

Rationalität von Inflationserwartungen

Tests basierend auf qualitativen Umfragedaten¹

Robert Fluri und Erich Spörndli*

1. Einleitung

Erwartungen gehören zu den wichtigsten Bestimmungsgründen des wirtschaftlichen Handelns. Die Art, wie Erwartungen gebildet werden, ist deshalb seit jeher ein wichtiges Betätigungsfeld der theoretischen Forschung in der Ökonomie. So sind denn auch verschiedene theoretische Konzepte über den Erwartungsbildungsprozess entwickelt worden. Eine besondere Rolle spielt in der neueren Literatur die Hypothese rationaler Erwartungen (Rational Expectations Hypothesis/REH).

Erwartungen sind im Sinne von Muth (1961) dann rational, wenn die Wirtschaftssubjekte von den Informationen, die im Zeitpunkt der Erwartungsbildung zur Verfügung stehen, den bestmöglichen Gebrauch machen. Die REH geht in ihrer strengen Form zudem davon aus, dass die Individuen über die für die Erwartungsbildung relevanten Vergangenheitsdaten hinaus auch die «wahren» Zusammenhänge zwischen den verschiedenen ökonomischen Variablen – das «richtige Modell» – kennen.

In der vorliegenden Studie wird geprüft, inwieweit die Preiserwartungen schweizerischer Konsumenten den Anforderungen der REH gerecht werden. Inflationsprognosen werden seit Ende 1972 im Rahmen einer Konsumentenumfrage erhoben. Dabei werden allerdings nicht die effektiv erwarteten Veränderungsraten, sondern lediglich die künftigen Preistendenzen (sinkend, gleichbleibend, mässig bzw. stark steigend) erfragt. Zur Durchführung ökonometrischer Tests müssen diese Tendenzangaben so aufbereitet werden, dass sie mit den gemessenen Inflationsraten verglichen werden können. Zu diesem Zweck wird ein spezielles statistisches «Quantifizierungs»-Verfahren benötigt.

Im folgenden werden zuerst die verwendeten Preiserwartungsdaten vorgestellt (Abschnitt 2). Das Verfahren zur Quantifizierung der Tendenzangaben ist Gegenstand von Abschnitt 3. Da es sich um eine nicht allgemein bekannte Methode handelt, wird diese ausführlich dargestellt. In Abschnitt 4 wird die Überprüfung der Erwartungsdaten auf Rationalität beschrieben. Dabei werden zuerst die verwendeten Testansätze präsentiert. Nach einigen Hinweisen auf Schätzprobleme werden sodann die Ergebnisse der Rationalitätstests kommentiert. Abschnitt 5 enthält die Schlussfolgerungen bezüglich der Erwartungsbildung der Konsumenten.

2. Die verwendeten Preiserwartungsdaten

Die in der vorliegenden Untersuchung verwendeten Erwartungsdaten stammen aus der vierteljährlichen Konsumentenumfrage des Bundesamtes für Konjunkturfragen. Die Erhebung wird seit dem vierten Quartal 1972 durchgeführt. Sie beruhte ursprünglich auf einer Stichprobe von jeweils 500 Haushalten; im ersten Quartal 1981 wurde die Stichprobe auf 1100 Einheiten ausgedehnt. Der Fragebogen umfasst neun Fragen, wovon sich je eine auf die vergangene bzw. zukünftige Preisentwicklung bezieht. Die Frage nach der erwarteten Inflationstendenz lautet wie folgt:

«Wie werden sich Ihrer Ansicht nach die Preise in den kommenden 12 Monaten entwickeln?»

- stark steigen
- mässig steigen
- nahezu unverändert bleiben
- zurückgehen
- weiss nicht

¹ Dieser Beitrag stützt sich auf eine Untersuchung, die an der 18. CIRET-Konferenz in Zürich präsentiert wurde (Fluri/Spörndli, 1988).

Aus den Anteilen der auf die einzelnen Kategorien entfallenen Antworten wurden Quartalsreihen (1972:4 – 1985:3) gebildet; sie werden wie folgt bezeichnet:

A_t : Anteil der im Quartal t auf die Kategorie «Preise werden in den kommenden zwölf Monaten zurückgehen» entfallenen Angaben.

B_t : Anteil der Antwortkategorie «nahezu unverändert bleiben».

C_t : Anteil der Antwortkategorie «mässig steigen».

D_t : Anteil der Antwortkategorie «stark steigen».

Die «weiss nicht»-Antwortkategorie der Umfragedaten wurde nicht in die Berechnung der quantitativen Erwartungsvariablen einbezogen. Die Anteile der übrigen Kategorien mussten deshalb für jedes Quartal neu normiert werden, so dass $A_t + B_t + C_t + D_t = 1$ resultierte.

Als Referenzreihe zu den Erwartungsdaten diente der Landesindex der Konsumentenpreise. Für die Vergleiche mit den in Quartal t geäußerten Preiserwartungen PE_t wurden die Veränderungsraten PC_{t+4} (Jahresteuerraten) des Konsumentenpreisindex im jeweils ersten Monat von Quartal $t+4$ gegenüber dem entsprechenden Vorjahresmonat im Quartal t herangezogen.

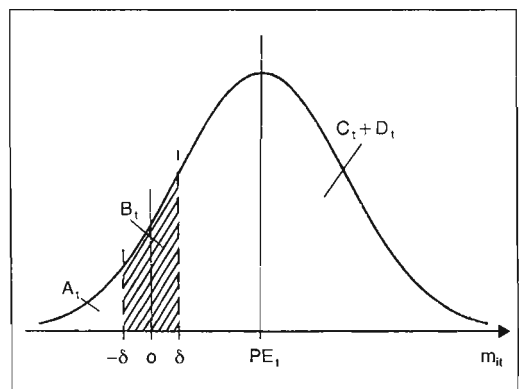
3. Quantifizierung der kategorialen Erwartungsgrößen

3.1 Das Carlson/Parkin-Verfahren (drei Antwortkategorien)

Das von Carlson und Parkin (C/P) entwickelte Verfahren (Carlson/Parkin 1975) zur Berechnung quantitativer Inflationserwartungen aus kategorialen Umfragedaten bezieht sich auf den Fall dreiwertiger qualitativer Angaben (sinkende, ungefähr gleichbleibende, steigende Preise). Die Quantifizierung der Tendenzangaben der Konsumenten mittels der C/P-Methode basiert auf einer ganzen Reihe von Annahmen (vgl. Carlson/Parkin 1975, Batchelor 1986):

- A1. Die Antworten der Konsumenten beziehen sich auf die Preisveränderungen des eigenen Warenkorb.
- A2. Jeder Befragte formuliert seine Antworten aufgrund einer Wahrscheinlichkeitsverteilung der erwarteten Preisveränderungen seines persönlichen Preisindex. Diese subjektiven Verteilungen sind unabhängig voneinander und können sich im Zeitablauf ändern.
- A3. Im Bereich erwarteter Preisstabilität gibt es eine Unschärfezone (Indifferenzintervall). Innerhalb dieses Bereiches können die Konsumenten die Richtung erwarteter Preisniveauperänderungen nicht genau erkennen. Nur wenn sie mit einer subjektiven Wahrscheinlichkeit von mindestens 50% einen über (unter) der Erkennbarkeitsschwelle δ ($-\delta$) liegenden Preisanstieg (-rückgang) erwarten, antworten sie mit «Preise werden steigen» («sinken»); andernfalls wählen sie die Kategorie «ungefähr gleich bleiben».
- A4. Die Grenzen δ bzw. $-\delta$ des Indifferenzintervalls sind über die ganze Beobachtungsperiode hinweg konstant, symmetrisch und für alle Individuen gleich.

Abbildung 1: Dichtefunktion individueller Preiserwartungen (Mediane)



- A5. Die Mediane m_t der subjektiven Wahrscheinlichkeitsverteilungen der von den einzelnen Konsumenten erwarteten Preisveränderungen im Zeitpunkt t sind normal verteilt. PE_t bezeichnet den Mittelwert dieser Verteilung.
- A6. Die Stichprobenanteile A_t , B_t , C_t und D_t sind gute Näherungswerte der wahren Anteile in der Grundgesamtheit der Haushalte. Es gilt dann beim unterstellten Antwortverhalten gemäss A3.:

Die Wahrscheinlichkeit dafür, dass PE_t (der Mittelwert der Medianverteilung gemäss A5.) über der Erkennbarkeitsschwelle δ liegt, entspricht der Summe der Stichprobenanteile $C_t + D_t$, d. h.

$$\Pr(PE_t > \delta) = C_t + D_t,$$

wobei \Pr für Wahrscheinlichkeit steht.

Entsprechend gelten auch

$$\Pr(-\delta < PE_t \leq \delta) = B_t$$

und

$$\Pr(PE_t \leq -\delta) = A_t$$

- A7. Die Mittelwerte PE_t sind über die längere Frist unverzerrt, d. h. über den gesamten Beobachtungszeitraum $t = 1, 2, \dots, T$ gilt:

$$\sum_{t=1}^T PE_t = \sum_{t=1}^T PC_{t+4}$$

Die Abszissen der standardisierten Normalverteilungsfunktion, welche den Wahrscheinlichkeiten A_t und $A_t + B_t$ entsprechen, seien mit a_t und b_t bezeichnet. Dann lassen sich aufgrund der postulierten Annahmen die mittleren Inflationserwartungen PE_t , deren jeweilige Standardabweichungen σ_t sowie die Erkennbarkeitsschwelle δ wie folgt bestimmen:

$$(1) \quad a_t = (-\delta - PE_t) / \sigma_t$$

$$(2) \quad b_t = (\delta - PE_t) / \sigma_t$$

Auflösung von (1) und (2) nach PE_t und σ_t ergibt:

$$(3) \quad PE_t = \delta [(a_t + b_t) / (a_t - b_t)] \text{ und}$$

$$(4) \quad \sigma_t = -2\delta / (a_t - b_t).$$

Mittels Gleichung (3) und Annahme A7. können die Grenzen δ bzw. $-\delta$ des Indifferenzintervalls bestimmt werden:

$$(5) \quad \delta = \frac{\sum_{t=1}^T PC_{t+4}}{\sum_{t=1}^T [(a_t + b_t) / (a_t - b_t)]}$$

Die Grenze δ dient als Skalierungsfaktor in den Gleichungen (3) und (4). Damit – sowie mit den anhand der Umfragedaten ermittelten Werten a_t und b_t – ergibt sich schliesslich aus (3) die Reihe der erwarteten quantitativen Preisveränderungen PE_t . Aus (4) liesse sich die Zeitreihe der Standardabweichungen von PE_t errechnen, die indes im folgenden nicht benötigt wird.

3.2 Erweiterung des Verfahrens auf vier Antwortkategorien

Für die Untersuchung der schweizerischen Umfragedaten mit vier Antwortkategorien für die Preiserwartungen (vgl. Abschnitt 2) wurde das ursprüngliche C/P-Quantifizierungsverfahren erweitert. Es wurden folgende zusätzliche Annahmen getroffen:

- A8. Die Antwortkategorie «die Preise werden mässig steigen» entspricht einer Inflationsrate λ , welche für alle Individuen gleich und im Zeitablauf konstant ist.
- A9. Als «mässig» werden erwartete Preissteigerungen in einem systematischen Unschärfebereich um λ empfunden; dieses Indifferenzintervall hat die Grenzen $\lambda - \varepsilon$ und $\lambda + \varepsilon$, wobei ε im Zeitablauf variiert.
- A10. Das Indifferenzintervall im Bereich erwarteter Preisstabilität ist wiederum symmetrisch; seine obere Grenze fällt mit der unteren ($\lambda - \varepsilon$) der Zone «mässiger Preissteigerung» zusammen.

Unter diesen Zusatzannahmen gilt für den Mittelwert der Preiserwartungen PE_t (vgl. A5. und A6.):

$$\Pr(PE_t > \lambda + \varepsilon_t) = D_t$$

$$\Pr(\lambda - \varepsilon_t < PE_t \leq \lambda + \varepsilon_t) = C_t$$

$$\Pr[-(\lambda - \varepsilon_t) < PE_t \leq (\lambda - \varepsilon_t)] = B_t$$

$$\Pr[PE_t \leq -(\lambda - \varepsilon_t)] = A_t$$

Durch Standardisierung ergibt sich:

$$(6) \quad a_t = [-(\lambda - \varepsilon_t) - PE_t] / \sigma_t$$

$$(7) \quad b_t = [(\lambda - \varepsilon_t) - PE_t] / \sigma_t$$

$$(8) \quad c_t = [(\lambda + \varepsilon_t) - PE_t] / \sigma_t$$

wobei a_t , b_t und c_t für die Abszissen der Standardnormalverteilungsfunktion stehen, welche den Wahrscheinlichkeiten A_t , $A_t + B_t$ und $A_t + B_t + C_t$ entsprechen.

Die Gleichungen (6)–(8) lassen sich wie folgt nach PE , σ und ε auflösen:

$$(9) \quad PE_t = \lambda (a_t + b_t) / (a_t - c_t)$$

$$(10) \quad \sigma_t = -2\lambda / (a_t - c_t)$$

$$(11) \quad \varepsilon_t = -\lambda (c_t - b_t) / (a_t - c_t)$$

Wie im Drei-Kategorien-Fall wird eine Skalierungsannahme benötigt. Unter Verwendung von A7. dient im Falle vierstufiger Antworten λ als Skalierungsfaktor:

$$(12) \quad \lambda = \frac{\sum_{t=1}^T PC_{t+4}}{\sum_{t=1}^T [(a_t + b_t) / (a_t - c_t)]}$$

Wird λ zusammen mit den gemäss der Normalverteilung anhand der Antwortanteile der Umfrage ermittelten Grössen a_t , b_t , c_t in Gleichung (9) eingesetzt, führt dies zu den gesuchten quantitativen Inflationserwartungen PE_t .

3.3 Quantifizierungsergebnisse

Abbildung 2 zeigt die anhand des in 3.2 beschriebenen Verfahrens berechneten, quantitativen Preisänderungserwartungen PE der Konsumenten zusammen mit den späteren tatsächlichen Inflationsraten PC . Die Erwartungsvariable PE ist gegenüber den Preissteigerungsraten PC um vier Quartale verzögert dargestellt; die Prognosefehler sind somit direkt aus der Grafik ersichtlich.

Zum Vergleich mit den Inflationserwartungen der Konsumenten wurden Referenzprognosen auf der Basis eines einfachen Zeitreihenmodells – eines autoregressiven Prozesses achter Ord-

nung $AR(8)^2$ – berechnet. Bei dieser Referenzprognose handelt es sich um eine sogenannte Ex-ante-Prognose. Das bedeutet, dass das $AR(8)$ -Modell für jeden Umfragezeitpunkt in der Beobachtungsperiode von 1973:4 bis 1985:3 mit den bis dahin bekannten Inflationsraten jeweils neu geschätzt und damit die Inflationsrate für den Zeitpunkt $t+4$ prognostiziert wurde. Diese $AR(8)$ -Prognosen sind in Abbildung 3 dargestellt. Der Vergleich mit Abbildung 2 zeigt, dass sie deutlich schlechter sind als die von den Konsumenten erwarteten Preisveränderungen. Die $AR(8)$ -Prognosen wurden auch bei den Tests der Konsumentenerwartungen auf Rationalität eingesetzt (vgl. 4.1, «prognostischer Effizienztest»).

Von Interesse sind neben den Verläufen der errechneten Preiserwartungsvariablen auch die aus dem Quantifizierungsverfahren resultierenden Schätzwerte für die Grenzen der Unschärfezone um eine erwartete Teuerungsrate von Null (Annahme A3.) und für diejenigen des Unschärfereichs um λ (mässig steigende Preise; Annahme A9.). Im Durchschnitt des Beobachtungszeitraums ergaben sich folgende Werte:

Intervall um erwartete Preisstabilität	$\left\{ \begin{array}{l} \text{untere Grenze} \\ \text{obere Grenze} \end{array} \right.$	-2,33%
		2,33%
Intervall um erwartete «mässige» Inflation (λ)	$\left\{ \begin{array}{l} \text{untere Grenze } (\lambda - \varepsilon) \\ \text{Mittelwert } (\lambda) \\ \text{obere Grenze } (\lambda + \varepsilon) \end{array} \right.$	2,33%
		5,00%
		7,67%

Das durch die obigen Indifferenzzonen beschriebene Antwortverhalten der Konsumenten erscheint plausibel und spricht für das angewandte Quantifizierungsverfahren.

Im Intervall zwischen -2,33 und 2,33 unterscheiden die Konsumenten nicht zwischen einer Null-Preisveränderung und leicht steigenden bzw. leicht fallenden Preisen. Ein Prozentsatz von 5% repräsentiert die Antwortkategorie «mässig steigende Preise». Werden höhere Preissteigerungen als 7,7% erwartet, antworten die Konsumenten gemäss dem Quantifizierungsmodell mit «die Preise steigen stark». Bei der Beurteilung dieser

² Die Anzahl der in das Modell einbezogenen verzögerten Werte wurde gemäss dem Akaike-Kriterium bestimmt.

Abbildung 2) Erwartete und tatsächliche Preisentwicklung

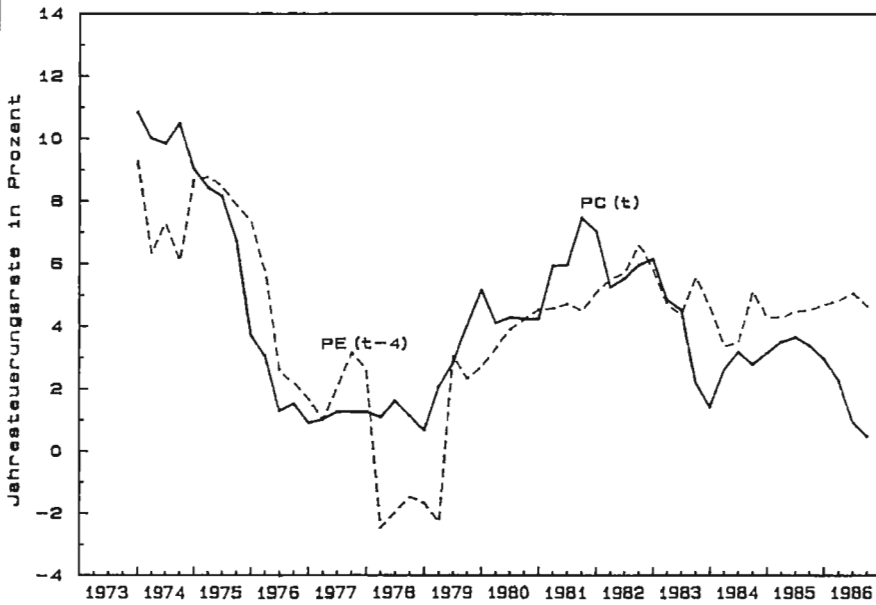
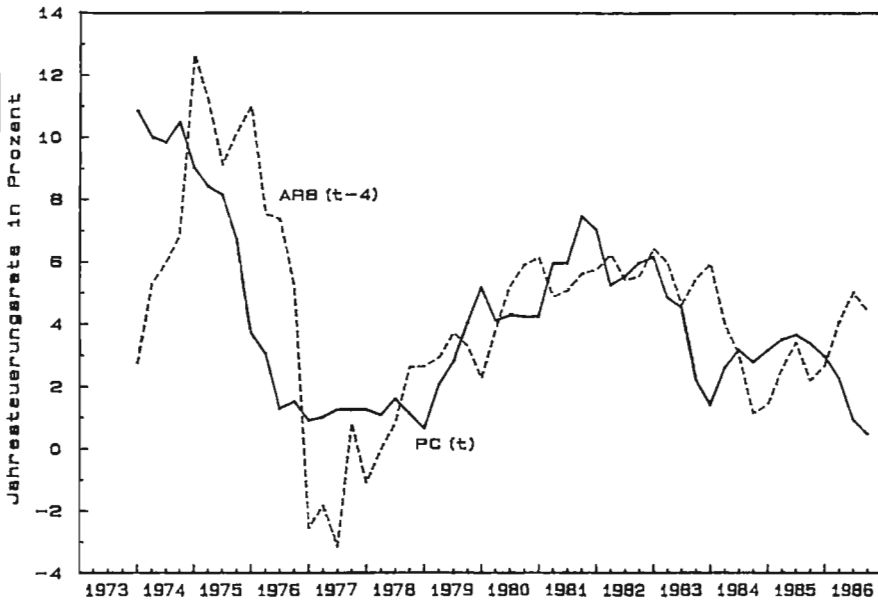


Abbildung 3) AR(8)-Prognose und tatsächliche Preisentwicklung



Durchschnittswerte ist zu beachten, dass in der untersuchten Zeitspanne teilweise beträchtliche Inflationsraten zu verzeichnen waren.

4. Überprüfung der Preiserwartungen auf Rationalität

4.1 Testansätze zur Überprüfung der Hypothese rationaler Erwartungen

Wie in der Einleitung erwähnt, erfordert die REH im Sinne von Muth (1961), dass die Individuen im Zeitpunkt der Erwartungsbildung sowohl die verfügbaren Daten über die Wirtschaftsentwicklung als auch das «richtige ökonomische Modell» kennen, welches die Umsetzung der Informationen in Prognosen³ erlaubt.

Aus den genannten Anforderungen der REH ergibt sich, dass jeder Prognosewert einer Variablen dem wahren mathematischen Erwartungswert dieser Variablen entsprechen muss. Wenn, für den hier behandelten Fall von Preiserwartungen, P_t die tatsächliche Inflationsrate in Periode t , PE_{t-1} die in $t-1$ für Periode t erwartete Inflationsrate und I_{t-1} die zur Zeit der Erwartungsbildung verfügbare gesamte Informationsmenge bezeichnen, dann gilt also gemäss der REH:

$$(13) \quad PE_{t-1} = E[P_t | I_{t-1}].$$

Daraus folgt

$$(14) \quad E[(P_t - PE_{t-1}) | I_{t-1}] = 0,$$

das heisst, die Prognosefehler $ER_t = P_t - PE_{t-1}$ dürfen mit keiner Variablen der Informationsmenge korreliert sein. Beständen nämlich Beziehungen zwischen den Prognosefehlern und den Variablen aus der Informationsmenge, so könnten diese Korrelationen bei der Erwartungsbildung berücksichtigt und damit die Prognosen verbessert werden. Solche durch die Individuen nicht ausgenützte Verbesserungsspielräume widersprächen aber den Voraussetzungen der REH. Weil im Prognosezeitpunkt sowohl die vergangenen Erwartungen als auch die bis dahin realisierten Inflationsraten zur Menge der verfügbaren Informationen gehören, gilt dies auch für

den Prognosefehler ($ER_{t-i} \in I_{t-1}$ für $i > 0$). Somit impliziert (14) auch, dass die Prognosefehler nicht autokorreliert sein dürfen. Die Erwartungsfehler müssen also gemäss der REH einem reinen Zufallsprozess folgen.

Aufgrund der Bedingungen (13) und (14) können verschiedene ökonometrische Tests der REH konzipiert werden. Zwei übliche Tests, nämlich jener auf Unverzerrtheit der Prognosewerte sowie jener auf Abwesenheit von Autokorrelation der Prognosefehler, stellen verhältnismässig geringe Anforderungen an die Erwartungsdaten. Man kann die Überprüfung dieser Eigenschaften deshalb mit Kirchgässner (1982) als Tests auf «schwache Rationalität» bezeichnen.

Test auf Unverzerrtheit der Prognosewerte

Die zu prognostizierende Variable darf gemäss den beschriebenen Rationalitätskriterien weder systematisch über- noch unterschätzt werden. Dies kann mit der Regression

$$P_t = a + b PE_{t-1} + u_t$$

überprüft werden. Dabei muss die Nullhypothese

$$H_0: a = 0 \text{ und } b = 1$$

erfüllt sein und u_t darf keine Autokorrelation aufweisen.

Test auf Autokorrelation der Prognosefehler

Da, wie vorausgesetzt, die Individuen die vergangenen Prognosefehler kennen, dürfen diese keinen signifikanten Zusammenhang mit ihren verzögerten Werten aufweisen. In der Regressionsgleichung

$$ER_t = a + \sum_{i=1}^n b_i ER_{t-i} + u_t$$

darf somit die Nullhypothese

$$H_0: b_i = 0, i = 1 \dots n,$$

nicht verletzt sein.

³ Die Begriffe Prognose/Prognosefehler werden synonym zu Erwartungen/Erwartungsfehler verwendet.

Tests auf Effizienz

Die REH in ihrer strengen Form erfordert, dass die Prognosen effizient sind; d. h. die Varianz der Prognosefehler darf das bei gegebener Informationsmenge I_{t-1} erreichbare Minimum nicht überschreiten, weil andernfalls Bedingung (14) nicht erfüllt wäre. Diese strenge Version der Hypothese rationaler Erwartungen lässt sich überprüfen, indem Regressionen der Prognosefehler auf Variablen durchgeführt werden, die der Informationsmenge I_{t-1} angehören. In der Regressionsgleichung

$$ER_t = a + \sum_{i=1}^n b_i X_{t-i} + u_t$$

wird die Nullhypothese

$$H_0: b_i = 0, i = 1 \dots n,$$

überprüft, wobei X für eine Variable (oder einen Vektor von Variablen) aus der Informationsmenge steht.

Die Prüfung der Erwartungen auf Effizienz ist allerdings nicht völlig problemlos. Erstens ist nicht a priori klar, welche Variablen der für die Prognose relevanten Informationsmenge angehören. Zweitens können wegen der beschränkten Stichprobengrösse nur wenige Regressoren gleichzeitig in die Schätzung der Testgleichung einbezogen werden. Üblicherweise werden bei der Effizienzüberprüfung deshalb mehrere Regressionen der Prognosefehler auf einzelne Untermengen von I_{t-1} durchgeführt. Es liegt nahe, zunächst zu untersuchen, ob die Information aus den Vergangenheitswerten der zu prognostizierenden Grösse genutzt wurde. Zusätzliche Tests erfolgen sodann mit Variablen, die plausiblerweise der Informationsmenge angehören müssten.⁴ Bei der Überprüfung von Preis-erwartungen wird man deshalb sicher die Geldmenge in solche Tests einbeziehen.

Ein weiteres Problem der gängigen Effizienztests ergibt sich daraus, dass es sich dabei um sogenannte Anpassungstests handelt (Kirchgässner 1984). Setzt man nämlich die Inflationserwartungsfehler mit den vergangenen Teuerungsraten in Beziehung, so werden die Realisationen des gesamten Beobachtungszeitraums in

die Schätzung der Testgleichung einbezogen. Damit wird bei der Schätzung mehr Information benutzt, als dem Konsumenten bei der Erwartungsbildung zur Verfügung steht. Im jeweiligen Erhebungszeitpunkt kennen die befragten Individuen nämlich nur die bis dahin gemessenen Inflationsraten. Ergänzend zu den Anpassungstests sollten daher auch echte Prognosetests durchgeführt werden. Dabei kann wie folgt vorgegangen werden: Für jeden Umfragezeitpunkt wird ein einfaches Zeitreihenmodell mit «echten» Vergangenheitswerten der Inflationsrate geschätzt. Anhand des jeweiligen Modells wird sodann eine Ex-ante-Prognose für das Quartal $t+4$ errechnet. Anschliessend erfolgt eine Effizienzüberprüfung mittels Regression der Erwartungsfehler ER_{t+4} auf diese Referenzreihe echter Prognosewerte. In der vorliegenden Studie wurde dieser Test aufgrund der Ex-ante-Prognosen eines AR(8)-Modells durchgeführt.⁵

4.2 Spezielle Schätz- und Testprobleme

Bevor die empirischen Resultate der Rationalitätstests vorgestellt werden, ist auf einige Besonderheiten der verwendeten Erwartungsdaten hinzuweisen. Die Möglichkeit von Messfehlern in den quantifizierten Daten erfordert nämlich eine sorgfältige Interpretation der durchgeführten Tests. Zudem werden Schätzverfahren und zu prüfende Nullhypothesen durch die zeitliche «Überlappung» der Prognosen aus den vierteljährlichen Umfragen beeinflusst.

Die «Überlappungen» der Erwartungsdaten sind darauf zurückzuführen, dass die Inflationsprognosen einen Zeithorizont von zwölf Monaten aufweisen. Der Prognosefehler der Quartalsumfrage $t-4$ ist somit erst im Quartal t bekannt. Die Erwartungsfehler der Erhebungen $t-3$, $t-2$ und $t-1$ können daher durch die Konsumenten bei der Erwartungsbildung im Zeitpunkt t noch nicht berücksichtigt werden. Damit gilt die Anforderung

⁴ Evans/Gulamani (1984) sowie Blang/Schöler (1985) unterscheiden zwischen Effizienztests (wenn die Regression auf die Vergangenheitswerte der zu prognostizierenden Variable erfolgt) und Orthogonalitätstests (bei Regression auf andere Grössen der Informationsmenge).

⁵ Vgl. für die Reihe der AR(8)-Prognosewerte Abschnitt 3.3.

derung fehlender Autokorrelation der Prognosefehler nicht mehr. Ein Moving-Average-(MA-) Prozess dritter oder vierter Ordnung in den Fehlern verträgt sich vielmehr bei den vorliegenden Daten mit dem Konzept rationaler Erwartungen.⁶ Nur wenn darüber hinaus noch Autokorrelation der Prognosefehler festzustellen ist, kann die REH verworfen werden. Bei sich überlappenden Erwartungen muss deshalb die Testgleichung auf Restautokorrelation den zulässigen MA-Prozess in den Fehlern mitenthalten. Zu prüfen ist bei einem MA(4)-Prozess somit

$$H_0: b_i = 0, i = 1 \dots K,$$

in der Regressionsgleichung

$$ER_t = \sum_{i=1}^K b_i ER_{t-i} + e_t + \sum_{m=1}^4 \Theta_m e_{t-m},$$

wobei $J > 4$ sein muss.⁷

Bezüglich der weiteren REH-Tests ist infolge der Überlappungen zu berücksichtigen, dass das Kleinst-Quadrate-Verfahren (Ordinary Least Squares/OLS) zwar konsistente Parameterschätzwerte liefert, deren geschätzte Varianzen aber nach unten verzerrt sind. Dies würde ohne Korrektur eine Tendenz zu irrtümlicher Ablehnung der Null-Hypothesen bewirken. Ein von Brown/Maital (1981) unter Verweis auf Hansen (1982) vorgeschlagenes Verfahren, das auch hier verwendet wurde, kombiniert die OLS-geschätzten Parameter mit konsistenten Varianzen aufgrund von GLS-Schätzungen.

Fehler in den verwendeten Daten sind in ökonomischen Untersuchungen stets eine mögliche Quelle von verzerrten Resultaten. Bei den hier untersuchten Preiserwartungsdaten mahnen zwei mögliche Fehlerquellen zur Vorsicht bei der Interpretation der statistischen Testergebnisse. Erstens ergeben sich aus dem Stichprobenfehler der Umfrage zwangsläufig Messfehler. Zweitens könnten die Annahmen, die zur Quantifizierung der Umfrageergebnisse benötigt werden, zu systematischen Fehlern führen. Reine Zufallsfehler in den Daten, wie sie sich aus dem Stichprobenfehler ergeben, sind bezüglich der durchgeführten Effizienztests verhältnismässig harmlos. Die Messfehler sind in diesen Fällen nämlich in der abhängigen Variable der Regression ER_t ent-

halten. Dadurch entsteht zwar die Gefahr, dass Effizienz fälschlicherweise nicht verworfen wird; stellt man indessen in einem Effizienztest eine Verletzung der Nullhypothese fest, so kann das Resultat als vertrauenswürdig betrachtet werden. Beim Test auf unverzerrte Erwartungen dagegen sind die Fehler Bestandteil des Regressors PE_{t-1} . Dies führt zu gegen Null verzerrten und inkonsistenten Parameterschätzwerten b_i , was ungerechtfertigte Verwerfungen der getesteten Hypothese zur Folge haben kann.

Folgende systematischen Datenfehler könnten aus den Quantifizierungsannahmen resultieren: In Annahme A7. werden die Durchschnitte von Erwartungen und Realisationen über die ganze Beobachtungsperiode einander gleichgesetzt; dies kann den Test auf Unverzerrtheit der Erwartungen in Richtung einer Annahme der Null-Hypothese verfälschen. In Annahme A5. wurde unterstellt, die Mediane der subjektiven Erwartungsverteilungen seien normalverteilt. Eine schiefe Verteilung (Foster/Gregory 1977) hätte einen systematischen Fehler in PE zur Folge, der mit den tatsächlichen Inflationsraten korreliert wäre. Effizienztests mit den vergangenen Inflationsraten als Regressoren wären deshalb in Richtung einer Verwerfung der Nullhypothese verzerrt, falls die Normalverteilungsannahme nicht zuträfe.

Gewisse Aufschlüsse über die Bedeutung von Messfehlern in quantifizierten Erwartungsdaten finden sich in einer empirischen Untersuchung von Batchelor (1986). Dort wurden quantitative Erwartungsdaten aus einer amerikanischen Kon-

⁶ Vgl. dazu Brown/Maital (1981) und Evans/Gulamani (1984). Ob ein MA(3)- oder ein MA(4)-Prozess in den Prognosefehlern noch als REH-konform zugelassen wird, hängt davon ab, ob die effektive Jahresteuersatzrate gegenüber Quartal $t-4$ im Umfragezeitpunkt bereits bekannt ist. Dies ist nicht der Fall, da die Berechnung des Konsumentenpreisindex Zeit beansprucht. Immerhin sind die Konsumenten wegen der monatlichen Indexberechnung über die aktuelle Teuerung recht gut informiert. Zeigt sich deshalb bei Berücksichtigung eines MA(3)-Prozesses in der Testgleichung signifikante Restautokorrelation, so widerspricht dies zwar der REH nicht eindeutig, lässt aber Zweifel an der vollständigen Nutzung der Vergangenheitsinformation aufkommen.

⁷ Die Schätzung der Gleichung erfolgt mit einem GLS-Verfahren, das in Evans/Gulamani (1984) beschrieben ist.

sumentenumfrage mit quantifizierten Preiserwartungen verglichen, die auf Tendenzangaben derselben Befragung basieren. Die Studie zeigte, dass sowohl die quantitativen als auch die quantifizierten Datenreihen beträchtliche Zufallsfehler aufweisen dürften. Hingegen ergab sich keine Evidenz für das Vorliegen systematischer Datenfehler, die aufgrund des C/P-Verfahrens entstanden wären. Dieses Ergebnis relativiert die Bedeutung der genannten Gefahr verzerrter Effizienztests beträchtlich.

4.3 Testergebnisse

Wie in Abschnitt 4.1 ausgeführt, kann zwischen einer «schwachen» und einer «strengen» Version der REH unterschieden werden. Im folgenden werden zuerst die Resultate der Tests auf schwach rationale Erwartungen dargestellt.

Tests auf Unverzerrtheit und Autokorrelation

Die Schätzung von Gleichung

$$PC_t = a + b PE_{t-4} + u_t$$

ergab folgende Koeffizienten und Test-Statistikwerte:

Regressor	Koeffizient	Standardfehler*
Konstante	1.11	.832
PE _{t-4}	.73	.198

χ^2 -Statistik: 2.06 (Signifikanzniveau: .356)
Standardfehler der Regression: 2.02
Beobachtungszeitraum: 1973:4–1986:3

* Gemäss OLS-GLS-Verfahren nach Hansen, MA(4)-Prozess in den Residuen, vgl. 4.2.

Gemäss dem Wert der χ^2 -Statistik kann die Null-Hypothese, wonach $a = 0$ und $b = 1$ gemeinsam erfüllt sein müssen, nicht verworfen werden. Das Resultat widerspricht somit gemäss diesem Test der schwachen Form der REH nicht.

Aufgrund des Tests auf Autokorrelation höherer Ordnung kann die Null-Hypothese ebenfalls

nicht verworfen werden, wenn der infolge der Datenüberlappungen berücksichtigte MA-Prozess in den Residuen die Ordnung 4 aufweist. Wird hingegen nur ein MA(3)-Prozess zugelassen, so weist der durchgeführte Likelihood-Ratio-Test auf signifikante Restautokorrelation hin. Die Ergebnisse der beiden durchgerechneten Testvarianten sehen folgendermassen aus:

Für die Schätzgleichung

$$ER_t = \sum_{i=J}^K b_i ER_{t-i} + e_t + \sum_{m=1}^r \Theta_m e_{t-m}$$

ergaben sich folgende Test-Werte

	MA(4)-Fall (J=5, K=7, r=4)	MA(3)-Fall (J=4, K=6, r=3)
Likelihood-Ratio*	1.29	10.83
Signifikanzniveau	.732	.013

* für den Test der Nullhypothese, dass alle $b_i = 0$ sind.

Gemäss den dargestellten Ergebnissen der Tests auf Unverzerrtheit und Fehlen von Restautokorrelation lässt sich somit die schwache Form der REH für die untersuchten Erwartungsdaten nicht verwerfen. Ein Fragezeichen ist allerdings angebracht, da die Null-Hypothese beim Autokorrelationstest im MA(3)-Fall abgelehnt werden musste.

Effizienztests

Mit einem ersten Effizienztest wurde untersucht, ob die in den Vergangenheitswerten der Inflationsrate enthaltene Information in den Erwartungsdaten berücksichtigt ist. Da die Prognosefehler jeweils erst nach vier Quartalen bekannt sind, dürfen nur realisierte Inflationsraten mit einer Verzögerung von mindestens fünf Perioden in die Testgleichung einbezogen werden:

$$ER_t = \sum_{i=5}^7 b_i PC_{t-i} + u_t$$

Die Schätzung über den Beobachtungszeitraum 1973:4 – 1986:3 führte zu folgenden Resultaten:

Regressor	Koeffizient	Standardfehler*
PC_{t-5}	.043	.192
PC_{t-6}	.198	.202
PC_{t-7}	-.445	.242

χ^2 -Statistik: 3.98 (Signifikanzniveau: .263)
Standardfehler der Regression: 2.08

* Gemäss OLS-GLS-Verfahren nach Hansen, MA(4)-Prozess in den Residuen, vgl. 4.2.

Der gemeinsame Test für die drei geschätzten Koeffizienten zeigt keinen signifikant von Null verschiedenen Zusammenhang zwischen den verzögerten Inflationsraten und dem Prognosefehler. Diese erste Effizianzforderung gemäss REH ist damit nicht verletzt.

Der prognostische Test auf Effizienz, wo die Prognosefehler auf einen Zusammenhang mit der AR(8)-ex ante-Prognose der Inflationsrate untersucht wurden, führte ebenfalls nicht zu einer Verwerfung der Null-Hypothese. Dieses Ergebnis überrascht allerdings nicht, da die Prognose aufgrund des AR(8)-Modells schlecht mit der wahren Inflationsentwicklung übereinstimmt.

Weitere Effizienztests dienten der Untersuchung allfälliger Zusammenhänge der Erwartungsfehler mit zusätzlichen Variablen aus der Informationsmenge I_{t-1} . Zunächst wurden Regressionen auf verzögerte Jahreszuwachsrate der bereinigten Notenbankgeldmenge (BNGM) durchgeführt.⁸ Zusätzlich wurde der Frage nachgegangen, ob die in den siebziger Jahren sehr populäre Preisüberwachung die Bildung der Inflationserwartungen durch die Konsumenten beeinflusst habe. Eine diesbezügliche Vermutung findet sich in Zumstein (1982). Zur Prüfung eines allfälligen Einflusses der Preisüberwachung wurden zwei Dummy-Variablen (PCD) in die Effizienz-Testgleichungen einbezogen, und zwar für die Zeiträume 1974:1 bis 1974:3 und 1978:1 bis 1979:1. Bei dieser Datierung gilt es zu berücksichtigen, dass die Prognosefehler in den Regressionen nicht auf die Umfragequartale, sondern auf die Zeitpunkte der ein Jahr später gemessenen effektiven Teuerung bezogen sind. Die Preisüberwachung wurde mit Bundesbeschluss vom 20.12.1972 eingeführt. Am 1.1.1976 trat ein zweiter Bundesbeschluss in Kraft, der am

5.12.1976 in einer Volksabstimmung mit grosser Mehrheit bestätigt wurde und zu einer bis Ende 1978 dauernden Preisüberwachungsphase führte. Aus Abbildung 2 ist ersichtlich, dass sich die Preiserwartungen der Konsumenten im Anschluss an die Überwachungsbeschlüsse jeweils markant reduzierten.

Der über die Beobachtungsperiode 1973:4 – 1986:3 mit der BNGM sowie den Preisüberwachungs-Dummies durchgeführte Effizienztest ergab signifikante Zusammenhänge dieser Variablen mit den Prognosefehlern:

Schätzgleichung

$$ER_t = a + b_1 BNGM_{t-11} + b_2 PCD_1 + b_3 PCD_2 + u_t$$

Regressor	Koeffizient	t-Statistik*
Konstante	-.82	-2.03
$BNGM_{t-11}$.04	3.21
PCD_1	2.70	3.95
PCD_2	4.00	10.62

Standardfehler der Regression: 1.49
Standardabweichung der Prognosefehler während der Beobachtungsperiode: 2.17

* Gemäss OLS-GLS-Verfahren nach Hansen, MA(4)-Prozess in den Residuen, vgl. 4.2.

Die signifikanten Werte der t-Statistik stehen in Widerspruch zu den Implikationen der strengen REH. Sie besagen nämlich im Falle der monetären Basis BNGM⁹, dass diese Zeitreihe Information über die Inflationsentwicklung enthält, die in den Teuerungserwartungen der Konsumenten nicht berücksichtigt ist. Bezüglich der Preisüberwachung zeigt das Testresultat, dass ihr fälschlicherweise eine stark inflationsdämpfende Wirkung zuerkannt wurde. Hätten die Konsumenten die Entwicklung der monetären Basis bei der Erwartungsbildung korrekt berücksichtigt und den vermeintlichen Einfluss der Preisüberwachung ignoriert, so wäre eine deutliche Verbesserung der Prognosequalität der Preiserwartun-

⁸ Vgl. zur schweizerischen Geldpolitik Rich/Béguelin (1985).

⁹ Die Gleichung mit einer Verzögerung der BNGM um elf Quartale ist repräsentativ für Gleichungen mit anderen Verzögerungslängen in der Grössenordnung von zwei bis drei Jahren.

gen möglich gewesen. Der Standardfehler der obigen Regression beträgt nämlich nur noch knapp drei Viertel der Standardabweichung des unkorrigierten Prognosefehlers.

5. Schlussfolgerungen

In der vorliegenden Studie wurden die mit der Konsumentenumfrage des Bundesamts für Konjunkturfragen erhobenen Tendenzangaben zur erwarteten Preisentwicklung untersucht. Mittels eines speziellen Verfahrens wurde daraus eine Zeitreihe quantitativer Inflationserwartungen erzeugt. Anhand verschiedener ökonomischer Tests wurde sodann abgeklärt, inwieweit die Daten den Anforderungen der Hypothese rationaler Erwartungen genügen. Aus den Ergebnissen lassen sich folgende Schlüsse ziehen:

Die Preiserwartungen der schweizerischen Konsumenten sind nicht streng rational im Sinne der REH. So enthalten die Erwartungen der Konsumenten die Informationen über die vergangene Entwicklung der Notenbankgeldmenge nicht adäquat. Ihre korrekte Berücksichtigung hätte zu besseren Inflationsprognosen geführt. Zudem zeigen die Testresultate, dass die befragten Haushalte den Einfluss der in den siebziger Jahren durchgeführten Preisüberwachungsmassnahmen auf die Inflationsentwicklung jeweils überschätzten. Sowohl bei der Einführung als auch bei der Erneuerung der Überwachungsbeschlüsse verringerten sich die Inflationserwartungen fälschlicherweise deutlich; die Prognosefehler wurden signifikant grösser.

Die Anforderungen einer schwächeren Form der REH werden durch die Daten hingegen nicht widerlegt. Evidenz für systematische Verzerrungen der Inflationserwartungen konnte nämlich durch die entsprechenden Tests nicht gefunden werden. Auch sind die in der Inflationsentwicklung der Vergangenheit enthaltenen Informationen, soweit sie prognostischen Wert besitzen, von den Konsumenten anscheinend korrekt in die Erwartungsbildung einbezogen worden.

Die Verwerfung der strengen REH für die Inflationserwartungen schweizerischer Konsumenten bedeutet nicht, dass letztere ihre Erwartungen

auf «irrationale» Weise bilden. Die Kosten dafür, den Einfluss etwa der Geldpolitik auf die Konsumentenpreisentwicklung korrekt einzubeziehen, dürften nämlich für den Durchschnittshaushalt sehr hoch sein im Vergleich zum Nutzen, den er durch entsprechend verbesserte Inflationsprognosen gewänne. Bei der Beurteilung der Fehleinschätzung der Wirksamkeit von Preisüberwachungsmassnahmen ist den Konsumenten zugute zu halten, dass die Effekte von Politikänderungen erst nach einem gewissen Lernprozess genau abgeschätzt werden können.

Literaturverzeichnis

- Batchelor, R. A., 1986: Quantitative v. Qualitative Measures of Inflation Expectations. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Bd. 48, S. 99–120.
- Blang, H.-G., Schöler, K., 1985: Zur Rationalität der Preis-erwartungen deutscher Unternehmen. *Ifo-Studien*, Bd. 31, S. 239–257.
- Brown, B. W., Maital, S., 1981: What Do Economists Know? An Empirical Study of Experts' Expectations. *Econometrica*, Bd. 49, S. 491–504.
- Carlson, J. A., Parkin, M., 1975: Inflation Expectations. *Econometrica*, Bd. 42, S. 123–138.
- Evans, G., Gulamami, R., 1984: Tests for Rationality of the Carlson-Parkin Expectations Data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Bd. 46, S. 1–19.
- Fluri, R., Spöndli, E., 1988: Rationality of Consumers' Price Expectations – Empirical Tests Using Swiss Qualitative Survey Data. In Oppenländer/Poser (1988): *Contributions of Business Cycle Surveys to Empirical Economics*. Gower Publishing, Aldershot / UK., S. 155–177.
- Foster, J., Gregory, M., 1977: Inflation Expectations: the Use of Qualitative Survey Data. *Applied Economics*, Bd. 9, S. 319–329.
- Hansen, L. P., 1982: Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, Bd. 50, S. 1029–1054.
- Kirchgässner, G., 1982: Sind die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte «rational»? Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland. *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 118, S. 215–240.
- Kirchgässner, G., 1984: Wie gut sind die Prognosen der Arbeitsgemeinschaft wirtschaftswissenschaftlicher Forschungsinstitute in der Bundesrepublik Deutschland? *Weltwirtschaftliches Archiv*, Bd. 120, S. 279–300.
- Muth, J. F., 1961: Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica*, Bd. 29, S. 315–335.
- Rich, G., Béguelin, J. P., 1985: Swiss Monetary Policy in the 1970s and 1980s. In Brunner, K. et al. (Hrsg.): *Monetary Policy and Monetary Regimes*. Center Symposia Series CS-17, University of Rochester, S. 76–111.
- Zumstein, M., 1982: Die Teuerungsprognosen der Konsumenten. *Mitteilungsblatt für Konjunkturfragen*, Bd. 38, S. 2–7.