlich der Sensitivität der Reaktionen ist die unterschiedliche Rolle der Parameter im vollen Modell am bemerkenswertesten. Auch größere Veränderungen der Koeffizienten, die die Feedbacks des Reallohns repräsentieren, haben recht begrenzte Effekte zur Folge (vgl. α_{ω_0} , α_{ω_1} , β_{ω_0} , β_{ω_1}). Das gilt auch für die Steigung der Lohnkuve, γ , und

selbst die in α_k erfaßte Stärke des unmittelbaren Kaufkrafteffektes. Schon leichte Veränderungen der Koeffizienten $\beta_{y0}, \beta_{y1}, \beta_{y2}$, die den Feedback der Produktion auf die Beschäftigung widerspiegeln, haben demgegenüber weitaus markantere Wirkungen. Wenn man sich auf die reduzierte Form des Outputwachstums in Gl. (15) oder (16) bezieht, könnte man davon sprechen, daß diese Koeffizienten die Akzelerator-Effekte des Modells bestimmen. Aus Tabelle 2 läßt sich entnehmen, daß dieser Art von Propagations-Mechanismen die höchste Aufmerksamkeit zuteil werden sollte.

6. Zusammenfassung

Im Zentrum der Erörterungen stand, direkt oder indirekt, die Lohnzurückhaltungs-Hypothese, wonach ein relativer Rückgang in der Lohnzuwachsrate zu einem relativen Anstieg der Beschäftigung führt. Spezifisch setzte sich das Papier mit einem empirischen Beleg dieser Vorstellung auseinander, der wiederholt innerhalb des Kieler Instituts für Weltwirtschaft vorgebracht wurde (Lehment, 1991, und Lapp und Lehment, 1997: kurz LL; popularisiert von Siebert, 1995, S.98ff). Hierbei handelt es sich um die Schätzung einer einfachen Regression der als Lohnzurückhaltung definierten Variablen z_t , nebst einigen Lags, auf die jährliche Wachstumsrate der Beschäftigung n_t . Es ist natürlich eine Binsenwahrheit, daß eine solche formale Beziehung, und sei sie der Schätzung nach noch so schön wie im vorliegenden Fall, nichts ‘beweist’. Neben einem Gefühl für gewisse quantitative Zusammenhänge kann ihr Zweck jedoch darin bestehen, die Glaubwürdigkeit der betrachteten Hypothese zu erhöhen.

Ein Ziel des Papiers war es, diese Glaubwürdigkeit zu relativieren. Dazu wurde der Regressionsansatz für die Lohnzurückhaltungs-Hypothese kontrastiert mit einer analogen Schätzung des dem Wesen nach entgegengesetzten Konzepts, nämlich der einfachsten Form der Kaufkraft-Hypothese. Es wurde herausgestellt, daß man hier — bei derselben Art, die Zusammenhänge zu spezifizieren, und bei derselben ökonometrischen Behandlungsweise — zu Ergebnissen gelangt, die in ihrer Güte denen der Lohnzurückhaltungs-Hypothese in nichts nachstehen. Was nur die Schlußfolgerung zuläßt, daß, auf dem von LL gewählten Niveau der Diskussion, die Lohnzurückhaltungs-Hypothese und die Kaufkraft-Hypothese dieselbe Glaubwürdigkeit besitzen. Oder negativ ausgedrückt: die Lohnzurückhaltungs-Hypothese ist in der von LL präsentierten Form nicht weiter erkenntnisfördernd; genausowenig wie die hier am Anfang präsentierte, fast primitiv zu nennende Form der Kaufkraft-Hypo-

these.

Wenn man an dieser Stelle weiterkommen will, muß die Diskussion differenzierter gestaltet werden. Das heißt, die hauptsächlich beteiligten makroökonomischen Variablen — und das sind mehr als eine auf der linken Seite und eine andere auf der rechten Seite einer Regressionsgleichung — müssen in ihren dynamischen Wechselbeziehungen gesehen werden. Bezüglich einer Gesamtwirkung Variable $A \rightarrow$ Variable B sind die wichtigen Zwischenglieder herauszuarbeiten, und die entsprechenden Einzel-Feedbacks müssen, wenn auch in arg reduzierter Form, explizit in die Modellierung mit einbezogen werden. Im allgemeinen erfordert ein solches Vorgehen ein Zusammenspiel von theoretisch motivierten Entwürfen und ökonometrisch noch sinnvoller Behandlung. Wenn die Transmissionsmechanismen der Geldpolitik der Zentralbank ein Gebiet darstellen, auf dem mit elaborierten Methoden detaillierte (makroökonomische) Untersuchungen durchgeführt und diskutiert werden, dann sollte ähnliches doch auch für die Transmissionsmechanismen von Lohnänderungen erwartet werden dürfen?!

Abschnitt 5 machte einen konkreten Vorschlag in die angedeutete Richtung. Insbesondere integrierte das kleine dort vorgestellte Modell positive *ceteris-paribus* Beschäftigungswirkungen, die sowohl von einer Erhöhung der Kaufkraft als auch von einem Rückgang der Löhne ausgehen. Es ist gerade das Ziel der weiteren dynamischen Analyse herauszufinden, welche Effekte in den diversen Feedback-Schleifen sich dann kurz- oder mittelfristig als bedeutsamer erweisen, und welche Größenordnung die sich ergebenden Netto-Effekte haben. Bei aller Einfachheit des Modells konnte so gezeigt werden, daß die Kaufkraftwirkungen im ersten Jahr dominieren, sie aber in den darauffolgenden Jahren deutlich von den entgegengesetzten Reallohneffekten übertroffen werden. Gegenüber Veränderungen in den zugrundeliegenden Reaktionskoeffizienten war dieses grundsätzliche Ergebnis sogar recht robust — innerhalb des gewählten Rahmens.

Angesichts des sehr engen Rahmens, in dem die Vektor-Autoregressionen entworfen wurden: geringe Anzahl der zugelassenen Feedbacks und gerade mal 13 Jahreswerte als Datengrundlage, sind die erhaltenen Ergebnisse natürlich ebenfalls nur beschränkt glaubwürdig. Immerhin sind sie aber schon wesentlich differenzierter als die zuvor angestellten Pauschal-Betrachtungen. Der in Abschnitt 5 vorgeschlagene Ansatz kann also eine Arbeitsgrundlage bilden. Er gestattet zielgerichteter Fragen für weitere Untersuchungen, und er gibt Anregungen für eine fruchtbarere Debatte über Lohnzurückhaltung versus Kaufkraft als die mit leichten Variationen versehenen Wiederholungen der alten Behauptungen, wie man sie sonst so oft vorgeführt

bekommt.

Literatur

BALTAGI, B.H. AND BLIEN, U. (1998), “The German wage curve: evidence from the IAB employment sample”, *Economics Letters*, 61, 135–142.

JOHNSTON, J. (1984), *Econometric Methods*. New York: McGraw-Hill.

LAPP, S. UND LEHMENT, H. (1997), “Lohnzurückhaltung und Beschäftigung in Deutschland und in den Vereinigten Staaten”, *Die Weltwirtschaft*, Heft 1.

LEHMENT, H. (1991), “Lohnzurückhaltung, Arbeitszeitverkürzung und Beschäftigung. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland 1973–1990”, *Die Weltwirtschaft*, Heft 2, S. 72–85.

SIEBERT, H. (1995), *Geht den Deutschen die Arbeit aus? Wege zu mehr Beschäftigung*. München: Goldmann Verlag.

VRING, T. VON DER (1998), “Lohnzurückhaltung als Mittel der Beschäftigungsmehrung — kritische Anmerkungen zur Empirie”, Universität Bremen, IKSF-Discussion Paper No. 17.