

Adolph, Brigitte; Wolfstetter, Elmar

Article

Lohnindexierung und Geldpolitik bei informativen Preisen

Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (ZWS) - Vierteljahresschrift der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Verein für Socialpolitik

Provided in Cooperation with:

Duncker & Humblot, Berlin

Suggested Citation: Adolph, Brigitte; Wolfstetter, Elmar (1988) : Lohnindexierung und Geldpolitik bei informativen Preisen, Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (ZWS) - Vierteljahresschrift der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Verein für Socialpolitik, ISSN 0342-1783, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 108, Iss. 3, pp. 335-353, <https://doi.org/10.3790/schm.108.3.335>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/291686>

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.



<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

Lohnindexierung und Geldpolitik bei informativen Preisen

Von Brigitte Adolph und Elmar Wolfstetter*

Die Indexierung der Löhne an das Preisniveau dient der Risikoallokation in unvollständigen Märkten. Welche Indexierungsregeln ergeben sich im nicht-kooperativen Marktgleichgewicht? Soll die Indexierung durch den Gesetzgeber reguliert werden? Ist die Forderung nach geldpolitischer Disziplin begründet? Welche Rolle spielt dabei der Informationsgehalt des Preisniveaus? Diese Fragen werden in einem gesamtwirtschaftlichen Modell mit realen und monetären Zufallsstörungen untersucht. Dabei wird die Indexierung als statistisches Inferenzproblem – von beobachtbaren Preisen auf zugrundeliegende Störungen – interpretiert.

Zu kaum einem Thema gibt es in den westlichen Industrienationen so unterschiedliche gesetzliche Rahmenbedingungen wie zur Lohnindexierung. In den USA gilt das Prinzip der Vertragsfreiheit. Die Lohnindexierung ist dort weit verbreitet; etwa 60% der gewerkschaftlich organisierten Arbeitnehmer haben indexierte Tarifverträge¹. Dagegen ist die Indexierung in zahlreichen europäischen Ländern gesetzlich vorgeschrieben². Deutschland nimmt eine Sonderstellung ein. Unter Berufung auf den Paragraphen 3 des Alliierten Währungsgesetzes von 1948 sind indexierte Arbeitsverträge ohne ausdrückliche Genehmigung der Bundesbank verboten³.

In der wissenschaftlichen Diskussion wurde die vollständige Indexierung bis Mitte der siebziger Jahre vorbehaltlos befürwortet⁴. Die Vereinbarung

* Diese Arbeit wurde von der Deutschen Forschungsgemeinschaft im Rahmen des Projekts WO: 333/1-2 gefördert.

¹ cf. *Ehrenberg / Danziger / Gee* (1983).

² Zu einem Überblick über die europäischen Lösungen cf. *Emerson* (1983).

³ Eine leidenschaftliche Kritik an dieser Einschränkung der Vertragsfreiheit und insbesondere an ihrer begrifflichen Verklärung mit Vokabeln, wie „Nominalprinzip“ oder „Mark-gleich-Mark-Prinzip“, findet sich bei *Stützel* (1978). Selbstverständlich ist weder das Verbot noch der in anderen europäischen Ländern beobachtete Oktroi wohlfahrtstheoretisch begründet. So ist denn auch das deutsche Verbot vermutlich nur eine unbedachte Nebenwirkung eines Gesetzes, das die rasche Wiedereinführung der Geldwirtschaft im Nachkriegsdeutschland zum Ziel hatte; erklärungsbedürftig bleibt jedoch die Beibehaltung des Indexierungsverbots. Nebenbei sei erwähnt, daß die Indexierung der Löhne an den Produktpreis – nicht den Preisindex – im letzten Jahrhundert, etwa in der Kohlen- und Stahlindustrie, häufig vorkam. Die Indexierung an den Consumer Price Index hat sich z. B. in den USA seit dem bahnbrechenden Tarifvertrag zwischen General Motors und den United Auto Workers aus dem Jahre 1948 durchgesetzt.

⁴ cf. *Friedman* (1974) sowie die Beiträge in *Giersch* (1974).

fester Reallöhne galt als Allheilmittel gegen unvorhersehbare inflationäre Entwicklungen. Dabei wurde jedoch übersehen, daß unvorhergesehene Preisniveauänderungen nicht allein auf monetäre, sondern auch auf reale Zufallseinflüsse zurückzuführen sind. Aus diesem Grund wird die Indexierung in der neueren Literatur weniger optimistisch beurteilt. So hat z.B. *Gray* (1976) behauptet, daß die vollständige Indexierung zu größeren Schwankungen des Produktionsniveaus und damit zu höherer Instabilität führen würde als die Kassamarktlösung. Die damit verbundenen Wohlfahrtsverluste könnten durch eine unvollständige Indexierung zwar nicht beseitigt, jedoch verringert werden. Wenn daher von der Kassamarktlösung abgewichen werden müsse, dann sei es optimal, die Löhne nur unvollständig zu indexieren.

Ohne Zweifel wurde das Verständnis des Indexierungsproblems durch die Berücksichtigung realer Störungen erheblich vertieft. Während aber die Indexierung in der frühen Literatur als Instrument der Risikoallokation befürwortet wurde, blieb dieser zentrale Aspekt in der neueren Literatur völlig unbeachtet. Genau dieser Aspekt spielt jedoch in der Wirtschaftspraxis die weitaus wichtigste Rolle.

Der vorliegende Beitrag knüpft an die ältere Tradition an, berücksichtigt jedoch, daß Preisniveauänderungen sowohl monetäre als auch reale Störungen widerspiegeln. Wie in der älteren Literatur erweist es sich auch in diesem Fall als vorteilhaft, von der Kassamarktlösung abzuweichen und indexierte Löhne zu vereinbaren. Zwar führt die Indexbindung an das Preisniveau nun nicht mehr zur „erstbesten“ Risikoallokation, so wie sie sich bei ausschließlich monetären Störungen – und allgemeiner, in jedem vollständigen System von Märkten (im Sinne von Arrow und Debreu) – ergeben würde. Neben einer optimalen Allokation der Ressourcen ermöglicht sie jedoch eine im Vergleich zur Kassamarktlösung bessere Verteilung der Einkommensrisiken.

Die „erstbeste“ Risikoallokation würde eine direkte Kopplung der Löhne an die realen und monetären Zufallsstörungen in der Weise erfordern, daß der Lohnsatz auf reale Störungen reagiert, von monetären Einflüssen jedoch unabhängig ist. Dies kann durch eine Indexierung an das Preisniveau nicht erreicht werden. Eine Bindung der Löhne an die Preise ist daher nur eine Ersatzlösung, auf die zurückgegriffen wird, wenn eine direkte Kopplung an die relevanten Zufallsstörungen ausgeschlossen ist⁵.

Die wichtigste Neuerung dieses Beitrages besteht darin, daß die optimale Indexierung explizit als statistisches Inferenzproblem – von Preisen auf

⁵ Ein perfektes Substitut für die state-contingent Güter im Sinne von Arrow und Debreu sind bekanntlich die sogenannten Arrow-Wertpapiere – das sind Wertpapiere, deren Ertrag an jeweils eine der vorausgesetzten Zustandsvariablen gekoppelt ist (cf. *Arrow* (1956)). Ein Indexierungsproblem gibt es selbstverständlich nur dann, wenn auch diese Arrow-Wertpapiere nicht anreizkompatibel sind.

zugrundeliegende Störungen – formuliert wird. Entscheidend dafür, ob der Lohn vollständig oder nur unvollständig an das Preisniveau indexiert werden soll, ist allein der *Informationsgehalt* des Preisniveaus. Wenn die Preisbeobachtung keinerlei Aufschluß über die zugrundeliegenden realen Störungen gibt, dann ist es optimal, einen festen Reallohn zu vereinbaren (*vollständige* Indexierung). Die Preisbeobachtung ist dann ohne jeden Nutzen für die Allokation realer Risiken, und die Lohnfunktion wird so gewählt, daß zumindest die monetären Risiken neutralisiert werden. Die vollständige Indexierung ist also ein Grenzfall, der dann zum Zuge kommt, wenn die Allokation realer Risiken durch Indexierung an das Preisniveau nicht gesteuert werden kann. *Unvollständige* Indexierung resultiert dagegen dann, wenn die Beobachtung eines höheren Preisniveaus den statistischen Schluß auf eine niedrigere Produktivität erlaubt. Zugunsten einer besseren Allokation realer Risiken wird dann auf die Neutralisierung monetärer Risiken verzichtet.

Unvollständige Indexierung impliziert die Nicht-Neutralität des Geldes. Die Anwendung optimaler Indexierungsregeln führt daher nicht zu der von den früheren Protagonisten der Indexierungslösung erhofften Irrelevanz der Geldpolitik. Indexierung ist kein Ersatz für geldpolitische Disziplin. Bei partiell informativen Preisen gilt vielmehr, daß die Stabilisierung der Geldmenge zu einer Erhöhung der gesellschaftlichen Wohlfahrt führt. Mit zunehmender monetärer Unsicherheit wird der statistische Schluß von der Preisbeobachtung auf die zugrundeliegende Produktivität immer *unschärfer*; die Indexierung an das Preisniveau ermöglicht daher eine immer schlechtere Allokation realer Risiken. Damit eröffnet unsere Analyse auch eine intuitiv änsprechende Interpretation der Vorteile einer in der wirtschaftspolitischen Diskussion häufig geforderten Stabilisierung des Geldangebots.

Abschn. 1 beginnt mit einigen Bemerkungen zur traditionellen Indexierungsliteratur. Es folgt die Darstellung des Modells (*Abschn. 2*), und die Charakterisierung optimaler Indexierungsregeln (*Abschn. 3*). Schließlich wird in *Abschn. 4* dargelegt, daß eine Stabilisierung der Geldmenge zu einer Erhöhung der gesellschaftlichen Wohlfahrt führt. Die Arbeit schließt mit einigen weiterführenden Fragen (*Abschn. 5*).

1. Zur traditionellen Indexierungsliteratur

Die Lohnindexierung wurde bereits von *Marshall* (1887) im Rahmen der Bimetallismus-Kontroverse und später u. a. von *Fisher* (1922) und *Friedman* (1974) propagiert. In diesen Beiträgen stand die Allokation monetärer Risiken im Vordergrund. Ein wesentlicher Mangel war die Vernachlässigung realer Störungen. Eine veränderte Sicht des Indexierungsproblems ergaben

die Aufsätze von *Gray* (1976), (1978) und die dadurch ausgelöste Diskussion; es folgen einige kritische Bemerkungen zu diesen Beiträgen⁶.

In der durch *Gray* initiierten Indexierungsliteratur ist es üblich, die optimale Lohn-Preis-Funktion so zu bestimmen, daß der Erwartungswert der quadrierten Abweichung des aggregierten Angebots von dem Niveau minimiert wird, das sich auf markträumenden Kassamärkten ergeben würde. Die Bestimmung der Beschäftigungsmenge erfolgt ausschließlich durch die Arbeitsnachfrage der Unternehmen, die auf Zufallsschwankungen des Preisniveaus reagieren kann⁷. Bei einer vollständigen Indexierung der Löhne wäre nun zwar der reale Sektor vollständig von allen monetären Störungen isoliert, auf Produktivitätsänderungen würde das Produktionsniveau jedoch empfindlicher reagieren, als dies auf einem Kassamarkt für Arbeit der Fall wäre. Deshalb, so die Folgerung, ist bei Vorliegen realer und monetärer Störungen eine nur unvollständige Indexierung optimal.

An dem kurz umrissenen Argument stört in erster Linie die Verwendung des markträumenden Kassamarktgleichgewichts als Wohlfahrtsnorm. Offen bleibt, warum man es nicht einfach bei der Kassamarktlösung beläßt. Wenn doch das Marktergebnis auf Kassamärkten die beste aller möglichen Welten ist, wäre dann nicht die beste Indexierung der Verzicht auf Indexierung⁸? Diese Schlußfolgerung übersieht jedoch, daß die Kassamarktlösung bei risikoaversen Akteuren keine optimale Verteilung der Einkommensrisiken gewährleistet und somit gar nicht Pareto optimal ist⁹. Genau davon sieht die verwendete Wohlfahrtsnorm ab.

Ein weiteres Problem ist die Verwendung unvollständiger Arbeitsverträge, die nur die Entlohnung regeln, aber die Wahl der Beschäftigungsmenge den Unternehmen freistellen. Wenn das Beschäftigungsniveau ausschließlich durch die Arbeitsnachfrage bestimmt wird, dann weicht die Grenzrate der Substitution in der Regel von der Grenzrate der Transformation ab. Durch Vereinbarung eines anderen Beschäftigungsniveaus könnten

⁶ Zu einer wesentlich detaillierteren Auseinandersetzung mit *Gray's* Modell cf. unseren Beitrag: *Adolph / Wolfstetter* (1988).

⁷ *Cukierman* (1980) hat untersucht, wie sich *Gray's* Schlußfolgerungen ändern, wenn die Beschäftigung durch das Arbeitsangebot rationiert wird.

⁸ So ist denn auch das Vorgehen von *Karni* (1983) nur konsequent, wenn er – auf Umwegen – durch eine Indexierung des Nominallohnsatzes an das Preis- und Produktionsniveau die Kassamarktlösung zu reproduzieren sucht.

⁹ Nun ist zwar nach dem ersten Hauptsatz der Wohlfahrtstheorie jedes Walras-Gleichgewicht Pareto-optimal; dieses Ergebnis setzt jedoch ein vollständiges Marktsystem voraus. In einem vollständigen Marktsystem wäre Arbeit für jede mögliche Realisation der Zufallsvariablen ein anderes Gut. Als Ergebnis des Tausches der so unterschiedenen Arten von Arbeit gegen Konsumgüter ergäbe sich dann ein Reallohn (charakterisiert durch den resultierenden Konsumstrom), der auf zufallsbedingte Produktivitätsänderungen reagiert, von monetären Zufallseinflüssen aber unabhängig ist. Im Gleichgewicht wäre die Allokation der Ressourcen und Risiken optimal. Weder in einem Marktgleichgewicht mit Lohnindexierung noch in einem Kassamarktgleichgewicht sind alle Optimalitätseigenschaften erfüllt.

daher beide Marktseiten besser gestellt werden. Darauf hat insbesondere Barro (1976) hingewiesen; er betont zurecht: "The puzzle, then, is why the parties would agree, ex ante, to a form of contract that imposes these sorts of ex post dead-weight losses."

2. Das Modell

Die folgende Analyse beschreibt eine Volkswirtschaft mit N identischen Arbeitern und N identischen Unternehmen ($N \rightarrow \infty$), in der sowohl reale als auch monetäre Zufallsstörungen vorkommen. Arbeiter und Produzenten sind risikoavers. Vor Kenntnis der Zufallsstörungen schließen sie einen Arbeitsvertrag, in dem neben dem Reallohn (w) auch die Arbeitszeit (h) geregelt wird. Gewählt wird derjenige Vertrag, der die gemeinsame Wohlfahrt maximiert. Bei dieser Wahl sind die Vertragspartner nur in einer Hinsicht eingeschränkt: eine Kopplung an die Zufallsvariablen darf nur indirekt über eine Indexierung an das Preisniveau vorgenommen werden. Arbeits- und Gütermarkt werden durch einen funktionierenden Preismechanismus geräumt. Alle Akteure sind Preisnehmer. Im kontrakttheoretischen Kontext bedeutet dies, daß der Erwartungsnutzen der Beschäftigten für das einzelne Unternehmen ein Datum ist, das sich im Gleichgewicht so einstellen wird, daß jede Unternehmung genau einen Arbeiter nachfragt.

Im Unterschied zur traditionellen Indexierungsliteratur betrachten wir also vollständige Arbeitsverträge, die sowohl die Entlohnung als auch die Arbeitszeit regeln. Ferner beschränken wir unsere Analyse weder auf log-lineare Indexierungsregeln, noch auf spezielle Nutzen- und Produktionsfunktionen. Ein weiterer Unterschied besteht darin, daß die Realisation der Zufallsvariablen erst nach Ausführung der Produktionspläne eintritt. Die Angebotsentscheidung ist somit eine Entscheidung bei Unsicherheit, und sie kann nicht auf die Beobachtung der Zufallsvariablen reagieren.

Produziert wird ein homogenes Konsumgut. Die Produktionsfunktion

$$(2.1) \quad y = \theta x(h, n)$$

hat übliche Eigenschaften. Sie ist zweimal stetig differenzierbar und strikt konkav; zusätzlich gilt $y = 0$ für $n = 0$ oder $h = 0$ sowie $x < +\infty$. Dabei bezeichnet $h \geq 0$ die Arbeitszeit pro Arbeiter, n die Zahl der Beschäftigten pro Unternehmen und θ einen Produktivitätsparameter. $\theta \in (\underline{\theta}, \bar{\theta})$, $\bar{\theta} > \underline{\theta} > 0$, ist eine Zufallsvariable, mit der positiven Dichtefunktion $f(\theta)$.

Der Produktpreis (p) ist folgendermaßen bestimmt:

$$(2.2) \quad p = Nm / \left(\sum_i \theta x(h_i, n_i) \right), \quad i = 1, \dots, N.$$

Dabei ist $m \in (0, \bar{m})$, $0 < \bar{m} < +\infty$, eine Zufallsvariable, mit der positiven Dichtefunktion $g(m)$. m ist das Produkt aus Geldmenge und Umlaufgeschwindigkeit. Schwankungen von m gehen somit auf Schwankungen der Geldmenge oder der Umlaufgeschwindigkeit zurück. Die Analyse ist daher mit den verschiedensten Deutungen der Quantitätsgleichung vereinbar.

Arbeiter und Unternehmer sind durch die v. Neumann-Morgensternschen Nutzenfunktionen $U(w, h)$ und $V(y - wn)$ charakterisiert. Beide Funktionen sind strikt konkav und zweimal stetig differenzierbar; ferner gilt $V' > 0$, $U_w > 0$ und $U_h < 0$. Die strikte Konkavität von V , d. h. die Annahme risikoaverser Unternehmen, ist durch die Präsenz globaler, durch Diversifikation nicht neutralisierbarer, Zufallseinflüsse begründet.

Die Zufallsvariablen θ und m sind stochastisch unabhängige, globale Störungen. Die Realisation beider Variablen erfolgt erst nach Ausführung der Produktionspläne. Die Arbeitsverträge müssen daher zu einem Zeitpunkt geschlossen werden, zu dem das Niveau der Zufallsvariablen, und damit auch die Höhe des Produktions- und Preisniveaus, noch unbekannt sind. Die Verträge basieren auf rationalen Erwartungen; den Akteuren sind alle vorausgesetzten Strukturbeziehungen bekannt.

Schließlich wird angenommen, daß der Reallohn w nur an das Preisniveau – und nicht direkt an m und θ – indexiert werden kann. Eine mögliche Begründung ist, daß die Preise p und w öffentliche Information sind, das Produktionsniveau jedoch nur von den Unternehmern beobachtet werden kann. Dann können zwar die Unternehmer auf die Zustandsrealisationen zurückschließen (von x und p auf m und von x , h und n auf θ), nicht aber die Arbeiter. Eine Kopplung des Reallohnes an die Zufallsstörungen ist dann nur indirekt – durch Indexierung an das beobachtbare Preisniveau – möglich. Andere Begründungen sind denkbar; die Art der Begründung ist jedoch für die folgende Analyse ohne Bedeutung.

3. Optimale Indexierungsverträge: das Marktgleichgewicht

Das Marktgleichgewicht wird charakterisiert durch den Arbeitsvertrag $A^* = \{w^*(p), h^*\}$ ¹⁰, die Anzahl der Beschäftigten pro Unternehmen n^* , die Preisfunktion $p(h^*, n^*, m, \theta)$ und den Erwartungsnutzen jedes Arbeiters u^* . Diese Größen müssen den folgenden Bedingungen genügen (Nash-Gleichgewicht):

¹⁰ Im Unterschied zu der in *Abschn. 2* dargestellten Indexierungsliteratur wird unterstellt, daß die Beschäftigungsmenge vor Kenntnis der Produktivitätsschocks gewählt werden muß. Wenn wir zuließen, daß die Beschäftigungsmenge auf Produktivitätsschocks reagieren kann, dann wäre eine von der Indexierungslösung abweichende direkte, anreizkompatible Kopplung des Lohnes an die realen und monetären Zufallsstörungen möglich. Also würde es gar nicht zur Indexierung an das Preisniveau kommen.

- bei gegebener Preisfunktion $p(h^*, n^*, m, \theta)$ und gegebenem Erwartungsnutzen u^* der Arbeiter maximieren A^* und n^* den Erwartungsnutzen der Unternehmen;
- der Arbeitsmarkt wird geräumt, d. h. u^* ist genau so hoch, daß $n^* = 1$ gilt.

Die Lösung dieses Indexierungsproblems macht eine Variablentransformation erforderlich. Dazu verwenden wir die eindeutige Abbildung $\phi: (\theta, p) \rightarrow (\theta, m)$, $\phi(\theta, p) := (\theta, p\theta x(h^*, 1))$. Wie im *Anhang* dargestellt wird, ergibt sich dann die folgende gemeinsame Dichtefunktion der Zufallsvariablen θ und p :

$$(3.1) \quad \mu(\theta, p; x^*) := \begin{cases} f(\theta) g(p\theta x^*) \theta x^*, & (p, \theta) \in (0, \bar{p}) \times (\theta, \bar{\theta}(p)), \\ 0, & \text{sonst;} \end{cases}$$

$$\text{mit: } \bar{\theta}(p) := \min \left\{ \bar{\theta}, \frac{\bar{m}}{px^*} \right\}, \quad \bar{p} := \frac{\bar{m}}{\theta x^*} \quad \text{und} \quad x^* := x(h^*, 1).$$

Das Marktgleichgewicht ist daher Lösung des folgenden Programms:

$$(3.2) \quad (A^*, n^*) = \arg \max_{\{A, n\}} \int_0^{\bar{p}} \int_{\theta}^{\bar{\theta}} [V(y - wn) + \alpha(U(w, h) - n^*)] \mu(\theta, p; x^*) d\theta dp.$$

Dabei ist α ein Lagrange-Multiplikator. Man beachte: Preisnehmerschaft auf dem Gütermarkt ist hier so zu verstehen, daß die Wahrscheinlichkeitsverteilung von p für die einzelnen Vertragspartner ein Datum ist. Dies kommt darin zum Ausdruck, daß die gemeinsame Dichte von θ und p unabhängig von den individuell verhandelten Vertragsvariablen h und n ist.

Die Euler-Lagrange Bedingungen lauten (die Restriktionen des Programms werden nicht wiederholt; Subskripte bezeichnen partielle Ableitungen)¹¹:

$$(3.3) \quad w: \quad \int_{\theta}^{\bar{\theta}} (-V' + \alpha U_w) dS^*(\theta|p) = 0, \quad \text{für alle } p,$$

$$(3.4) \quad h: \quad \int_0^{\bar{p}} \int_{\theta}^{\bar{\theta}} (V' \theta x_h + \alpha U_h) \mu(\theta, p; x^*) d\theta dp = 0,$$

$$(3.5) \quad n: \quad \int_0^{\bar{p}} \int_{\theta}^{\bar{\theta}} V' (\theta x_n - w) \mu(\theta, p; x^*) d\theta dp = 0.$$

¹¹ Die Bedingungen zweiter Ordnung sind, wie man leicht nachprüfen kann, erfüllt. Wenn also eine innere Lösung existiert, dann ist auch gewährleistet, daß diese durch die angegebenen Bedingungen erster Ordnung charakterisiert wird.

Dabei bezeichnet $S^*(\theta|p)$ die auf p bedingte Verteilung von θ :

$$(3.6) \quad S^*(\theta|p) := \int_{\underline{\theta}}^{\theta} \mu(t, p; x^*) dt / \mu^*(p), \quad \mu^*(p) := \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} \mu(\theta, p; x^*) d\theta.$$

Die Bedingung (3.3) charakterisiert die optimale Allokation der Einkommensrisiken; sie ist äquivalent zu:

$$(3.7) \quad E_{\theta}(V'|p) := \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} V' dS^*(\theta|p) = \alpha \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} U_w dS^*(\theta|p) =: \alpha E_{\theta}(U_w|p), \quad \text{für alle } p.$$

Bei optimaler Indexierung ist also der Quotient der bedingten Erwartungswerte der Grenznutzen des Konsums von Arbeitern und Unternehmern für alle denkbaren Preisbeobachtungen gleich. Diese Bedingung garantiert zwar nicht die „erstbeste“ Risikoallokation, so wie sie durch die bekannte Borch-Bedingung: $V'/U_w = \text{konst.}$, für alle θ, p , charakterisiert ist¹². Dazu wäre eine direkte Kopplung der Löhne an die Realisationen der beiden Zufallsvariablen erforderlich. Bei der gegebenen Informationsstruktur wäre dies jedoch nicht anreizkompatibel¹³. Es ist lediglich möglich, das Produktivitätsrisiko so aufzuteilen, daß die Borch-Bedingung im Durchschnitt – auf der Grundlage der bei jeder Preisbeobachtung ermittelten *a posteriori* Wahrscheinlichkeitsverteilung von θ – erfüllt ist.

3.1. Die Pareto-Superiorität der Lohn-Preis-Indexierung

Da die Beschäftigungsmenge vor Kenntnis der realen und monetären Zufallsstörungen festgelegt werden muß, kann ein Kassamarkt für Arbeit nur zu einem festen, von Zufallsstörungen unabhängigen Nominallohn führen. Die Vereinbarung eines festen Nominallohnes ist selbstverständlich

¹² cf. Borch (1962).

¹³ Zwar ist es grundsätzlich auch möglich, den Reallohn an die Angaben der Unternehmen über die Realisation der Zufallsvariablen zu koppeln („message-game“ Ansatz). In Frage kommen dann jedoch nur solche Vereinbarungen, die *anreizkompatibel* sind, d. h. bei denen die wahrheitsgetreue Angabe der Zustandsrealisationen eine dominante Strategie ist. Eine elementare Überlegung zeigt jedoch, daß jeder anreizkompatible Vertrag ein preisindexierter Vertrag ist. Folglich ist die Beschränkung auf preisindexierte Verträge – bei der gegebenen Informationsstruktur – keine Einschränkung des zulässigen Vertragsformats. Beweis: Angenommen, es gäbe eine anreizkompatible Lohnfunktion $w(\theta, m)$, die nicht als Lohnindexierungsregel an das Preisniveau darstellbar ist. Dann müßte es zwei Zustandsrealisationen, (θ_1, m_1) und (θ_2, m_2) , geben, für die ein unterschiedlicher Reallohn vereinbart wird, sagen wir $w(\theta_1, m_1) > w(\theta_2, m_2)$, obwohl in beiden Zustandspaaren dasselbe Preisniveau, $p(\theta_1, m_1) = p(\theta_2, m_2)$, eintritt. Bei Beobachtung dieses Preises würden die Unternehmen jedoch niemals die Zustandsrealisation (θ_1, m_1) angeben, da die Angabe von (θ_2, m_2) einen geringeren Reallohn und deshalb einen höheren realen Gewinn zur Folge hat. Die Arbeiter könnten den Angaben der Unternehmen also nicht trauen – im Widerspruch zu der vorausgesetzten Anreizkompatibilität.//

auch eine zulässige Lösung des Maximierungsprogramms (3.1). Bei geeigneter Wahl von u^* ist somit auch die Kassamarktlösung eine zulässige Lösung des Programms (3.1). Mithin kann die optimale Indexierung in keinem Fall schlechter sein als das Kassamarktgleichgewicht. Sie ist sogar immer dann besser, wenn beide voneinander abweichen. Letzteres ist in der Regel der Fall.

Es ist also vorteilhaft, abweichend zur Kassamarktlösung, keinen festen, sondern einen an das Preisniveau indexierten Nominallohnsatz zu vereinbaren. Diese Eigenschaft optimaler Indexierungsregeln gilt unabhängig vom Informationsgehalt des Preisniveaus. Ob jedoch ein fester oder aber ein preisreagibler Reallohnsatz das Ergebnis optimaler Indexierung ist, dies hängt entscheidend vom Informationsgehalt des Preisniveaus ab. Dieser Zusammenhang wird in den jetzt folgenden Abschnitten behandelt. Wir beginnen mit dem einfachen Grenzfall völlig informativer Preise.

3.2. Völlig informative Preise

Instruktiv sind die Grenzfälle, in denen entweder nur reale oder nur monetäre Zufallsstörungen auftreten. In beiden Fällen kann aus der Preisbeobachtung mit Sicherheit auf die Realisation der realen bzw. monetären Zufallsstörung geschlossen werden. Der Preis ist also ein perfektes Signal der zugrundeliegenden Störung, und es gilt:

Satz 1: (1) Wenn ausschließlich monetäre Zufallsstörungen gegeben sind, dann ist es optimal, einen konstanten Reallohn zu vereinbaren (*vollständige* Indexierung); (2) liegen dagegen ausschließlich reale Störungen vor, ist eine in p strikt monoton abnehmende Reallohnfunktion optimal (*unvollständige* Indexierung).

Beweis: In beiden Fällen ist die Marktlösung, $A^* = \{w^*(p), h^*\}$, $n^* = 1$, u^* , folgendermaßen charakterisiert:

$$(3.8) \quad A^* = \arg \max_{\{A\}} \int_0^{\bar{p}} [(V + \alpha(U - u^*)) \sigma(p; x^*) dp .$$

Daraus resultiert dann die Risikoallokationsbedingung:

$$(3.9) \quad -V' + \alpha U_w = 0, \text{ für alle } p .$$

Der einzige Unterschied zwischen den beiden betrachteten Fällen besteht in der Dichtefunktion σ , der zugrundeliegenden Variablentransformation, $m(p) = px^*$ im Fall 1) und $\theta(p) = 1/(x^*p)$ im Fall 2), und dem Preisintervall p^{14} .

(1) Wenn allein monetäre Störungen auftreten, dann ergibt die Differentiation der Identität (3.9) nach p :

$$(3.10) \quad w' (U_{ww}/U_w + V''/V') = 0, \text{ für alle } p.$$

Wegen der vorausgesetzten Risikoaversion folgt $w'(p) = 0$ für alle p .

(2) Wenn nur reale Störungen vorkommen, dann folgt aus der Differentiation von (3.9) nach p :

$$(3.11) \quad w' (U_{ww}/U_w + V''/V') = -(V''/V') (1/p^2) > 0,$$

und somit $w' < 0$.//

Beide Ergebnisse sind einleuchtend. Wenn allein monetäre Zufallsstörungen gegeben sind, dann führt ein fester Reallohn auch zu einem von Zufallsinflüssen unabhängigen realen Gewinneinkommen. Jede andere Regelung würde nur vermeidbare Risiken schaffen. Die Vereinbarung eines konstanten Reallohnes wäre indessen nicht optimal, wenn nur reale Zufallsstörungen auftreten können. Denn bei einer solchen Regelung würden die Unternehmen das gesamte Produktivitätsrisiko tragen. Für die Übernahme eines Teilrisikos wären sie bereit, die Arbeiter zu entschädigen; beide Akteure könnten dadurch besser gestellt werden. Ebensovienig kann eine in p strikt monoton zunehmende Reallohnfunktion optimal sein. Zwar würden dann beide Marktseiten Risiken tragen, jedoch würde sowohl das Gewinn- als auch das Lohneinkommen empfindlicher auf zufallsbedingte Produktivitätsänderungen reagieren, als dies bei einem konstanten Reallohn der Fall wäre.¹⁵ Optimal kann daher nur eine in p strikt monoton abnehmende Reallohnfunktion sein.

Welche Regelung ist nun aber optimal, wenn sowohl reale als auch monetäre Zufallsstörungen gegeben sind, eine Kopplung des Reallohnes an die

¹⁴ Die Dichtefunktion $\sigma(p)$ ist gegeben durch:

$$\sigma(p; x^*) := \begin{cases} g(px^*) x^*, & \text{wenn } \theta \equiv 1, \\ f(1/(px^*)) / (p^2 x^*), & \text{falls } m \equiv 1. \end{cases}$$

Das zugehörige Preisintervall ist:

$$P = \begin{cases} (0, +\infty), & \text{wenn } \theta \equiv 1, \\ (1/(\bar{\theta}x^*), 1/(\underline{\theta}x^*)), & \text{falls } m \equiv 1. \end{cases}$$

¹⁵ Die Ableitung des Profits π nach θ betrüge dann:

$$\frac{d\pi}{d\theta} = y_\theta - w' p_\theta = y_\theta (1 + w'/y^2) > y_\theta > 0.$$

Zufallsstörungen aber nur indirekt, durch Indexierung an das Preisniveau, möglich ist? Da der Preis nun reale und monetäre Zufallsstörungen widerspiegelt, sind die möglichen Vorteile einer preisreagiblen Lohnfunktion gegen die Nachteile zusätzlicher, monetär bedingter Einkommensrisiken abzuwägen. Auch ist nicht mehr gesichert, daß bei einer monoton abnehmenden Lohnfunktion die real bedingten Einkommensrisiken besser verteilt werden als bei einem festen Reallohn. Anders als bei völlig informativen Preisen, gibt die Kenntnis der Wirkung von θ auf p jetzt keinen Aufschluß darüber, wie die Lohn-Funktion zu wählen ist. Zwar hat jede Erhöhung der Produktivität ceteris paribus eine Preissenkung zur Folge, die Beobachtung eines niedrigeren Preises gestattet jedoch nicht immer den statistischen Schluß, daß θ mit höherer Wahrscheinlichkeit im oberen Wertebereich liegt. Tatsächlich kann der Fall völlig uninformativer Preise auftreten. Die Preisbeobachtung ist dann ohne jeden Nutzen für die optimale Verteilung real bedingter Einkommensrisiken, und die Lohnfunktion wird deshalb so gewählt, daß zumindest die monetären Risiken neutralisiert sind.

3.3. Uninformative Preise

Definition 1: Wir bezeichnen ein Preisintervall \hat{P} als uninformativ, wenn die Wahrscheinlichkeitsverteilung von θ für alle Preisbeobachtungen aus diesem Intervall einheitlich ist, d. h. wenn:

$$(3.12) \quad \frac{\partial}{\partial p} S^*(\theta|p) = 0 \text{ für alle } (\theta, p) \in \underline{\theta}, \bar{\theta}) \times \hat{P}.$$

Es gilt:

Satz 2: Sei $\hat{P} \subseteq P$ ein nicht informatives Preisintervall. Dann ist es optimal, für alle Preisbeobachtungen aus \hat{P} denselben Reallohn zu vereinbaren.

Beweis: Definiere $Z(w(p), \theta) := -V' + \alpha U_w$. Angenommen, es existieren Preise $p_1, p_2 \in \hat{P}$ mit $w(p_1) \neq w(p_2)$; da Z in w strikt monoton abnehmend ist, folgt dann:

$$(3.13) \quad \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} Z(w(p_1), \theta) dS^*(\theta|p_1) \neq \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} Z(w(p_2), \theta) dS^*(\theta|p_1).$$

Partielle Integration ergibt, in Verbindung mit (3.12):

$$(3.14) \quad \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} Z(w(p_2), \theta) dS^*(\theta|p_1) = Z(w(p_2), \bar{\theta}) - \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} Z_{\theta}(w(p_2), \theta) S^*(\theta|p_1) d\theta \\ = Z_{\theta}(w(p_2), \bar{\theta}) - \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} Z_{\theta}(w(p_2), \theta) S^*(\theta|p_2) d\theta = \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} Z(w(p_2), \theta) dS^*(\theta|p_2).$$

Aus (3.13) und (3.14) folgt:

$$\int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} Z(w(p_1), \theta) dS^*(\theta|p_1) \neq \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} Z(w(p_2), \theta) dS^*(\theta|p_2).$$

Dies steht jedoch im Widerspruch zur Optimalitätsbedingung (3.3).//

An dieser Stelle muß man sich jedoch fragen, ob es unter plausiblen Voraussetzungen überhaupt zu uninformativen Preisen kommen kann. Im folgenden zeigen wir, daß uninformative Preisintervalle immer dann vorkommen, wenn die Akteure jedes Niveau der monetären Variablen m für gleichwahrscheinlich halten.

Satz 3: Wenn m gleichverteilt ist, d.h. $g(m) = \bar{g} = \text{konst.}$ für alle $m \in (0, \bar{m})$, $0 < \bar{m} < +\infty$, dann existiert ein Preisintervall $\hat{P} \neq \emptyset$, in dem alle Preise nicht informativ sind.

Beweis: Wähle $\hat{P} = (0, p_1] \subseteq (0, \bar{p})$ mit $p_1 := \bar{m}/(\bar{\theta}x^*) > 0$. Dann gilt

$$\bar{\theta}(p) := \min \{ \bar{\theta}, \bar{m}/(px^*) \} = \bar{\theta}, \text{ für alle } p \in \hat{P}.$$

Wegen (3.2) folgt daher

$$\mu(\theta, p) = f(\theta) \bar{g} \theta x^* = \text{konst. für alle } (\theta, p) \in (\underline{\theta}, \bar{\theta}) \times \hat{P}.$$

In Verbindung mit (3.6) folgt schließlich: $S^*(\theta|p) = \text{konst.}$ für alle $(\theta, p) \in (\underline{\theta}, \bar{\theta}) \times \hat{P}$.//

Es kann also durchaus Preisintervalle geben, in denen die Preisbeobachtung uninformativ und die vollständige Indexierung optimal ist. Dieses Ergebnis widerspricht einer Behauptung der neueren Indexierungsliteratur, wonach es bei monetären und realen Störungen immer vorteilhaft ist, die Löhne unvollständig zu indexieren.

3.4. Partiiell informative Preise

Nicht informative und voll informative Preise sind Extremfälle. Jetzt behandeln wir den vermutlich wichtigeren Fall partiell informativer Preise. Dazu definieren wir:

Definition 2: Ein Preisintervall $\hat{P} \subseteq P$ heißt partiell informativ, wenn aus einem höheren Preis immer auf eine niedrigere Produktivität, im Sinne der stochastischen Dominanz erster Ordnung, geschlossen werden kann, d.h. wenn¹⁶:

¹⁶ Allgemeiner könnte man sagen: das Preisniveau ist *informativ*, wenn es Preise und Produktivitäten, p_1, p_2, θ , gibt, für die $S(\theta|p_1) \neq S(\theta|p_2)$ und $S(\theta|p_1), S(\theta|p_2) \in (0,1)$ gilt. Partiiell informativ ist restriktiver als informativ; letzteres setzt eine global gültige größer (kleiner) Relation zwischen $S(\theta|p_1)$ und $S(\theta|p_2)$ voraus.

$$(3.15) \quad p_i > p_j \Rightarrow S^*(\theta|p_i) \geq S^*(\theta|p_j), \text{ für alle } \theta \text{ und } p_i, p_j \in \hat{P},$$

mit strikter Ungleichung für ein Teilintervall von $(\underline{\theta}, \bar{\theta})$.

Die Voraussetzung partiell informativer Preise ist nicht restriktiv. Wie Milgrom (1981) in einem anderen Kontext gezeigt hat, ist die stochastische Dominanz-Relation (3.15) für viele gebräuchliche Wahrscheinlichkeitsverteilungen erfüllt.

Satz 4: $\hat{P} \subseteq P$ sei partiell informativ. Dann ist in diesem Intervall ein in p strikt monoton fallender Reallohn optimal (unvollständige Indexierung).

Beweis: Angenommen, es gäbe Preise, $p_i, p_j \in \hat{P}$, mit $p_i > p_j$ und $w(p_i) \geq w(p_j)$; da Z in w strikt monoton abnimmt, gilt dann:

$$(3.16) \quad \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} Z(w(p_i), \theta) dS^*(\theta|p_i) \leq \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} Z(w(p_j), \theta) dS^*(\theta|p_i).$$

Partielle Integration ergibt:

$$(3.17) \quad \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} Z(w(p_j), \theta) dS^*(\theta|p_i) = Z(w(p_j), \bar{\theta}) - \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} Z_{\theta}(w(p_j), \theta) S^*(\theta|p_i) d\theta.$$

Wegen $Z_{\theta} = -V''x > 0$ folgt, in Verbindung mit der Voraussetzung partiell informativer Preise (3.15):

$$(3.18) \quad \begin{aligned} & Z(w(p_j), \bar{\theta}) - \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} Z_{\theta}(w(p_j), \theta) S^*(\theta|p_i) d\theta \\ & < Z(w(p_j), \bar{\theta}) - \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} Z_{\theta}(w(p_j), \theta) S^*(\theta|p_j) d\theta = \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} Z(w(p_j), \theta) dS^*(\theta|p_j). \end{aligned}$$

Aus (3.17) - (3.18) folgt sodann:

$$\int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} Z(w(p_i), \theta) dS^*(\theta|p_i) < \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} Z(w(p_j), \theta) dS^*(\theta|p_j),$$

im Widerspruch zur Optimalitätsbedingung (3.3).//

Bei partiell informativen Preisen ist es also vorteilhaft, den Reallohn auf das Preisniveau reagieren zu lassen. Im Gleichgewicht wird eine inverse Beziehung zwischen dem Reallohn und p vereinbart. Da nämlich die Beobachtung eines höheren Preises den Rückschluß auf eine niedrigere Produktivität, im Sinne der stochastischen Dominanz, zuläßt, führt die so vereinbarte Lohnfunktion zu einer Teilung des Produktivitätsrisikos. Zwar hat diese unvollständige Indexierung den Nebeneffekt, daß alle Akteure den

grundsätzlich vermeidbaren monetär bedingten Einkommensrisiken ausgesetzt sind. Dieser Nachteil wird jedoch in Kauf genommen, um eine verbesserte Allokation real bedingter Einkommensrisiken zu ermöglichen.

4. Geldpolitik bei informativen Preisen

In der wirtschaftspolitischen Diskussion wurde häufig die Vermutung geäußert, die Stabilisierung der Geldmenge führe zu einer Erhöhung der gesellschaftlichen Wohlfahrt. Bei Wirtschaftspraktikern trifft diese Vermutung auf ungeteilte Zustimmung. Dem Theoretiker bereitet sie jedoch erhebliches Kopfzerbrechen. Diese Vermutung ist nämlich nur dann sinnvoll, wenn man erklären kann, warum Geld nicht neutral ist und warum eine Verringerung der Streuung der monetären Variablen zu einer besseren Allokation führt¹⁷.

Bei unvollständiger Indexierung ist Geld nicht neutral. Dazu kommt es hier immer dann, wenn das Preisniveau partiell informativ ist (cf. Satz 4). Somit ist sichergestellt, daß die Geldpolitik überhaupt reale Effekte hat. Es bleibt noch zu prüfen, ob eine verringerte Streuung der monetären Variablen die soziale Wohlfahrt erhöhen kann.

Zur Beschreibung unterschiedlich riskanter Geldaggregate wird der folgendermaßen parametrisch spezifizierte „mean-preserving spread“ betrachtet:

$$(4.1) \quad \hat{m} = \gamma m + (1 - \gamma) E m, \quad \gamma \in (0, 1)$$

$$(4.2) \quad k(\hat{m}) = g(m)/\gamma \quad (\text{Dichtefunktion von } \hat{m}).$$

Offensichtlich gilt dann:

$$(4.3) \quad E\hat{m} = E m \quad \text{und} \quad \text{var } \hat{m} = \gamma^2 \text{var } m.$$

Jede Senkung des Parameters γ bewirkt also bei festem Erwartungswert eine reduzierte Streuung des Geldaggregats; die Ausgangsverteilung wird durch $\gamma = 1$ beschrieben. Die Stabilisierung des Geldaggregats läßt sich somit als Senkung des Parameters γ , an der Stelle $\gamma = 1$, beschreiben, und es gilt:

¹⁷ Eine erste rigorose Erklärung der Nicht-Neutralität des Geldes ist das Modell von Lucas (1972). Lucas beschäftigt sich dort auch mit der Frage, ob die Stabilisierung des Geldangebots die Wohlfahrt erhöhen kann. Allerdings beschränkt er sich darauf, die Wohlfahrtseigenschaften eines deterministischen Geldangebots (Stichwort: $k - \%$ Regel) zu analysieren. Unseres Erachtens ist es nicht plausibel, davon auszugehen, die Geldpolitik könne alle Zufallseinflüsse auf die Geldmenge eliminieren. Im günstigsten Fall ist – wie in unserer Analyse – eine Verminderung der Streuung denkbar.

Satz 5: Wenn das Preisniveau partiell informativ ist, dann erhöht die Stabilisierung des Geldaggregats die gesellschaftliche Wohlfahrt.

Beweis: Sei $w(p, \gamma)$ die optimale Indexierungsregel, $h(\gamma)$ die optimale Arbeitszeit und $\alpha(\gamma)$ der Lagrangekoeffizient. Wegen $p = \hat{m}/x$ und (4.1) gilt dann:

$$(4.4) \quad w(\hat{m}, \theta, \gamma) := w\left(\frac{\hat{m}}{\theta x(h(\gamma), 1)}, \gamma\right)$$

$$(4.5) \quad w(m, \theta, \gamma) = w\left(\frac{\gamma m + (1 - \gamma) Em}{\theta x(h(\gamma), 1)}, \gamma\right).$$

Die im Marktgleichgewicht resultierende gesellschaftliche Wohlfahrt (Ω) kann daher, nach Berücksichtigung von (4.2), wie folgt als Funktion von γ dargestellt werden ($\hat{M} := ((\gamma - 1) Em, +\infty)$)¹⁸:

$$(4.6) \quad \Omega(\gamma) = \int_{\hat{M}} \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} [(V + \alpha U) f_k(\hat{m})] d\theta d\hat{m} = \int_{\underline{m}}^{\bar{m}} \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} [(V + \alpha U) f_g(m)] d\theta dm.$$

Man beachte hier wie im folgenden, daß die Lohnfunktion $w(p, \gamma)$ anzuwenden ist, wenn über p integriert wird; ansonsten kommt (4.4) bzw. (4.5) zur Anwendung, je nachdem, ob \hat{m} oder m die Integrationsvariable ist. In Verbindung mit der Optimalitätsbedingung (3.4) sowie der Normierung $u^* \equiv 0$ folgt an der Stelle $\gamma = 1$:

$$\Omega'(\gamma = 1) = \int_{\underline{m}}^{\bar{m}} \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} (-V' + \alpha U_w) \left[w_p \left(\frac{m - Em}{\theta x} - \frac{m}{\theta x^2} x_h h_\gamma \right) + w_\gamma \right] f(\theta) g(m) d\theta dm.$$

Bei Anwendung der in den voranstehenden Abschnitten wiederholt angewandten Variablentransformation folgt, in Verbindung mit (3.3):

$$\begin{aligned} \Omega'(\gamma = 1) &= -\frac{Em}{x} \int_0^{\bar{p}} w_p \mu(p) \int_{\underline{\theta}}^{\bar{\theta}} (-V' + \alpha U_w) \frac{1}{\theta} dS^*(\theta|p) dp \\ &= -\frac{Em}{x} \int_0^{\bar{p}} w_p \mu(p) \left[E_{\theta} \left(-V' + \alpha U_w \middle| p \right) E_{\theta} \left(\frac{1}{\theta} \middle| p \right) \right. \\ &\quad \left. + \text{cov}_{\theta} \left(-V' + \alpha U_w; \frac{1}{\theta} \middle| p \right) \right] dp \end{aligned}$$

¹⁸ Vereinfachend wird hier und in dem folgenden Satz unterstellt, daß die Zuordnung je eines Arbeiters zu je einem Unternehmen vorgegeben ist. Der Erwartungsnutzen pro Arbeiter ist dann frei, und wir normieren $u^* \equiv 0$.

$$= -\frac{Em}{x} \int_0^{\bar{p}} w_p \operatorname{cov}_{\theta} \left(-V' + \alpha U_w; \frac{1}{\theta} \middle| p \right) \mu(p) dp.$$

Da $(-V' + \alpha U_w)|_p$ streng monoton zunehmend in θ und $1/\theta$ streng monoton abnehmend in θ ist, gilt: $\operatorname{cov}(-V' + \alpha U_w; 1/\theta|p) < 0$. Wegen der Voraussetzung partiell informativer Preise gilt ferner $w_p(p, \gamma = 1) < 0$ (cf. Satz 3). Also folgt: $\Omega'(\gamma = 1) < 0$. //

Bei partiell informativen Preisen führt also eine Stabilisierung des Geldaggregats zu einer Erhöhung der gesellschaftlichen Wohlfahrt. Dieser Effekt ist darauf zurückzuführen, daß der statistische Schluß von der Preisbeobachtung auf den nicht beobachtbaren Produktivitätsschock θ mit abnehmender Streuung des Geldaggregats immer schärfer wird. Die Indexierung an das Preisniveau ermöglicht daher mit abnehmender monetärer Unsicherheit eine immer bessere Allokation real bedingter Einkommensrisiken.

5. Abschließende Bemerkungen

Die Indexierung der Löhne an das Preisniveau dient der Risikoallokation in unvollständigen Marktssystemen. Sie ist eine *Ersatzlösung*, auf die z. B. dann zurückgegriffen wird, wenn die direkte Kopplung der Löhne an die relevanten Zustandsvariablen, so wie sie sich in einem vollständigen Marktssystem ergeben würde, nicht anreizkompatibel ist. Unabhängig von den Gründen, die eine Indexierung an das Preisniveau erklären, gilt: entscheidend für den optimalen Grad der Indexierung ist allein der Informationsgehalt des Preisniveaus. Ist das Preisniveau uninformativ, dann wird ein konstanter Reallohn vereinbart (vollständige Indexierung). Wenn dagegen die Beobachtung eines höheren Preisniveaus den statistischen Schluß auf eine niedrigere Produktivität erlaubt, dann ist es optimal, die Löhne, nur unvollständig zu indexieren. Diese Ergebnisse widersprechen sowohl den früheren Protagonisten der Indexierungslösung als auch der neueren, durch Gray initiierten Literatur.

Die Erklärung unvollständiger Indexierung ist zugleich eine Erklärung der Nicht-Neutralität des Geldes. Die Anwendung optimaler Indexierungsregeln führt nicht zu der erhofften Irrelevanz der Geldpolitik. Wie wir gezeigt haben, bewirkt eine erhöhte Streuung der Geldmenge vielmehr eine Verringerung des Informationsgehalts des Preisniveaus und somit eine Senkung der gesellschaftlichen Wohlfahrt.

Soll der Gesetzgeber die Vertragsparteien bei der Wahl von Indexierungsregeln beschränken bzw. durch fiskalische Anreize beeinflussen? In dem betrachteten Modell kann diese Frage eindeutig verneint werden. Die im

Marktgleichgewicht resultierende Indexierungsregel ist nämlich nicht nur besser als die Kassamarktlösung, sondern auch eingeschränkt Pareto-optimal, kann also gar nicht verbessert werden. Diese Effizienzeigenschaft ist jedoch nicht robust. Wie wir an anderer Stelle zeigen, kann die Indexierung der Löhne an das Preisniveau zu einem Externalitätenproblem führen, das fiskalische Eingriffe notwendig macht¹⁹. Dazu ist es lediglich erforderlich, von der in diesem Beitrag unterstellten multiplikativen Unsicherheit in der Produktionsfunktion abzuweichen. Die individuelle Wahl der Indexierungsregel beeinflusst dann den Informationsgehalt des Preisniveaus – und somit die Wohlfahrt *aller* Akteure. Genau dieser Nebeneffekt wird jedoch von den einzelnen Entscheidungsträgern völlig ignoriert. Wie in den bekannten klassischen Anwendungen, so kann auch dieses Externalitätenproblem durch ein relativ einfaches fiskalisches Anreizsystem korrigiert werden. Die Indexierung der Löhne an das Preisniveau wird dadurch zwar zu einem Anwendungsfeld wohlfahrtsverbessernder Steuern. Das in Deutschland bis heute gültige Indexierungsverbot kann aber auch dieses Ergebnis nicht rechtfertigen.

Zusammenfassung

Die wesentliche Neuerung ist die Analyse der Lohn-Preis-Indexierung im Kontext eines statistischen Inferenzproblems – von beobachtbaren Preisen auf die zugrundeliegenden Störungen. Indexierung dient der Risikoallokation in unvollständigen Märkten. Vollständige Indexierung resultiert immer dann, wenn die Preisbeobachtung keinerlei Aufschluß über die zugrundeliegende reale Störung gibt. Dagegen ergibt sich die unvollständige Indexierung, wenn die Beobachtung eines höheren Preisniveaus den statistischen Schluß auf eine niedrigere Produktivität erlaubt. Bei informativen Preisen senkt eine Erhöhung der Geldmengenvarianz die gesellschaftliche Wohlfahrt. Der statistische Schluß von der Preisbeobachtung auf die zugrundeliegende reale Störung wird unschärfer, so daß die Indexierung eine immer schlechtere Allokation der Einkommensrisiken ermöglicht.

Summary

The novelty of this paper is that wage-price-indexation is viewed as a statistical inference problem – from observable prices to productivity. Indexation serves the allocation of risk. The market equilibrium exhibits full indexation whenever prices are uninformative. In turn, partial indexation results if observing a higher price allows the inference that productivity has reached a lower level, in the sense of first-degree stochastic dominance. With informative prices, increased monetary volatility leads to lower social welfare. The statistical inference from prices to productivity is blurred; hence, indexation is less fit to control the allocation of risk.

¹⁹ cf. *Adolph / Wolfstetter* (1987a).

Anhang

Wenn man zwischen dem Arbeitseinsatz und der Beschäftigungsmenge eines einzelnen Unternehmens (h und n) und dem Arbeitseinsatz und der Beschäftigungsmenge aller anderen Unternehmen (\bar{h} und \bar{n}) unterscheidet, dann gilt:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} p \frac{mN}{\theta x(h, n) + (N - 1) \theta x(\bar{h}, \bar{n})} = \frac{m}{\theta x(\bar{h}, \bar{n})} \quad (\text{Preisnehmerschaft})$$

In einem symmetrischen Nash-Gleichgewicht muß $\bar{h} = h^*$ und $\bar{n} = n^*$ sein, so daß:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} p = m / (\theta x^*), \quad x^* = x(h^*, 1)$$

Betrachte nun die eineindeutige Abbildung $\phi : (\theta, p) \rightarrow (\theta, m)$, mit $\phi(\theta, p) := (\theta, p \theta x^*)$. Dann gilt²⁰:

$$\begin{aligned} & \int_{\bar{m}}^{\bar{\theta}} \int_{\theta}^{\bar{\theta}} [V(\theta x(h, n) - n w(m / (\theta x^*))) + \alpha U(w(m / (\theta x^*)), h)] f(\theta) g(m) d\theta dm \\ = & \int_0^{\bar{p}} \int_{\theta}^{\bar{\theta}(p)} [V(\theta x(h, n) - n w(p)) + \alpha U(w(p), h)] f(\theta) g(p \theta x^*) \theta x^* d\theta dp \\ = & \int_0^{\bar{p}} \int_{\theta}^{\bar{\theta}(p)} [V(\theta x(h, n) - n w(p)) + \alpha U(w(p), h)] \mu(\theta, p) d\theta dp \end{aligned}$$

Die gemeinsame Dichtefunktion beträgt:

$$\mu(\theta, p) = \begin{cases} f(\theta) g(p \theta x^*) \theta x^* & \text{für } (\theta, p) \in (0, \bar{p}) \times (\theta, \bar{\theta}(p)), \\ 0, & \text{sonst,} \end{cases}$$

wobei $\bar{p} := \bar{m} / (\theta x^*)$, und $\bar{\theta}(p) := \min \{ \bar{\theta}, \bar{m} / (p x^*) \}$.

Literatur

Adolph, B. / Wolfstetter, E. (1987a), Optimal wage-indexation and informational externalities when the price level is an imperfect signal. Freie Universität Berlin, Disc. Papers on Political Economy 40
 — / — (1988), Wage-indexation. two corrections. Freie Universität Berlin, Disc. Papers on Political Economy 46.

²⁰ Vgl. ein Standardlehrbuch über Analysis, wie etwa *Barner / Flohr* (1983), 314 ff

- Arrow, K. (1953), Le rôle des valeurs boursières dans la répartition la meilleure des risques. *Econometrie*, Paris (Centre National de la Recherche Scientifique); Übersetzung i. d. englische Sprache in: Ders. (1974), *Essays in the theory of risk-bearing*. Amsterdam 121 - 133.
- Barner, M. / Flohr, F. (1983), *Analysis II*. Berlin - New York.
- Barro, R. J. (1976), Indexation in a rational expectations model. *Journal of Economic Theory* 13, 229 - 244.
- (1977), Long-term contracting, sticky prices, and monetary policy. *Journal of Monetary Economics* 3, 305 - 316.
- Borch, K. (1962), Equilibrium in a reinsurance market. *Econometrica* 30, 424 - 444.
- Cukierman, A. (1980), The effects of wage indexation on macroeconomic fluctuations. *Journal of Monetary Economics* 6, 147 - 170.
- Ehrenberg, R. A. / Danziger, L. / Gee, San (1983), Cost-of-living adjustment clauses in union contracts: a summary of results. *Journal of Labor Economics* 1, 215 - 245.
- Emerson, M. (1983), A review of current european indexation experiences, in: R. Dornbusch / M. H. Simonsen (Hrsg.), *Inflation, Dept, and Indexation*. Cambridge, 160 - 179.
- Friedman, M. (1974), Using escalators to help fight inflation. *Fortune*, Juli-Ausgabe.
- Giersch, H. (Hrsg.) (1974), *Essays on inflation and indexation*. Washington.
- Gray, J. A. (1976), Wage indexation: a macroeconomic approach. *Journal of Monetary Economics* 2, 221 - 235.
- (1978), On indexation and contract length. *Journal of Political Economy* 86, 1 - 18.
- Karni, E. (1983), On optimal wage indexation. *Journal of Political Economy* 91, 282 - 292.
- Lucas, R. E. (1972), Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory* 4, 103 - 124.
- Marshall, A. (1887), Remedies for fluctuations of general prices, *Contemporary Review*; wiederabgedr. in: Pigou, A. C. (1956), *Memorials of Alfred Marshall*. New York, 188 - 211.
- Milgrom, R. (1981), Good news and bad news: representation theorems and applications. *Bell Journal of Economics* 12, 380 - 391.
- Stützel, W. (1978), Das Mark-gleich-Mark-Prinzip im Steuer- und Schuldrecht: Eckpfeiler unserer Wirtschaftsordnung oder Quelle von Ungerechtigkeit, in: K. E. Born (Hrsg.), *Gegenwartsprobleme der Wirtschaft und der Wirtschaftswissenschaft* Tübingen, 1 - 51.