

Die Nachfrage nach Telefongesprächen – Erklärung und Prognose Eine empirische Untersuchung für die Schweiz*

Von Walter Wasserfallen, Jean-Marie Gassmann und Andreas Gfeller, Bern

1. Einleitung

Telefonleistungen werden in der Regel auf monopolistisch strukturierten Märkten angeboten¹. Die entsprechende Unternehmung, in unserem Falle die schweizerischen Telefon- und Telegrafienbetriebe PTT, sieht sich also einer fallenden Nachfragekurve gegenüber. Preiserhöhungen durch die PTT resultieren deshalb in einem Rückgang der Verkaufsmenge. Empirische Kenntnisse der relevanten Zusammenhänge auf der Nachfrageseite sind aus diesem Grund eine unabdingbare Voraussetzung für eine rationale Tarifpolitik. Doch auch im Rahmen der Budgetierung, der Kapazitätsplanung und der Investitionspolitik werden Prognosen über die nachgefragte Menge von Telefonleistungen benötigt².

Die empirische Literatur zu diesem Problem bezieht sich zum größten Teil auf die Vereinigten Staaten. Eine ausführliche Darstellung und Kritik ist in *Taylor* (1980) enthalten. Die in den meisten Studien verwendeten statistischen Methoden weisen jedoch erhebliche Mängel auf. Insbesondere der Stationarität der verwendeten Datenreihen und den zeitlichen Zusammenhängen zwischen den Variablen und in den Residuen von Regressionsgleichungen wird oft nicht die notwendige Beachtung geschenkt. In der vorliegenden Arbeit werden zum erstenmal schweizerische Daten in dieser Beziehung untersucht. Neuere Methoden der Zeitreihenanalyse, wie ARIMA-Modelle und Transferfunktionen, erlauben zudem eine Korrektur der erwähnten Mängel und vermitteln einen besseren Einblick in die stochastische Struktur der verschiedenen Größen und ihre dynamischen Beziehungen. Wie zu zeigen sein wird, bilden die erarbeiteten ökonometrischen Resultate eine verlässliche Grundlage für kurz- und mittelfristige Prognosen.

Die Arbeit ist wie folgt gegliedert: Im nächsten Kapitel werden die ökonomischen und statistischen Grundlagen diskutiert. Die Daten, Schätzergebnisse und

* Die kritischen Anmerkungen von G. Knieps seien an dieser Stelle bestens verdankt.

¹ In den USA sind in den letzten Jahren Tendenzen zur Deregulierung zu beobachten, die jedoch in Europa noch kaum vorhanden sind. Vgl. dazu *Knieps* (1984).

² Es ist zu beachten, daß es sich beim Telefonverkehr um eine traditionelle Dienstleistung handelt, die nur noch ein relativ geringes Wachstum aufweist.

Prognosen finden sich in den Kapiteln 3 und 4. Abschließend wird eine kurze Zusammenfassung der Resultate gegeben.

2. Theoretische Grundlagen

Die in der empirischen Arbeit verwendeten Formulierungen werden aus der relevanten Literatur übernommen. Die Nachfrage nach Telefonleistungen wird, in Anlehnung an die traditionelle Preistheorie, als eine Variante der linearen Gleichung (1) spezifiziert³.

$$Q_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 p_t + \alpha_2 y_t + \alpha_3 S_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

wobei

Q : nachgefragte Menge an Telefonleistungen

p : relativer Preis von Telefonleistungen

y : reales Einkommen

S : Proxy für die Größe des Telefonnetzes

ε : nicht autokorrelierte Residualgröße mit Erwartungswert Null und konstanter Varianz

$*$: gewünschte Größe

t : Zeitindex

Q , p , y und S werden in natürlichen Logarithmen gemessen. Die geschätzten Parameter stellen somit Elastizitäten dar.

Es wird oft unterstellt, daß sich die nicht beobachtbare gewünschte Menge Q^* gemäß einem sogenannten «partial adjustment»-Modell an die tatsächlich nachgefragte Menge Q annähert. Die entsprechende Beziehung lautet

$$Q_t - Q_{t-1} = (1 - \beta)(Q_t^* - Q_{t-1}) \quad (2)$$

Gleichung (2) in (1) eingesetzt ergibt schließlich die in den meisten Studien verwendete Schätzgleichung (3).

$$Q_t = a_0 + a_1 p_t + a_2 y_t + a_3 S_t + \beta Q_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

wobei $a_i = (1 - \beta)\alpha_i$.

³ Taylor (1980) gibt eine Zusammenfassung der verschiedenen Möglichkeiten zur mikroökonomischen Fundierung von Gleichung (1).

In empirischen Untersuchungen erhält die langfristige Preiselastizität $\alpha_1/(1-\beta)$ einen Wert zwischen -0.50 und -0.95 und die langfristige Einkommenselastizität $\alpha_2/(1-\beta)$ einen solchen im Bereich 1.00 bis 2.00 ⁴. Die kurzfristigen Elastizitäten, in Modell (3) α_1 bzw. α_2 , liegen in der Regel deutlich tiefer im absoluten Wert. Die Beziehung zwischen der kurz- und der langfristigen Reaktion der Menge auf Preis- und Einkommensänderungen ist jedoch stark vom geschätzten Modell abhängig.

In der Literatur wird Gleichung (3) fast ausnahmslos mittels einer Variante der Kleinstquadrat-Methode, z.B. dem Cochrane-Orcutt-Verfahren, in den Niveaudaten geschätzt. Dieses Vorgehen hat zwei bedeutende Nachteile. Erstens entwickeln sich ökonomische Zeitreihen meist in nicht-stationärer Weise, d.h. die einzelnen Beobachtungen stammen aus Verteilungen, die insbesondere unterschiedliche Mittelwerte aufweisen. Dies trifft beispielsweise immer dann zu, wenn die entsprechende Reihe einen zeitlichen Trend enthält. In den meisten Fällen ist die Bildung angemessener Differenzen notwendig, um Beobachtungsreihen zu erhalten, die über die Zeit mit konstanter Varianz um einen konstanten Mittelwert schwanken⁵. Nur unter diesen Bedingungen besteht eine verlässliche Basis für die statistische Inferenz. *White* (1984, Theoreme 3.37 und 5.16) beweist, daß die geschätzten Parameter und ihre Verteilung unter Umständen nicht existieren, wenn die unabhängigen Variablen in einer Regressionsgleichung nicht-stationären Prozessen folgen. *Plosser/Schwert* (1977) zeigen zudem, daß die Schätzung in Differenzen eine Überprüfung der gewählten Spezifikation erlaubt. Zweitens impliziert das «partial adjustment»-Modell (2) eine geometrisch abfallende Reihe der Gewichtungsfaktoren auf den vergangenen exogenen Variablen p , y , und S und damit eine relativ restriktive Formulierung der dynamischen Anpassungsprozesse.

Die im Rahmen dieser Arbeit verwendeten zeitreihenanalytischen Verfahren bringen für beide Problemkreise erhebliche Fortschritte. Sowohl der angemessene Grad der Differenzenbildung wie auch die Modellierung der zeitlichen Abhängigkeiten wird aufgrund der vorliegenden Beobachtungen vorgenommen. Dabei gelangen relativ aufwendige statistische Verfahren, wie ARIMA-Modelle und Transferfunktionen, zur Anwendung, die von *Box/Jenkins* (1976) im Detail beschrieben werden.

⁴ Diese Angaben sind ebenfalls in *Taylor* (1980, Tab. 5–1) enthalten. Eine neuere Studie ist *Griffin* (1982).

⁵ Entsprechende Evidenz liefern *Nelson/Plosser* (1982), *Stulz/Wasserfallen* (1985) und *Wasserfallen* (1986).

3. Daten und Schätzergebnisse

Wie bereits erwähnt, stammen die Beobachtungen für unsere Untersuchungen von den schweizerischen PTT-Betrieben. Da die Datenerfassung 1970 geändert wurde, kann der Untersuchungs-Zeitraum erst 1971 beginnen. Es werden Werte bis Ende 1982 verwendet. Der Bezug der Gebühren und damit die Messung der Anzahl Gesprächsminuten erfolgt in Abständen von zwei Monaten. Dabei werden rund die Hälfte der Kantone im einen und die andere Hälfte im darauffolgenden Monat erfaßt. Das Ergebnis sind zwei Reihen für die Menge Q mit je einer Periodizität von zwei Monaten, d.h. sechs Beobachtungen pro Jahr. Q wird dabei als Total der Gesprächsminuten im inländischen Fernverkehr gemessen⁶. Es erweist sich leider als unmöglich, private und geschäftliche Telefonate separat zu erfassen und so die Nachfragefunktionen dieser beiden Gruppen getrennt zu bestimmen.

Die Preisvariable p wird als Durchschnitt der Taxen über die verschiedenen Distanzkategorien berechnet. Die zugrunde liegende Gesprächsdauer beträgt drei Minuten. Tarifierungen erfolgten an den Jahresenden 1974, 1977 und 1980. Die Deflationierung geschieht mit Hilfe des Landesindex der Konsumentenpreise. Der damit berechnete relative Preis von Telefongesprächen sinkt mit einer Ausnahme kontinuierlich während der Beobachtungsperiode. Dies ergibt sich aus dem steigenden allgemeinen Preisniveau und der Tatsache, daß es sich 1977 und 1980 um Tarifierungen handelt, die allerdings relativ gering waren. Einzig die Ende 1974 vorgenommene, recht massive Erhöhung der Gesprächspreise hat eine ebenfalls erhebliche Steigerung des relativen Preises in der betreffenden Periode zur Folge. Um einen eventuellen Strukturbruch in den geschätzten Beziehungen zu erkennen, werden die Regressionen deshalb auch für die Subperiode 1975–1982 berechnet, mindestens soweit es die Freiheitsgrade zulassen.

Da der Index der industriellen Produktion und das reale Bruttosozialprodukt nur vierteljährlich gemessen werden, bleibt nichts anderes übrig, als die Einkommensvariable y mit den realen Kleinhandelsumsätzen zu approximieren. Die etwas unbefriedigende Datenqualität mag die zum Teil nicht sehr plausiblen Schätzungen des Einkommenseffektes erklären helfen. Als Maß für die Größe des Telefonnetzes werden alternativ die Anzahl Anschlüsse und die Bevölkerungszahl verwendet. Beide Variablen erweisen sich in den Schätzungen meist als nicht signifikant. Regressionen mit Q_i/S_i anstelle von Q_i als endogener Größe ergeben zudem nahezu dieselben Preis- und Einkommenselastizitäten.

⁶ Der Ortsverkehr wird nicht berücksichtigt, da während des größten Teils der Untersuchungsperiode eine von der Gesprächsdauer unabhängige Einheitstaxe erhoben wurde.

Die Ursache mag darin liegen, daß der schweizerische Markt bereits ziemlich stark ausgebaut ist und demzufolge nur noch in bescheidenem Umfang wächst.

Die Präsentation der Schätzergebnisse erfolgt in drei Schritten. Zunächst werden, in Analogie zur Literatur, Regressionen in den nicht-stationären Niveaudaten vorgestellt. Damit wird ein Vergleich zu den mit zeitreihenanalytischen Verfahren ermittelten Zusammenhängen möglich. Anschließend werden die ARIMA-Modelle und Transferfunktionen diskutiert.

Um die Autokorrelation der Residuen zumindest ansatzweise zu berücksichtigen, wird Gleichung (3) in Niveaudaten mit Hilfe des Cochrane-Orcutt-Verfahrens geschätzt, d.h. es wird ein autoregressiver Prozeß 1. Ordnung in den Residuen berücksichtigt. Zusätzlich werden saisonale Dummy-Variablen in die Regression einbezogen. Die entsprechenden Koeffizienten werden jedoch aus Platzgründen nicht präsentiert. Als Resultate ergeben sich

Zone 1:

$$Q_t = 4.55 - 0.35 p_t + 0.75 y_t + 1.22 S_t - 0.1 Q_{t-1} \quad (4)$$

(3.0) (-5.0) (0.5) (4.6) (-0.4)

$$\bar{R}^2 = 0.97$$

$$\varrho = 0.26$$

Zone 2:

$$Q_t = 0.05 - 0.18 p_t - 0.34 y_t + 0.44 S_t + 0.78 Q_{t-1} \quad (5)$$

(0.05) (-3.6) (-2.8) (3.6) (9.9)

$$\bar{R}^2 = 0.93$$

$$\varrho = 0.41$$

$\bar{R}^2$ ist das um die Anzahl Freiheitsgrade korrigierte Bestimmtheitsmaß. ϱ bezeichnet den geschätzten Autokorrelationskoeffizienten erster Ordnung in den Residuen. Die t -Werte erscheinen in Klammern unter den geschätzten Parametern.

Die mit -0.35 und -0.18 als signifikant negativ ausgewiesenen kurzfristigen Preiselastizitäten bilden das einzige ökonomisch plausible Resultat der Schätzungen in Niveaudaten. Der Einkommenseffekt ist entweder statistisch nicht signifikant oder gar negativ. Die zeitverzögerte Mengenvariable erscheint nur für Zone 2 sinnvoll. In diesem Fall wird eine langfristige Preiselastizität von -0.82 impliziert. Ein Vergleich mit den ARIMA-Modellen und Transferfunktionen wird ergeben, daß diese unbefriedigenden Ergebnisse vermutlich zu einem bedeutenden Teil auf die Verwendung nicht-stationärer Zeitreihen sowie

eine nicht adäquate Berücksichtigung von dynamischen Strukturen in den Abhängigkeiten von den exogenen Variablen und den Residuen zurückzuführen sind.

Die ARIMA-Modelle erlauben einen Einblick in die stochastische Struktur einzelner Größen und bilden gleichzeitig eine relativ kostengünstige Alternative zu aufwendigeren Prognoseverfahren. Dabei werden nur Zusammenhänge innerhalb der untersuchten Zeitreihe ausgewertet. Im hier analysierten Problem sind insbesondere die Modelle für die Mengenvariable Q von Interesse. Es erweist sich aufgrund der Autokorrelations-Strukturen als notwendig, sowohl einfache wie saisonale Differenzen zu bilden, um stationäre Reihen zu erhalten. Für die beiden Zonen resultiert:

Zone 1:

$$(1 - L)(1 - L^6)Q_t = (1 - 0.44L)(1 - 0.87L^6)\varepsilon_{1t} \quad (6)$$

(3.9) (22.5)

$$\sigma_1 = 0.035$$

Zone 2:

$$(1 - L)(1 - L^6)Q_t = (1 - 0.41L)(1 - 0.87L^6)\varepsilon_{2t} \quad (7)$$

(3.5) (22.5)

$$\sigma_2 = 0.033$$

L stellt den Lag-Operator dar, definiert als $L^k x_t = x_{t-k}$. Mit σ_i wird die geschätzte Standardabweichung der entsprechenden Residuen bezeichnet. Es ergibt sich, daß beide Mengenreihen durch nahezu dieselben Modelle beschrieben werden können. Die in den stationären Differenzen verbleibende Struktur kann mit je einem normalen und saisonalen moving-average-Parameter in befriedigender Weise abgebildet werden.

Die ARIMA-Modelle der exogenen Preis- und Einkommensvariablen werden benötigt, um diese Größen im Rahmen der Transferfunktionen zu prognostizieren. Dieselben Differenzenbildungen erweisen sich als angebracht. Die Zahl und Ordnung der restlichen Parameter ist ebenfalls vergleichbar zu den Gleichungen (6) und (7). Diese Ergebnisse liefern erste Hinweise, daß p und y tatsächlich relevante exogene Variablen für die Erklärung von Q sein könnten. Zellner/Palm (1974) haben nämlich gezeigt, daß die exogenen Variablen eines Modells in der Regel nicht komplizierteren stochastischen Prozessen folgen können als die zu erklärenden Größen.

Die Schätzung der Transferfunktionen für die umgesetzte Menge Q erfolgt wiederum in den stationären, d.h. ersten und saisonalen, Differenzen. Dabei

werden die zeitlichen Abhängigkeiten mit den exogenen Größen p und y nach Maßgabe der in den tatsächlichen Zeitreihen enthaltenen Informationen modelliert. Als Resultate eines umfangreichen empirischen Suchprozesses ergeben sich für die beiden Zonen

Zone 1:

$$(1-L)(1-L^6)Q_t = \underset{(-6.2)}{-0.28(1-L)(1-L^6)p_t} + \underset{(2.3)}{0.24L^2(1-L)(1-L^6)y_t} + \underset{(7.4)}{(1-0.70L)} \underset{(9.5)}{(1-0.84L^6)\varepsilon_{3t}} \quad (8)$$

$$\sigma_3 = 0.030$$

Zone 2:

$$(1-L)(1-L^6)Q_t = \underset{(-5.7)}{-0.29(1-L)(1-L^6)p_t} + \underset{(6.5)}{(1-0.65L)} \underset{(8.2)}{(1-0.76L^6)\varepsilon_{4t}} \quad (9)$$

$$\sigma_4 = 0.030$$

Die beiden Transfermodelle sind sich sehr ähnlich. Der Preiseffekt ist in beiden Fällen etwas überraschenderweise nur gleichzeitig vorhanden, und zwar mit einer Elastizität von knapp -0.3 . Die Ergebnisse der Schätzungen mit Niyeaudaten werden damit im wesentlichen bestätigt. Die Autokorrelation der Residuen weist jedoch eine deutlich kompliziertere Struktur auf. Kein signifikanter Einfluß kann für die Netzgröße S nachgewiesen werden. Dies mag die Konsequenz der Differenzenbildung sein, die eine kontinuierlich und schwach zunehmende Reihe praktisch in eine Konstante transformiert. Der einzige, ökonomisch allerdings kaum erklärbare Unterschied zwischen den Gleichungen (8) und (9) bezieht sich auf den um zwei Perioden verzögerten Einfluß der Einkommensvariablen, der in Zone 1, nicht aber in Zone 2 auftritt. Der Grund dafür mag in der problematischen Messung des realen Einkommens durch die realen Kleinhandelsumsätze liegen. Zudem muß für beide Zonen dieselbe Reihe verwendet werden, die die ganze Schweiz umfaßt. Weiter ist zu beachten, daß Zone 1 den größten Teil der bedeutenden Wirtschaftszentren in der Schweiz einschließt. Ein Vergleich mit den ARIMA-Modellen zeigt, daß der Standardfehler der Residuen durch den Einbezug exogener Variablen für die beiden Zonen um 17% bzw. 10% gesenkt werden kann. Die im nächsten Kapitel vorgestellten Prognosesimulationen werden zeigen, ob diese Verbesserung außerhalb der Stichprobe erhalten bleibt.

4. Prognoseresultate

In diesem Kapitel wird anhand einer Simulation gezeigt, wie sich die verschiedenen Ansätze für kurz- und mittelfristige Prognosen bewähren. Dabei wird eine echte Prognosesituation unterstellt, indem keine Information aus der Zukunft in die Berechnung der Voraussagen eingeht. Für die mittelfristigen Prognosen, mit einem Horizont von 2 Jahren, werden die ARIMA-Modelle und Transferfunktionen zunächst für die Periode 1971–1980 geschätzt. Anschließend werden für die 2-Monatsperioden der Jahre 1981 und 1982 Voraussagen erstellt. Im Rahmen der Transferfunktionen werden die relevanten exogenen Variablen durch ihre ARIMA-Modelle prognostiziert, die ebenfalls nur mit Daten bis Ende 1980 geschätzt werden. Im Rahmen der kurzfristigen Prognose – Horizont 2 Monate – wird jede neu anfallende Beobachtung sofort berücksichtigt. Allerdings werden die Modellparameter nur alle acht Monate nachgeschätzt, d.h. bei jeweils vier neuen Daten, da einzelne Beobachtungen in dieser Beziehung nur einen sehr geringen Einfluß haben.

Die Ergebnisse sind in Tabelle 1 zusammengefaßt. Aufgeführt sind die realisierten Prognosefehler als Prozentsatz der tatsächlichen Werte. Folgende Punkte sind zu erwähnen. Erstens darf festgehalten werden, daß die Prognosen recht genau ausfallen. Der relative Fehler liegt in den meisten Perioden unter 5% des wahren Wertes. Zweitens sind die kurzfristigen Prognosen genauer als die mittelfristigen. Dies ist keine Überraschung, denn die kurzfristigen Voraussagen beruhen auf einer größeren Informationsmenge. Drittens fällt auf, daß die Vorzeichen der Prognosefehler bei den kurzfristigen Voraussagen erheblich mehr wechseln. Der Grund liegt darin, daß bei den mittelfristigen Prognosen der Fehler kumuliert wird. Die Wahrscheinlichkeit einer Unterschätzung zukünftiger Werte steigt demnach, wenn die vergangenen Prognosefehler ebenfalls positiv sind. Viertens muß festgestellt werden, daß die ARIMA-Modelle im Durchschnitt etwa dieselbe Genauigkeit liefern wie die auf mehr Information aufbauenden Transferfunktionen⁷. Die vergleichsweise kostengünstigen univariaten Ansätze bilden demnach auch im Bereich des Telefonverkehrs eine attraktive Möglichkeit, ziemlich genaue Prognosen zu erstellen. Dadurch wird natürlich nicht impliziert, daß die Analyse der Wirkungen von Preis- und Einkommensveränderungen auf die Nachfrage nach Telefonleistungen zwecklos ist. Effekte von Tarifänderungen lassen sich beispielsweise nur mit Hilfe derartiger Schätzungen ermitteln.

⁷ Dieses Resultat bildet keine Ausnahme, wie beispielsweise *Wasserfallen/Meier* (1982) gezeigt haben.

Tabelle 1
Prozentuale Prognosefehler

Periode	Kurzfristige Prognose				Mittelfristige Prognose			
	Zone 1		Zone 2		Zone 1		Zone 2	
	ARIMA	Transfer	ARIMA	Transfer	ARIMA	Transfer	ARIMA	Transfer
1/81	3.7	2.8	1.2	0.6	3.7	2.8	1.2	0.6
2/81	1.7	1.4	2.8	2.8	4.1	3.2	3.9	0.3
3/81	-0.8	-1.7	-2.5	-2.5	2.8	4.9	0.4	-1.8
4/81	-1.8	-3.1	-1.7	-2.0	1.3	-3.5	-0.3	-2.8
5/81	5.8	5.6	5.2	4.4	7.6	5.3	7.0	2.4
6/81	-4.3	-4.6	-1.1	-1.2	1.4	5.9	3.7	0.2
1/82	1.7	-0.8	0.5	-2.3	5.0	6.2	5.0	0.2
2/82	3.2	1.2	0.7	1.6	7.5	8.6	6.2	-0.8
3/82	-2.8	-5.2	-2.7	3.5	3.5	7.5	2.6	-3.3
4/82	-1.8	-4.4	-0.4	-1.1	2.9	0.3	3.0	-3.1
5/82	2.2	-0.5	3.5	3.7	6.3	6.1	8.0	-0.2
6/82	0.3	0.0	0.6	1.6	5.0	11.2	6.9	0.0
Durchschnittl. absoluter Fehler	2.5	2.6	2.0	2.3	4.3	5.5	4.7	1.3

Die prozentualen Prognosefehler werden berechnet als

$$([tats\ddot{a}chlicher\ Wert - Prognosewert]/tats\ddot{a}chlicher\ Wert) \times 100.$$

Zusammenfassung

In den vorangegangenen Kapiteln werden empirische Schätzungen der Nachfrage nach Telefongesprächen für die Schweiz und entsprechende Prognosen vorgestellt. Im Gegensatz zur Literatur werden vor allem zeitreihenanalytische Methoden verwendet. Der Stationarität der Daten und den zeitlichen Mustern in den Beziehungen zwischen endogenen und exogenen Variablen sowie in den Residuen kann damit, im Gegensatz zum größten Teil der existierenden Literatur, die nötige Beachtung geschenkt werden.

Es zeigt sich, daß der Einfluß von Änderungen der Gesprächstaxen relativ zum Konsumentenpreisindex gleichzeitig erfolgt. Die entsprechende Elastizität beträgt etwa -0.3 , d.h. eine zehnprozentige Erhöhung des relativen Preises hat eine Verminderung der nachgefragten Menge um rund drei Prozent zur Folge. Ein Einkommenseffekt läßt sich nur teilweise in signifikanter Form nachweisen. Ein Zusammenhang zwischen der Marktgröße und der Menge der Gespräche läßt sich nicht feststellen. Dies dürfte darauf zurückzuführen sein, daß das schweizerische Telefonnetz bereits sehr stark ausgebaut ist und daß deshalb die Veränderungen im Vergleich zum Bestand nur eine sehr kleine Rolle spielen.

Anhand einer Prognosesimulation ergibt sich, daß die verwendeten zeitreihenanalytischen Verfahren recht genaue kurz- und mittelfristige Prognosen ermöglichen. Selbst die nur auf den Strukturen in der betreffenden Reihe selbst aufbauenden ARIMA-Modelle ergeben Fehler von weniger als 5% des tatsächlichen Wertes für einen Prognosehorizont bis zu zwei Jahren. Die aufwendigeren Transferfunktionen sind zwar nicht wesentlich präziser, ermöglichen aber zusätzlich die Wirkungsanalyse von Veränderungen exogener Größen, wie der Gesprächstaxen, der Preise anderer Güter oder des Einkommens.

Literatur

- Box George E.P. and Gwilym M. Jenkins*, 1976, *Time series analysis: forecasting and control*, Holden-Day, San Francisco.
- Griffin James M.*, 1982, The welfare implications of externalities and price elasticities for telecommunications pricing, *Review of Economics and Statistics* LXIV, 59–66.
- Knieps Günter*, 1984, Veränderte Property-Rights-Institutionen durch technischen Fortschritt, *Der Fall der Telekommunikation*, Schriften des Vereins für Socialpolitik, Neue Folge Band 140, 477–494.
- Meese Richard A. and Kenneth J. Singleton*, 1982, On unit roots and the empirical modeling of exchange rates, *Journal of Finance* XXXVII, 1029–1035.
- Nelson Charles R. and Charles I. Plosser*, 1982, Trends and random walks in macroeconomic time series, some evidence and implications, *Journal of Monetary Economics* 10, 139–162.
- Plosser Charles I. and G. William Schwert*, 1978, Money, income and sunspots: Measuring economic relationships and the effects of differencing, *Journal of Monetary Economics* 4, 637–660.
- Stulz René M. and Walter Wasserfallen*, 1985, Macroeconomic time series, business cycles and macroeconomic policies, *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, forthcoming.
- Taylor Lester D.*, 1980, *Telecommunications demand, a survey and critique*, Ballinger Publishing Company, Cambridge Mass.
- Wasserfallen Walter*, 1986, Nonstationarities in macroeconomic time series, further evidence and implications, *Canadian Journal of Economics*, forthcoming.
- Wasserfallen Walter and Kurt Meier*, 1982, Predicting the demand for electricity – An application of transfer function analysis, in: *Gustav Feichtinger and Peter Kall*, 1982, *Operations Research in Progress*, Reidel, Dordrecht, 489–496.
- White Halbert*, 1984, *Asymptotic Theory for Econometricians*, Academic Press Inc., Orlando.
- Zellner Arnold and Franz Palm*, 1974, Time series analysis and simultaneous equation economic models, *Journal of Econometrics* 2, 17–54.

Zusammenfassung

Die Nachfrage nach Telefongesprächen – Erklärung und Prognose Eine empirische Untersuchung für die Schweiz

Nachfragefunktionen nach Telefonleistungen werden mit Hilfe verschiedener ökonometrischer Verfahren und schweizerischen Daten geschätzt. Anschließend werden die Resultate zu Prognosesimulationen benutzt. Es zeigt sich, daß die relativen Preise den erwarteten negativen Einfluß ausüben. Der Effekt erfolgt gleichzeitig, und die entsprechende Elastizität beträgt etwa 0.3. Ein Einkommenseffekt läßt sich nur teilweise in signifikanter Form nachweisen. Die verwendeten zeitreihenanalytischen Methoden ermöglichen recht genaue kurz- und mittelfristige Prognosen.

Résumé

La demande en conversation téléphoniques – Explication et pronostic – Une étude empirique pour la Suisse

Les fonctions de demande en conversations téléphoniques sont estimées empiriquement au moyen de diverses méthodes économétriques et de renseignements suisses, les résultats étant ensuite utilisés pour la simulation aux fins de pronostic. Les résultats font apparaître un effet négatif des prix relatifs. L'effet se produit simultanément et l'élasticité correspondante est d'environ -0.3 . L'effet en revenus n'est significatif que dans certains cas. Les simulations prospectives montrent que des prédictions précises sont possibles à court et à moyen terme si l'on utilise les méthodes d'analyse par séries temporelles.

Summary

The demand for telephone Services: Explanation and Forecast – An empirical investigation for Switzerland

Demand functions for telephone services are empirically estimated with the help of Swiss data and several econometric methods, mainly from the area of time-series analysis. The results show the expected negative effect of relative prices, which is contemporaneous with an elasticity of about -0.3 . The income effect is only significant in some cases. Forecasting simulations show that quite accurate predictions over the short- and medium-run are possible using the estimated relationships.