

**Hedonische Preisindizes**  
**- Überblick und Anwendung auf Personalcomputer -**

Christina Bastian/Yvonne Lange/Peter M. Schulze

Arbeitspapier Nr. 25 (Mai 2004)

Institut für Statistik und Ökonometrie  
Johannes Gutenberg-Universität Mainz  
Fachbereich Rechts- und Wirtschafts-  
wissenschaften  
Haus Recht und Wirtschaft II

D 55099 Mainz

Herausgeber: Univ.-Prof. Dr. P.M. Schulze

© 2004 Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz  
ISSN Nr. 1430 - 2136

Hedonische Preisindizes  
- Überblick und Anwendung auf Personalcomputer -

Christina Bastian, Yvonne Lange, Peter M. Schulze

### **Gliederung**

1 Einleitung	2
2 Der Hedonische Ansatz	3
3 Durchführung einer hedonischen Analyse am Beispiel von Personalcomputern	12
4 Interpretation der Ergebnisse und Zusammenfassung	21
Anhang	I
Literatur	XI

### **Zusammenfassung**

Das vorliegende Arbeitspapier gibt zunächst einen Überblick über gebräuchliche Ansätze zur Bestimmung hedonischer Preisindizes. Unter Anwendung regressionsanalytischer Techniken versucht die hedonische Funktion, die Beziehung zwischen dem Produktpreis und einzelnen Qualitätscharakteristiken zu modellieren. Dadurch kann eine Trennung von Qualitätseffekten und reinen Preiseffekten herbeigeführt werden, was schließlich die Berechnung qualitätsbereinigter Preisindizes ermöglicht. Dieses Verfahren wird beispielhaft auf die Preisentwicklung von Personalcomputern in der Bundesrepublik Deutschland angewendet.

### **Summary**

This paper gives a survey of often used techniques to determine hedonic price indices. The hedonic function analyses the relationship between certain aspects of a product's quality and its price by applying regression techniques. Thus it is possible to distinguish between the effects of changes in quality and pure price effects, providing a method to calculate quality adjusted price indices. The procedures are illustrated by an application on the development of personalcomputer-prices in Germany.

## 1 Einleitung

Ein wichtiges Betätigungsgeld der amtlichen Statistik ist die Berechnung von Preisindizes, die eine „reine“ Preisentwicklung widerspiegeln. „Unechte“, auf Qualitätsveränderungen basierende Preisänderungen sollten deshalb aus der festgestellten Preisänderung eliminiert werden. Die amtliche Preisstatistik kann dazu auf eine Reihe traditioneller Qualitätsbereinigungsmethoden zurückgreifen. Bei Gütern mit hohen technologischen Veränderungsraten und kurzen Produktlebenszyklen stoßen diese Methoden allerdings an ihre Grenzen und verhindern so eine zuverlässige Preismessung. Da Preisindizes u.a. zur Deflationierung volkswirtschaftlicher Größen herangezogen werden, kann eine fehlerhafte Preisbestimmung dazu führen, daß z.B. das reale Investitionsvolumen, der reale Output oder die realen Konsumausgaben verzerrt ausgewiesen werden.

Während in Deutschland bisher fast ausschließlich traditionelle Methoden der Preisindexberechnung Anwendung finden, nimmt die USA bei der Berechnung hedonischer Preisindizes eine Vorreiterrolle ein. Seit über einem Jahrzehnt und bei mehr als 40 verschiedenen Gütern findet der hedonische Ansatz praktische Anwendung in der amerikanischen Preisstatistik (Almus/Eckert/Moch, 2002). Dazu zählen u.a. Güter der Unterhaltungselektronik, Informations- und Kommunikationselektronik, Haushaltsgeräte sowie Bekleidung. Eine aktuelle Analyse für die USA im Bereich Personalcomputer (PC) findet sich bei Pakes (2003). Viele OECD Staaten setzen in zunehmendem Maß hedonische Techniken zur Qualitätsbereinigung ein (ZEW, 2002). In Deutschland wurde im Juni 2002 erstmals ein hedonischer Teilindex für Personalcomputer in den Preisindex für die Lebenshaltung (ab 2003: Verbraucherpreisindex) einbezogen. Da der Computerindex aber einen vergleichsweise geringen Einfluß auf den Wert des Gesamtpreisindex der Lebenshaltung ausübt, plant das Statistische Bundesamt, bis Ende 2004 für weitere Teile der Preisstatistik hedonische Methoden zu nutzen (Statistisches Bundesamt, 2002). Diese Entwicklungen demonstrieren die wachsende Bedeutung des hedonischen Ansatzes für die amtliche Preisstatistik.

Die praktische Umsetzung des hedonischen Ansatzes läßt sich grundsätzlich in zwei Arbeitsschritte gliedern. Der erste Schritt beinhaltet die Durchführung einer (hedonischen) Regressionsanalyse zur Bestimmung der hedonischen Funktion. Diese wird in einem zweiten Arbeitsgang zur Berechnung des hedonischen Preisindex herangezogen.

In der vorliegenden Analyse erfolgt zunächst kurz die Klassifizierung der hedonischen Methoden zur Preisindexberechnung. Basierend auf einem Datensatz des Statistischen Bundesamtes wird anschließend die quantitative Umsetzung des hedonischen Ansatzes am Beispiel von Personalcomputern demonstriert. Dazu werden hedonische Preisindizes nach der Zeitvariablenmethode und nach der Imputationsmethode berechnet.

## 2 Der Hedonische Ansatz

### 2.1 Grundlagen

Der hedonische Ansatz in den Wirtschaftswissenschaften basiert auf der sogenannten hedonischen Hypothese, wonach sich das einzelne Gut aus einem Bündel von einzelnen, nutzenstiftenden Charakteristika zusammensetzt (Berndt, 1991, 117). Zwischen den Qualitätsmerkmalen und dem Gesamtproduktpreis wird eine positive, lineare Abhängigkeit unterstellt. Diese läßt sich wie folgt darstellen

$$P_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j X_{ij} + \varepsilon_i \quad (1)$$

Hier steht  $P_i$  für den Preis der  $i$ -ten Variante des betrachteten Gutes,  $\beta_0$  ist eine Konstante,  $X_{ij}$  das  $j$ -te Qualitätsmerkmal der  $i$ -ten Produktvariante, und die  $\beta_j$ 's sind deren Regressionskoeffizienten. Der Wert der geschätzten Regressionskoeffizienten liefert den Beitrag jedes Charakteristikums zum Gesamtproduktpreis. Da dieser Wert nicht explizit beobachtet werden kann, bezeichnet man ihn auch als impliziten (Schatten-)Preis des jeweiligen Qualitätscharakteristikums.  $\varepsilon_i$  stellt die latente Variable dar, die alle Zufallseinflüsse berücksichtigt und den Annahmen des klassischen linearen Regressionsmodells entsprechen soll (Silver/Heravi, 2000, 2).

Die Schätzung dieser hedonischen Funktion mittels der Regressionsanalyse erlaubt Aussagen darüber, wie sich Qualitätsveränderungen auf den Preis auswirken. Durch die Schätzung des impliziten Preises jedes Charakteristikums, läßt sich schließlich jeder Qualitätsveränderung ein monetärer Wert zuordnen. Damit kann eine beobachtete Preisänderung in einen „Qualitätseffekt“ und einen „reinen“ Preiseffekt zerlegt werden, mit dem sich ein qualitätsbereinigter hedonischer Preisindex berechnen läßt.

Demnach kann ein hedonischer Preisindex als ein Preisindex definiert werden, der die qualitätsbereinigte Preisveränderung gegenüber der Vorperiode mißt, und der auf der Berechnung einer hedonischen Funktion beruht (Triplett, 2001, 27).

## 2.2 Berechnung hedonischer Preisindizes

Im Rahmen der hedonischen Methoden unterscheidet man zwischen „direkten hedonischen Indizes“ und „indirekten hedonischen Indizes“ (Barzyk/Macdonald, 2001, 26).

Direkte hedonische Indizes bezeichnen Indexreihen, welche sich direkt aus der hedonischen Regressionsgleichung ( $\hat{=}$  hedonischen Funktion) ermitteln lassen.

Bei den indirekten hedonischen Preisindizes wird zunächst für Güter, die keine qualitativen Veränderungen zwischen zwei Perioden aufweisen, ein Preisindex mit traditionellen Methoden berechnet. Im Falle von Gütern, die im Laufe einer Periode starke Qualitätsveränderungen aufweisen oder vom Markt verschwinden und von anderen Gütern ersetzt werden, wird mit Hilfe der hedonischen Regressionsgleichung ein qualitätsbereinigter Preis ermittelt, der dann in die Berechnung des Indexes nach traditioneller Methode einfließt.

Es lassen sich vier Methoden zur Berechnung hedonischer Preisindizes unterscheiden (Triplett, 1989, 160f.): die Zeitvariablenmethode, die Imputationsmethode, die Methode der hedonischen Qualitätsanpassung sowie die Methode der charakteristischen Preise. Während ersteres ein Verfahren zur Berechnung eines direkten hedonischen Preisindex darstellt, ermitteln die letztgenannten einen indirekten Index.

## 2.3 Direkte hedonische Preisindizes: Die Zeitvariablenmethode

Der in der Literatur am häufigsten berechnete hedonische Preisindex läßt sich direkt aus dem Regressionsmodell ableiten (Triplett, 1986, 39). Die zugrundeliegende Methode bezeichnet man als Zeitvariablenmethode („Time-Dummy-Variable-Method“). Sie teilt die beobachtete Preisveränderung zwischen zwei Perioden nicht in eine Qualitäts- und eine Preiskomponente, sondern berechnet direkt einen qualitätsbereinigten Preisindex.

Die Zeitvariablenmethode basiert auf einer gepoolten Schätzung von Querschnittsdaten, in die Preis-Qualitäts-Beobachtungen aus dem gesamten Beobachtungszeitraum eingehen. Das Pooling erfolgt in der Regel für zwei aufeinanderfolgende Perioden („Adjacent-Period-

Approach“), kann aber auch für mehrere Perioden erfolgen („Pooled-Approach“). Um mit dieser Methode einen Preisindex zu ermitteln, werden neben den Variablen der Produktcharakteristika ( $X_{ijt}$ ), eine oder mehrere dichotome Zeit-Dummy-Variablen ( $Z_{it}$ ) wie folgt in die Regression eingeführt:

$$\ln P_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j \ln X_{ijt} + \sum_{t=1}^{T-1} \delta_t Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Die Zeit-Dummy-Variablen repräsentieren die Periode der Preiserhebung. Die erste Zeitvariable nimmt den Wert 1 für jedes Gut  $i$  an, wenn dessen Preis in  $t = 1$  erhoben wurde, und den Wert 0 sonst. Die Regression enthält keine Zeitdummy für die Periode 0, da diese die Basisperiode darstellt, von der aus die Preisänderungen untersucht werden sollen.

Bei Anwendung der Zeitvariablenmethode ergibt sich die qualitätsbereinigte Preisänderung rein formal aus der Gegenüberstellung der geschätzten hedonischen Funktionen der Basis- und Berichtsperiode. Zieht man beide Gleichungen voneinander ab, ergibt sich:

$$\ln \hat{P}_t - \ln \hat{P}_0 = \ln \left( \frac{\hat{P}_t}{\hat{P}_0} \right) = \hat{\delta}_t \quad (3)$$

Der Koeffizient der Zeitvariable  $\hat{\delta}_t$  ist demnach in der Lage, Unterschiede in den Preisniveaus verschiedener Perioden darzustellen, bei Konstanz der Qualitätscharakteristika. Er beinhaltet sämtliche Preisveränderungen, die nicht durch die Veränderung der Produktcharakteristika erklärt werden können, und mißt somit die durchschnittliche, reine Preisänderung innerhalb der beobachteten Periode (Konijn/Moch/van Dalen, 2002, 3). Im Fall einer wie hier vorliegenden doppel-logarithmischen hedonischen Funktion repräsentiert  $\hat{\delta}_t$  die prozentuale Veränderung des Preises über die Zeit. Der hedonische Preisindex der Periode  $t$  relativ zur Periode 0 ergibt sich schließlich aus dem Antilogarithmus des geschätzten Koeffizienten der Zeitvariablen (Berndt/Griliches/Rappaport, 1995, 260f.):

$$I_{0t} = \exp(\hat{\delta}_t) = \left( \frac{\hat{P}_t}{\hat{P}_0} \right) \quad (4)$$

Nach Triplett (1989, 160) beinhaltet der so ermittelte Index allerdings eine Verzerrung, da das nach der KQ-Methode geschätzte  $\hat{\delta}_t$  einen verzerrten Schätzer des Antilogarithmus' von  $\delta_t$  darstellt ( $E(\ln X) \neq \ln(E(X))$ ). Dieser Bias kann korrigiert werden, indem die Hälfte

des quadrierten Standardfehlers des Koeffizienten zum geschätzten Wert des Koeffizienten hinzugerechnet wird (Goldberger, 1968, 464ff., Teekens/Koerts, 1972, 793):

$$I_{0t} = \exp(\hat{\delta}_t + \frac{1}{2}\hat{\sigma}^2) \quad (5)$$

Neben der Möglichkeit, den Index direkt aus dem Koeffizienten der Zeitvariablen abzuleiten, liegt ein weiterer Vorteil dieser Methode in der maximalen Nutzung des Stichprobenumfangs (Triplett, 1989, 164). Darüber hinaus erfordert sie lediglich die Bestimmung einer hedonischen Funktion für den gepoolten Zeitraum. Damit läßt sich die Zeitvariablenmethode mit erheblich geringerem Zeitaufwand anwenden als alternative hedonische Methoden.

Die Nachteile der Zeitvariablenmethode liegen zum einen darin begründet, daß der Ansatz jedes Gut als gleichgewichtig behandelt, obwohl z.B. einige Produkte höhere Verkaufszahlen aufweisen als andere (Silver, 1999, 4). Dadurch ist ein wichtiges Prinzip traditioneller Preisindextheorie nicht berücksichtigt. Zum anderen besteht ein Manko in der Annahme, daß die Koeffizienten über den gepoolten Zeitraum zeitinvariant sind. Barzyk und Macdonald (2002, 31f.) stufen dies als sehr unrealistisch ein, da sich in dynamischen Märkten viele Produkte von der einen zur anderen Periode immer qualitativ stärker voneinander unterscheiden. Die Validität des Preisindexes hängt somit davon ab, ob die Annahme konstanter Koeffizienten berechtigt ist (Harhoff, 1995, 48).

## 2.4 Indirekte hedonische Preisindizes

Bei den indirekten hedonischen Methoden werden die Preisindizes nicht direkt aus der hedonischen Regressionsgleichung ermittelt. Außerdem wird für jede Periode eine separate hedonische Regressionsgleichung geschätzt.

### 2.4.1 Die Imputationsmethode

Bei Gütern, für die in beiden Untersuchungsperioden Preisbeobachtungen gemacht werden können, erfolgt die Berechnung des Preisindexes nach der traditionellen „Match-Model-Methode“. Ein nach diesem Verfahren berechneter Index impliziert, daß die Zusammensetzung des Warenkorbes der Berichtsperiode nach Menge, Art und Qualität der darin enthaltenen Güter gegenüber der Basisperiode unverändert geblieben ist. Er vergleicht somit „Gleiches mit Gleichem“, wodurch eine beobachtete Preisänderung als „reine“ Preisänderung interpretiert werden kann (Lim/Mackenzie, 2002, 5ff.).



Daneben erfolgt die Berechnung imputierter Preise nur bei Produktvarianten, deren Preise von der einen zur anderen Periode nicht mehr auffindbar sind. Ein nach dieser Methode berechneter Preisindex wird deshalb in der Literatur auch als „Hybride-Index“ (Pakes, 2002, 44) oder als „Composite-Index“ (Cole, 1986, 48) bezeichnet.

Zunächst soll beispielhaft davon ausgegangen werden, daß für die Perioden 0 und t (mit  $0 < t$ ) jeweils 20 Preisbeobachtungen vorliegen:

$$P_{0i} = (P_{0,1}, \dots, P_{0,10}; P_{0,11}, \dots, P_{0,20}) \quad (6)$$

$$P_{ti} = (P_{t,1}, \dots, P_{t,10}; P_{t,21}, \dots, P_{t,30}) \quad (7)$$

Die ersten zehn Preise gibt es für Produktvarianten in beiden Perioden, während der Rest für „neue“ oder „verschwundene“ Produktvarianten steht, die jeweils nur in einer der beiden Perioden auftauchen. Mit Hilfe der hedonischen Funktion der jeweiligen Periode lassen sich nun diese „nicht mehr auffindbaren“ Preise schätzen. Die imputierten Preise können dann zusammen mit den Preisbeobachtungen 1-10 beider Perioden zur Berechnung eines Gesamtindex nach konventionellen Preisindexformeln herangezogen werden (Triplett, 2001, 38f.).

Eine sogenannte „Paasche-Version“ des Imputationsindex (Diewert, 2002, 13f.) läßt sich demnach wie folgt darstellen:

$$I_{0t}^{(P)} = \frac{\left( \sum_{i=1}^{10} P_{ti} \cdot Q_{ti} + \sum_{i=21}^{30} P_{ti} \cdot Q_{ti} \right)}{\left( \sum_{i=1}^{10} P_{0i} \cdot Q_{ti} + \sum_{i=21}^{30} \hat{P}_{0i} \cdot Q_{ti} \right)} \quad (8)$$

Da für die Preise 21-30 in der Basisperiode keine Beobachtungswerte vorliegen, müssen hypothetische „Periode-0-Preise“ dieser Größen geschätzt werden. Dazu werden die Werte der Charakteristika 21-30 in die hedonische Preisgleichung der Periode 0 eingesetzt, wo sie zu impliziten Preisen der Periode 0 bewertet und schließlich die Größen  $\hat{P}_{0,21}, \dots, \hat{P}_{0,30}$  berechnet werden.

Daneben ergibt sich die „Laspeyres-Version“ des Imputationsindex (Diewert, 2002 13f.) nach folgender Formel

$$I_{0t}^{(L)} = \frac{\left( \sum_{i=1}^{10} P_{ti} Q_{0i} + \sum_{i=11}^{20} \hat{P}_{ti} Q_{0i} \right)}{\left( \sum_{i=1}^{10} P_{0i} Q_{0i} + \sum_{i=11}^{20} P_{0i} Q_{0i} \right)} \quad (9)$$

Da für die Größen 11-20 in der Berichtsperiode keine Preisbeobachtungen stattfanden, müssen hierfür hypothetische „Periode-t-Preise“ geschätzt werden. Dazu werden die Werte der Charakteristika 11-20 in die hedonische Preisgleichung der Periode t eingesetzt, wo sie zu impliziten Preisen der Periode t bewertet und schließlich die Werte  $\hat{P}_{t,11}, \dots, \hat{P}_{t,20}$  berechnet werden.

Triplett (2001, 40) empfiehlt die Berechnung imputierter Preise sowohl für Güter, die neu am Markt erschienen sind, als auch für Güter, die von der einen zur anderen Periode vom Markt verschwinden. Damit soll sichergestellt werden, daß das gesamte Spektrum möglicher Preisveränderungen am Markt erfaßt wird. In diesem Zusammenhang plädiert Diewert (2002, 14) für die Berechnung des Fisher-Indexes. Dieser ist definiert als der geometrische Durchschnitt eines Paasche- und Laspeyres-Indexes:

$$I_{0t}^{(F)} = \sqrt{I_{0t}^{(P)} \cdot I_{0t}^{(L)}} \quad (10)$$

Die Imputationsmethode besitzt im Vergleich zu den konventionellen Match-Model-Ansätzen den Vorteil, daß sie von sämtlichen Preisbeobachtungen Gebrauch macht und nicht nur die Produkte zur Indexberechnung heranzieht, für die in beiden Perioden Preisbeobachtungen vorliegen. Darüber hinaus lassen sich mit ihr, im Gegensatz zur Zeitvariablenmethode, gewichtete Indizes berechnen. Dagegen besitzt sie gegenüber letzterer den Nachteil, daß ihre praktische Umsetzung mit einem höheren Arbeitsaufwand verbunden ist.

#### 2.4.2 Die Methode der hedonischen Qualitätsanpassung

Gegenüber der Imputationsmethode unterscheidet sich die Methode der hedonischen Qualitätsanpassung („Hedonic-Quality-Adjustment-Method“) vor allem darin, daß sie keinen fehlenden Preis schätzt, sondern einen beobachteten Preis bereinigt. Für Produkte mit Preisbeobachtungen in beiden Perioden erfolgt auch hier die Berechnung des Preisindex nach dem traditionellen Match-Model-Ansatz.

Zur Qualitätsbereinigung werden die Merkmalsunterschiede zwischen alter und neuer Produktvariante [(6) bzw. (7)] herangezogen. Durch die geschätzten Regressionskoeffizienten läßt sich eine monetäre Bewertung dieser Merkmalsunterschiede und somit der Qualitätsveränderung vornehmen. Zieht man diesen Betrag vom beobachteten Preis der neuen Variante ab, erhält man deren qualitätsbereinigten Preis, der dann dem Preis der alten Variante gegenübergestellt werden kann. Eine jetzt noch existierende Preisdifferenz spiegelt dann den „reinen“ Preisunterschied wider (Neubauer, 1996, 26). Die Berechnung des Gesamtpreisindex erfolgt schließlich nach herkömmlicher Match-Model-Methode, unter Einbeziehung des qualitätsbereinigten Preises in die traditionelle Preisindexformel.

Für die formale Darstellung dieser Methode soll im folgenden davon ausgegangen werden, daß für ein Produkt ein Wechsel der Charakteristika zwischen Periode 0 und Periode t stattgefunden hat. Die Preis-Qualitäts-Beziehungen beider Produktvarianten lassen sich durch eine doppel-logarithmische hedonische Preisgleichung wie folgt darstellen:

$$\ln P_0 = \beta_0 + \beta_1 \ln X_0 + \varepsilon_0 \quad (11)$$

$$\ln P_t = \beta_0 + \beta_2 \ln X_t + \varepsilon_t \quad (12)$$

Beide Varianten unterscheiden sich in den Quantitäten des einzigen Qualitätscharakteristikums  $[\Delta \ln X = (\ln X_t - \ln X_0)]$ , womit ein direkter Preisvergleich zur Konstruktion eines Preisindex nicht mehr erfolgen kann. Um beide Preise miteinander vergleichen zu können, muß eine Qualitätsbereinigung des Preises der neuen Produktvariante erfolgen. Dazu wird zunächst der Wert der Qualitätsveränderung ermittelt, indem eine Bewertung des quantitativen Unterschiedes beider Varianten zu impliziten Preisen der aktuellen Periode (Berichtsperiode) erfolgt. Für die Qualitätskomponente der Preisveränderung ( $\Delta P_Q$ ) ergibt sich somit

$$\Delta P_Q = \exp[\hat{\beta}_2 (\ln X_t - \ln X_0)] = \exp\left[\hat{\beta}_2 \ln\left(\frac{X_t}{X_0}\right)\right] \quad (13)$$

Eine Bereinigung von  $P_t$  um  $\Delta P_Q$  ermöglicht, daß die neue Produktvariante qualitativ mit der alten vergleichbar wird. Der qualitätsbereinigte Preis  $(P_t - \Delta P_Q = P_t^*)$  kann dann in die konventionelle Preisindexformel eingesetzt werden (Triplett, 2001, 40).

Im Gegensatz zu den bisher vorgestellten hedonischen Methoden ist die Methode der hedonischen Qualitätsanpassung in der Lage, die beobachtete Preisveränderung in eine Qualitätskomponente ( $\Delta P_Q$ ) und eine reine Preiskomponente ( $\Delta P_G$ ) aufzuspalten. Läßt sich nach der Qualitätsbereinigung immer noch eine Preisdifferenz zwischen altem und neuem Modell feststellen, kann diese als reine Preisveränderung angesehen werden. Für die Gesamtpreisveränderung ergibt sich somit

$$\Delta P = \Delta P_Q + \Delta P_G = P_t - P_0 \quad (14)$$

$$\text{mit } \Delta P_G = (P_t - \Delta P_Q) - P_0 = P_t^* - P_0 \quad (15)$$

Der Nachteil dieser Methode, wie auch bei der Imputationsmethode, besteht darin, daß ihre praktische Anwendung mit einem erheblichen Aufwand verbunden ist. Kommt es bei einer großen Anzahl von Produkten mit mehreren Qualitätscharakteristika zu Modellveränderungen zwischen zwei Perioden, ist es sehr aufwendig, die quantitativen Veränderungen sämtlicher Charakteristika zu bestimmen.

### 2.4.3 Die Methode der Charakteristischen Preise

Nach Cole (1986, 48) erlaubt der hedonische Ansatz eine Unterscheidung zwischen dem Konzept des Produktpreises und dem Konzept der Preise der Qualitätscharakteristika. Entsprechend ist es nach Triplett (1989, 163) naheliegend, Preisindizes auf Basis der „charakteristischen“ (impliziten) Preise und Eigenschaften der einzelnen Qualitätscharakteristika zu berechnen.

Dazu werden zunächst die durchschnittlichen Werte der Qualitätscharakteristika berechnet, die in die Regressionsgleichung der jeweiligen Periode eingehen (Gnoss, 1995, 70). Danach läßt sich ein dem Laspeyres-Typ ähnlicher Preisindex (basierend auf einer doppellogarithmischen Preisgleichung) wie folgt darstellen (Bode/van Dalen, 2001, 11):

$$I_{0t}^{(L)} = \frac{\exp\left(\hat{\beta}_{t0} + \sum_{j=1}^K \hat{\beta}_{tj} \ln \bar{X}_{0j}\right)}{\exp\left(\hat{\beta}_{00} + \sum_{j=1}^K \hat{\beta}_{0j} \ln \bar{X}_{0j}\right)} \quad \left( = \frac{\bar{P}_t}{P_0} \right) \quad (16)$$

Der Zähler des Preisindexes berechnet den Wert eines Produktes mit „typischen“ Charakteristika der Basisperiode zu „charakteristischen“ Preisen der Berichtsperiode. Daneben nimmt der Nenner die gleiche Bewertung zu „charakteristischen“ Preisen der Basisperiode

vor. Für die Berichtsperiode wird also ein theoretischer Durchschnittspreis errechnet, der sich ergeben würde, wenn sich die durchschnittliche Qualität von der Basis- zur Berichtsperiode nicht verändert hätte. Prinzipiell ist dieses Vorgehen vergleichbar mit einer Imputation des in der Berichtsperiode nicht auffindbaren Preises des Durchschnittsproduktes der Basisperiode.

Dies ermöglicht schließlich die Berechnung eines qualitätsbereinigten Preisindex, der sich nach Gnos (1995, 70) auch als Maßzahl zweier Durchschnittspreise darstellen läßt. Dies soll durch den in Klammern gesetzten rechten Term in (16) verdeutlicht werden. In der deutschsprachigen Literatur findet sich diese Methode deshalb auch unter der Bezeichnung „Durchschnittspreisvergleich mit Qualitätsstandardisierung“ (Neubauer, 1996, 28ff.).

Dieser Index gibt schließlich an, um wieviel Prozent der Preis der konstruierten Durchschnittsqualität, bewertet zu Preisen der Berichtsperiode, allein infolge einer reinen Preissteigerung, vom Durchschnittspreis der Basisperiode abweicht.

Die Paasche-Version dieses hedonischen Preisindexes berechnet sich analog. Unter Berücksichtigung der durchschnittlichen Charakteristika der Berichtsperiode ergibt sich

$$I_{0t}^{(P)} = \frac{\exp\left(\hat{\beta}_{t0} + \sum_{j=1}^K \hat{\beta}_{tj} \ln \bar{X}_{tj}\right)}{\exp\left(\hat{\beta}_{00} + \sum_{j=1}^K \hat{\beta}_{0j} \ln \bar{X}_{tj}\right)} \quad (17)$$

Vergleicht man diese Indizes mit denen der anderen Methoden, so läßt sich feststellen, daß aus dieser Methode Preisindizes resultieren, die denen der Theorie sehr ähnlich sind. Dieser hedonische Preisindex basiert auf der Annahme, daß die Kunden das jeweilige Gut wirklich nur als Bündel der jeweiligen Qualitätscharakteristika ansehen und es deshalb kaufen. Dies stuft Triplett (1989, 164) allerdings gleichzeitig als großen Nachteil dieser Methode ein, da diese Annahme restriktiv ist und eine Reihe alternativer Kaufgründe außer acht läßt.

### **3 Durchführung einer hedonischen Analyse am Beispiel von Personalcomputern**

#### **3.1 Datengrundlage**

Da Personalcomputer in den vergangenen Jahren extreme technologische Entwicklungen durchlaufen haben und gleichzeitig kurze Produktlebenszyklen zu beobachten waren, eignen sie sich besonders gut zur Berechnung hedonischer Preisindizes.

Alle folgenden Berechnungen basieren auf einem Datensatz, der vom Statistischen Bundesamt in Wiesbaden zur Verfügung gestellt wurde. Die von der Gesellschaft für Konsumforschung (GFK) monatlich gelieferten Daten enthalten Informationen zu Preisen, Qualitätsmerkmalen und Verkaufshäufigkeiten von PCs (ohne Bildschirm). Die in der vorliegenden Analyse verwendeten Informationen können dem Anhang I entnommen werden. Die GFK-Daten werden um eine Variable, den sogenannten Scorecard-Wert, erweitert und sind in Anhang II dargestellt (Linz/Eckert, 2002, 862).

Für die Regressionsschätzungen wird ein Beobachtungszeitraum von Juli 2001 bis einschließlich Januar 2002 gewählt. Im Durchschnitt stehen pro Monat 558 Preisbeobachtungen zur Verfügung. Diese gehen aber nicht alle in die Analyse ein. Entsprechend den Erfahrungen des Statistischen Bundesamtes wird die Analyse auf PC-Modelle mit einem Verkaufspreis zwischen 350 und 1500 Euro und einer überdurchschnittlichen Verkaufshäufigkeit ( $\geq 300$  Stück/Monat) beschränkt. Damit wird sichergestellt, daß extreme Sonderangebote oder hochpreisige Sondermodelle die Analyse nicht beeinflussen. Für die Regressionsschätzungen werden durchschnittlich 131 Preisbeobachtungen pro Monat verwendet.

#### **3.2 Die Hedonische Regression**

Die zur Veranschaulichung ökonometrischer Beurteilungskriterien präsentierten Ergebnisse beziehen sich in der Regel auf die Monatsschätzung Juli 2001 zur Preisindexberechnung nach der Imputationsmethode. Sämtliche andere Schätzergebnisse können dem Anhang III und IV entnommen werden.

##### **3.2.1 Spezifikation der hedonischen Funktion**

Wie bei jeder Spezifikation tauchen auch bei hedonischen Funktionen zwei Grundsatzprobleme auf: die Wahl der Funktionsform, sowie die Festlegung der relevanten (Produkt-) Eigenschaften (Griliches, 1971, 5).

Zu den in hedonischen Studien häufig benutzten Funktionstypen zählen:

$$\text{die lineare Funktion} \quad P_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j X_{ij} + \varepsilon_i \quad (18)$$

$$\text{die halb-logarithmische Funktion} \quad \ln P_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j X_{ij} + \varepsilon_i \quad (19)$$

$$\text{die doppel-logarithmische Funktion} \quad \ln P_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^K \beta_j \ln X_{ij} + \varepsilon_i \quad (20)$$

Die Konzentration auf diese Funktionstypen erfolgt dabei aus rein praktischen Gesichtspunkten, wie z.B. der Interpretierbarkeit der Koeffizienten (Harhoff, 1995, 46). Beim linearen Ansatz können die Regressionskoeffizienten als marginaler Güterpreis bezüglich einer zusätzlichen Einheit des jeweiligen Merkmals, bei Konstanz der anderen Qualitätsvariablen, interpretiert werden (Moch, 1995, 102). Dagegen geben die Regressionskoeffizienten des halb-logarithmischen Ansatzes die prozentuale Preisänderung bei Variation des Charakteristikums um eine zusätzliche Einheit und gleichzeitiger Konstanz der anderen Qualitätsvariablen an (Gordon, 1990, 98). Die Regressionskoeffizienten der doppel-logarithmischen Spezifikation können als Elastizitäten interpretiert werden. Sie messen die prozentuale Preiserhöhung, die sich c.p. bei einer Verbesserung des Qualitätsmerkmals um ein Prozent seines Ausgangswertes einstellen würde (Berndt, 1991, 122).

Die Wahl der Funktionsform orientiert sich an theoretischen Vorüberlegungen sowie an der statistischen Güte der ökonometrischen Schätzung. Diese wird anhand der Größe und Vorzeichen der Koeffizienten, des Determinationskoeffizienten ( $R^2$ ), sowie Kriterien zur Beurteilung möglicher Annahmeverletzungen der Schätzmethode überprüft. Auch lässt sich die „richtige“ Funktionsform anhand des Akaike-Informations-Kriteriums (AIC) oder des Schwarz-Kriteriums (SC) überprüfen. Ähnlich dem  $R^2$  berücksichtigen sie, wie gut das Modell zur beobachteten Datenreihe „paßt“.

Die Regressionsschätzungen für Juli 2001 ergeben die in Tabelle 1 dargestellten Beurteilungskriterien.

<b>Monatsregression Juli 2001; Funktionsform:</b>			
	<b>Linear</b>	<b>Halb-Logarith.</b>	<b>Doppel-Logarith.</b>
R <sup>2</sup>	0,713	0,697	0,706
SC	1001,024	-399,405	-402,662
AIC	982,513	-417,916	-421,173

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 1: Kriterien zur Wahl der „richtigen“ Funktionsform

Außer beim R<sup>2</sup>-Wert zeigen die Ergebnisse eine Überlegenheit der doppel-logarithmischen Funktion. Der R<sup>2</sup>-Wert darf allerdings nicht überbewertet werden, weil er in beiden Modellen nicht direkt vergleichbar ist. Während er im linearen Modell die Variation des Preises erklärt, erfolgt dies im doppel-logarithmischen Modell für die Variation des logarithmierten Preises.

In Anlehnung an die Praxis des Statistischen Bundesamtes wird hier die doppel-logarithmische Funktionsform gewählt, die in empirischen Studien die dominierende Form darstellt (Triplett, 1989, 160).

Auch die Wahl der relevanten Qualitätscharakteristika orientiert sich an theoretischen Vorüberlegungen. Neben ausreichender ökonomischer Relevanz sollen sie eine eindeutige inhaltliche Begriffsdefinition aufweisen und nach der Bedeutung ihres Einflusses auf die Qualität der Produkte ausgewählt werden (Neubauer, 1996, 32). Neben quantitativen kommen auch qualitative Variablen in Betracht, wenn diese „Qualitätsunterschiede approximieren, die der Kunde wahrnimmt, aber nicht über andere Variablen gemessen werden können“ (Harhoff, 1995, 47).

Bei der Variablenwahl muß grundsätzlich die Gefahr der Multikollinearität berücksichtigt werden. Miteinander hoch korrelierte Qualitätscharakteristika können zu verzerrten Parameterschätzungen und somit zu verzerrten Indizes führen (Gordon, 1990, 96). Eine Analyse der Korrelationsmatrix der potentiellen Qualitätscharakteristika läßt mögliche Multikollinearität frühzeitig erkennen.

Die Wahl der relevanten Produktcharakteristika orientiert sich in der vorliegenden Arbeit grundsätzlich an der durch die GFK-Daten bestimmte Verfügbarkeit. Nach einer Vorselektion auf Basis der Korrelationen werden in schrittweisen Regressionen systematisch die Va-



riablen eliminiert, denen kein statistisch signifikanter Einfluß auf den Preis des Gutes nachzuweisen ist. Dies führt schließlich zur Entscheidung über die „relevanten“ Qualitätscharakteristika, die als potentielle erklärende Variablen in die Schätzung der hedonischen Regressionsgleichungen der jeweiligen Beobachtungszeiträume eingehen sollen. In Anlehnung an die Bezeichnungen der Tabelle 8 (Anhang II) werden folgende Variablen zu potentiellen erklärenden Variablen bestimmt: LN\_SCORE, D\_HDD, D\_MODEM, D\_CDRW, D\_TOWER, D1\_BRAND-D37\_BRAND, D\_PROC1-D\_PROC10. Inwieweit sich die jeweiligen Koeffizienten der Variablen in den einzelnen Monatsregressionen als signifikant erweisen, sollen die Schätzergebnisse zeigen.

### 3.2.2 Schätzung der hedonischen Funktion

Die Schätzung hedonischer Funktionen erfolgt in der Regel nach der KQ-Methode (Pakes, 2002, 27). Unter Voraussetzung der Annahmen des klassischen linearen Regressionsmodells führt die KQ-Methode zu effizienten, unverzerrten und konsistenten Schätzwerten für die Regressionskoeffizienten.

Sämtliche hier durchgeführten Schätzungen basieren auf der KQ-Methode. Dabei werden die als potentielle Regressoren in Frage kommenden Variablen in jedem Beobachtungszeitraum einer schrittweisen Regression unterzogen und so die „Endmodelle“ spezifiziert.

### 3.2.3 Ökonometrische Beurteilung der hedonischen Funktion

Die Beurteilung der Gesamtgüte der geschätzten Funktionen erfolgt über das korrigierte Bestimmtheitsmaß ( $\bar{R}^2$ ) sowie den F-Test. Die Überprüfung der Signifikanz der einzelnen Qualitätscharakteristika geschieht anhand der t-Werte der Koeffizienten.

Für  $\bar{R}^2$  lagen bei allen Schätzungen die Werte zwischen 0,688 und 0,833. Die F- und t-Statistiken deuten durchweg auf signifikant von Null verschiedene Koeffizienten hin.

Die Überprüfung möglicher Annahmeverletzungen des klassischen linearen Regressionsmodells konzentriert sich in hedonischen Studien insbesondere auf mögliche Heteroskedastie sowie Multikollinearität (Berndt, 1991, 126).

Mögliche Heteroskedastie wurde mit Hilfe des Breusch-Pagan-Godfrey-Tests auf Heteroskedastie (BPG-Test) überprüft. Die für den BPG-Test notwendige Annahme der Normal-

verteilung der latenten Variablen wird mit Hilfe des in SPSS implementierten Kolmogorov-Smirnov-Anpassungstests (KS-Test) getestet (Bühl/Zöfel, 2000, 310f.). Basierend auf den Ergebnissen des BPG-Tests, kann für alle Monatsregressionen im Rahmen der Imputationsmethode die Annahme der Homoskedastie bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von  $\alpha = 5\%$  nicht verworfen werden. Lediglich bei der Regressionsschätzung des Monats November 2001 ist dies bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% der Fall. Dagegen muß für die gepoolten Schätzungen im Rahmen der Zeitvariablenmethode meistens die Annahme der Homoskedastie verworfen werden (siehe Anhang IV). Die Annahme der Normalverteilung konnte für alle Schätzungen nicht verworfen werden.

Für den Fall, daß Heteroskedastie nachgewiesen werden kann, läßt sich eine Transformation der Ausgangsdaten, basierend auf einer Annahme über die mögliche Form der Heteroskedastie, durchführen (Hübler, 1989, 161ff.).

Auch mit Hilfe einer Ausreißerdiagnostik standardisierter Residuen kann versucht werden, die Heteroskedastie zu beseitigen (Chatterjee/Price, 1995, 30). Hier wurden als Ausreißer solche Beobachtungen mit standardisierten Residuenwerten größer  $|3|$  angesehen und deshalb weggelassen. Dadurch kann zumindest eine Abschwächung der Heteroskedastie erreicht werden. Letztendlich ließ sich das Heteroskedastieproblem der gepoolten Schätzungen aber nicht zufriedenstellend lösen; es muß somit bei der Ergebnisinterpretation berücksichtigt werden.

Neben Heteroskedastie konzentriert man sich in hedonischen Analysen vor allem auf mögliche Multikollinearität, denn sie ist besonders problematisch, wenn die Schätzer direkt zur Qualitätsbereinigung eines Preisindex benutzt werden (Triplett, 2001, 64).

Als Beurteilungskriterium möglicher Multikollinearität wird in der vorliegenden Arbeit der Varianzinflationsfaktor (VIF) herangezogen (Chatterjee/Price, 1995, 201f.). Wird Multikollinearität festgestellt, versucht man im einfachsten Fall, die korrelierten Variablen teilweise oder ganz aus der Analyse herauszulassen (Gujarati, 2003, 365). Verliert dadurch das Regressionsmodell allerdings eine oder mehrere wichtige Einflußvariablen, können Spezifikationsfehler und somit verzerrte Schätzungen die Folge sein.

In den durchgeführten Regressionsschätzungen taucht Multikollinearität nur in sehr geringem Maße auf und ist zumeist auf eine Variable zurückzuführen. Durch Eliminierung dieser Variablen kann weder eine signifikante Verschlechterung der Modellgüte, noch eine Fehl-

spezifikation diagnostiziert werden. Zur Untersuchung möglicher Fehlspezifikationen greift man oft auf den „Regression-Specification-Error-Test“ (RESET) zurück (Gujarati, 2003, 521). Eine Fehlspezifikation kann beim RESET-Test sowohl in einer vernachlässigten Variable als auch in einer falschen Funktionsform begründet sein.

Bei den im Rahmen der Imputationsmethode durchgeführten Monatsregressionen kann nur für den September 2001 eine Fehlspezifikation diagnostiziert werden. Auch die gepoolten Schätzungen, welche Beobachtungen des Monats September enthielten, weisen eine Fehlspezifikation auf. Dies läßt vermuten, daß die gewählte Funktionsform nicht in der Lage ist, in diesem Monat die Preis-Qualitäts-Beziehung adäquat abzubilden.

Da Schätzungen hedonischer Analysen meist Querschnittsdaten benutzen, wird das Problem der Autokorrelation hier nicht betrachtet.

Die Überprüfung der Koeffizientenstabilität erfolgt oft mit Hilfe des Strukturbruchtests. Die Anwendung dieses Tests setzt voraus, daß die Schätzungen der einzelnen Perioden identische erklärende Variablen aufweisen. Dies ist in vorliegender Analyse allerdings selten der Fall.

Wie bereits beschrieben, weisen die in vorliegender Arbeit geschätzten hedonischen Funktionen Unterschiede in ihren abhängigen Variablen auf. Dennoch gibt es Variablen, die sich sowohl in aufeinanderfolgenden Monatsregressionen, als auch in den gepoolten Schätzungen als signifikant erweisen. Außerdem kann beobachtet werden, daß diese Variablen sehr ähnliche Koeffizientenwerte aufweisen. Dies soll im folgenden anhand der Monatsschätzungen Juli und August 2001, sowie der gepoolten Schätzung über beide Monate demonstriert werden (Tabelle 2).

<b>Parameterschätzung</b>			
<b>Variable</b>	<b>Koeffizienten Juli 2001</b>	<b>Koeffizienten August 2001</b>	<b>Koeffizienten Juli01/August01</b>
Konstante	4,603	4,644	4,789
LN SCORE	0,651	0,561	0,589
D_CDRW	0,107	0,09523	0,09841
D_TOWER	-0,272	-	-0,228
D20 BRAND	0,108	-	0,09206
D_PROC3	-0,117	-0,0939	-0,116
D_PROC8	0,165	0,132	0,147
D_AUG01	-	-	-0,0355

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 2: Vergleich der Parameterschätzungen Juli 2001, August 2001, Jul01/Aug01

Auch wenn dieser Vergleich die Koeffizientenstabilität nach statistischen Kriterien nicht nachweist, so kann zumindest eine starke Instabilität der Koeffizienten über einen Zeitraum von jeweils zwei Monaten ausgeschlossen werden. Damit scheint die Anwendung der Zeitvariablenmethode für zwei aufeinanderfolgende Monate gerechtfertigt.

### 3.3 Berechnung des hedonischen PC-Preisindex

#### 3.3.1 Imputationsmethode

Für die Berechnung der Preisindizes wird für jeden Monat im Zeitraum Juli 2001 bis Januar 2002 eine hedonische Funktion geschätzt. Die Indexberechnung soll hier beispielhaft für die Monate Juli bis Oktober erfolgen.

Die Imputationsmethode nutzt die tatsächlichen Preise der Produkte, die in beiden Perioden vorzufinden sind und berechnet hypothetische Preise für Produkte, die es in einer der beiden Perioden noch nicht bzw. nicht mehr gibt. Für die Berechnung des August-Indexes muß deshalb festgestellt werden, für welche Computermodelle, sowohl im Juli als auch im August, Preisbeobachtungen vorliegen. Außerdem werden die Modelle herausgefiltert, die nur in einem der beiden Monate beobachtet werden. Durch eine monatsweise Gegenüberstellung des GFK-Modell-Codes können Preise für folgende Computermodelle beobachtet werden: 63 Match-Modelle, 44 Computermodelle, die es ausschließlich im Juli gibt, sowie 39 Modelle, die es nur im August gibt.

In Verbindung mit den Regressionsergebnissen der Monate Juli und August läßt sich damit ein Laspeyres-, Paasche- und Fisher-Index berechnen.

Der Laspeyres-Index beantwortet die Frage, um wieviel Prozent sämtliche Computermodelle des Monats Juli 2001 (Basisperiode) im Monat August 2001 (Berichtsperiode) teurer, bzw. billiger sind, im Vergleich zu dem, was sie im Juli gekostet haben, unter Berücksichtigung der Verkaufsmengen des Monats Juli.

Mit Hilfe der Regressionsschätzung des Monats August müssen August-Preise für Computermodelle imputiert werden, die nur im Juli vorzufinden sind:

$$\begin{aligned} \text{LN}_{-}\hat{P}_i^{\text{Aug}} = & \hat{\beta}_0^{\text{AUG}} + \hat{\beta}_1^{\text{AUG}} \cdot \text{LN\_SCORE}_i^{\text{JUL}} + \hat{\beta}_2^{\text{AUG}} \cdot \text{D\_CDRW}_i^{\text{JUL}} \dots \\ & \dots + \hat{\beta}_3^{\text{AUG}} \cdot \text{D\_PROC3}_i^{\text{JUL}} + \hat{\beta}_4^{\text{AUG}} \cdot \text{D\_PROC8}_i^{\text{JUL}} \end{aligned} \quad (21)$$

Diese imputierten Preise werden mit den Juli-Verkaufsmengen der entsprechenden Computermodelle multipliziert. Die Summe über alle Produkte ergibt den Wert des rechten Zählerterms der Laspeyres-Indexformel. Dagegen berechnet sich der linke Zählerterm durch Addition der Produkte aus den Match-Model-Preisen des Augusts und den Match-Model-Mengen des Julis. Für den Nenner des Laspeyres-Indexes müssen die Juli-Preise mit den Juli-Mengen multipliziert und aufaddiert werden. Somit ergibt sich für den Gesamtindex ein Wert von

$$I_{\text{Jul;Aug}}^{(L)} = \frac{\left(\sum P_{ti} Q_{0i} + \sum \hat{P}_{ti} Q_{0i}\right)}{\left(\sum P_{0i} Q_{0i}\right)} = \frac{62.890.945 + 21.333.877}{87.151.761} = 0,9664 \quad (22)$$

Der Paasche-Index beantwortet dagegen die Frage, um wieviel Prozent die Computermodelle des Monats August (Berichtsperiode) in der Berichtsperiode teurer bzw. billiger sind, als sie in der Basisperiode gewesen wären, unter Berücksichtigung der Verkaufsmengen des Monats August.

Mit Hilfe der Regressionsschätzung des Monats Juli müssen Juli-Preise für Computermodelle imputiert werden, die nur im August vorzufinden sind:

$$\begin{aligned} \text{LN}_{\hat{P}_i^{\text{JUL}}} &= \hat{\beta}_0^{\text{JUL}} + \hat{\beta}_1^{\text{JUL}} \cdot \text{LN\_SCORE}_i^{\text{AUG}} + \hat{\beta}_2^{\text{JUL}} \cdot \text{D\_CDRW}_i^{\text{AUG}} \dots \\ &\dots + \hat{\beta}_3^{\text{JUL}} \cdot \text{D\_TOWER}_i^{\text{AUG}} + \hat{\beta}_4^{\text{JUL}} \cdot \text{D20\_BRAND} \dots \\ &\dots + \hat{\beta}_5^{\text{JUL}} \cdot \text{D\_PROC3}_i^{\text{AUG}} + \hat{\beta}_6^{\text{JUL}} \cdot \text{D\_PROC8}_i^{\text{AUG}} \end{aligned} \quad (23)$$

Diese imputierten Preise werden mit den August-Verkaufsmengen der entsprechenden Modelle multipliziert.

Die Summe über alle Produkte ergibt den Wert des rechten Nennerterms der Paasche-Indexformel. Dagegen berechnet sich der linke Nennerterm durch Addition der Produkte aus den Match-Model-Preisen des Julis und den Match-Model-Mengen des Augusts. Für den Zähler des Paasche-Indexes müssen weiterhin die August-Preise mit den August-Mengen multipliziert und aufaddiert werden. Somit ergibt sich für den Gesamtindex ein Wert von

$$I_{\text{Jul;Aug}}^{(P)} = \frac{\left(\sum P_{ti} Q_{ti}\right)}{\left(\sum P_{0i} Q_{ti} + \sum \hat{P}_{0i} Q_{ti}\right)} = \frac{98.440.988}{65.868.704 + 35.906.671} = 0,9672 \quad (24)$$

Der Fisher-Index (11) ist dann

$$I_{\text{Jul;Aug}}^{(F)} = \sqrt{I_{\text{Jul;Aug}}^{(P)} \cdot I_{\text{Jul;Aug}}^{(L)}} = \sqrt{0,9672 \cdot 0,9664} = 0,9668 \quad (25)$$

Der nach der Imputationsmethode berechnete hedonische Preisindex für Personalcomputer im August 2001 zeigt also eine Preisveränderung gegenüber dem Vormonat von  $-3,32\%$ .

Die Indexberechnung über den Beobachtungszeitraum Juli 2001 bis Oktober 2001 ergibt die in Tabelle 3 dargestellten Ergebnisse:

Index	Ergebnis	Vormonatsrate
August 2001	0,9668	-3,32%
September 2001	0,9478	-5,22%
Oktober 2001	0,9730	-2,70%

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 3: Ergebnis der Indexberechnung nach der Imputationsmethode

Die Berechnung eines Indexes über den Gesamtzeitraum kann durch eine Verkettung der Einzelindizes erfolgen:

$$I_{\text{Jul;Okt}} = I_{\text{Jul;Aug}} \cdot I_{\text{Aug;Sep}} \cdot I_{\text{Sep;Okt}} = 0,9668 \cdot 0,9478 \cdot 0,9730 = 0,8917 \quad (26)$$

Damit zeigt der nach der Imputationsmethode berechnete hedonische Preisindex für Personalcomputer im Oktober 2001 eine Preisveränderung gegenüber dem Juli 2001 von  $-10,83\%$ .

### 3.3.2 Zeitvariablenmethode

Für die Berechnung des PC-Preisindex nach der Zeitvariablenmethode werden für jeden Zweimonatszeitraum, beginnend mit Jul01/Aug01, Aug01/Sep01... bis Dez01/Jan02, hedonische Regressionen unter Einbeziehung der Zeit-Dummy-Variablen durchgeführt.

Die Parameterschätzwerte für den Zeitraum Jul01/Aug01 zeigt Tabelle 4:

Parameterschätzung Jul01/Aug01		
Variable	Koeffizienten	Standardfehler
Konstante	4,789	0,175
LN SCORE	0,589	0,042
D_CDRW	0,098	0,022
D_TOWER	-0,228	0,117
D20 BRAND	0,092	0,037
D_PROC3	0,147	0,025
D_PROC8	0,147	0,025
D_AUG01	-0,036	0,016

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 4: Parameterschätzer der gepoolten Regression Jul01/Aug01

In Anlehnung an Kapitel 2.3 ergibt sich demnach der hedonische Preisindex nach der Zeitvariablenmethode für den Monat August 2001 aus

$$I_{\text{Jul};\text{Aug}} = \exp(\hat{\delta}_t + \frac{1}{2}\sigma^2) = \exp(-0,0355 + \frac{1}{2}0,016^2) = 0,9652 \quad (27)$$

Damit zeigt der nach der Zeitvariablenmethode berechnete hedonische Preisindex für Personalcomputer im August 2001 eine Preisveränderung gegenüber dem Vormonat von  $-3,48\%$ .

Die Indexberechnung über den Gesamtbeobachtungszeitraum ergibt die folgenden Ergebnisse (Tabelle 5):

Index	Ergebnis	Vormonatsrate
August 2001	0,9652	-3,48%
September 2001	0,9771	-2,29%
Oktober 2001	0,9649	-3,51%
November 2001	0,9860	-1,40%
Dezember 2001	0,9926	-0,74%
Januar 2002	0,9880	-1,20%

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 5: Ergebnis der Indexberechnung nach der Zeitvariablenmethode

Die Berechnung eines Indexes über den Gesamtzeitraum kann wiederum durch eine Verkettung der Einzelindizes erfolgen:

$$\begin{aligned} I_{\text{Jul};\text{Jan}} &= I_{\text{Jul};\text{Aug}} \cdot I_{\text{Aug};\text{Sep}} \cdot \dots \cdot I_{\text{Dez};\text{Jan}} \\ &= 0,9652 \cdot 0,9771 \cdot \dots \cdot 0,9880 = 0,880 \end{aligned} \quad (28)$$

Damit zeigt der nach der Zeitvariablenmethode berechnete hedonische Preisindex für Personalcomputer im Januar 2002 eine Preisveränderung gegenüber Juli 2001 von  $-11,91\%$ .

#### 4 Interpretation der Ergebnisse und Zusammenfassung

Die empirische Umsetzung der Methode der partiellen Imputation sowie der Zeitvariablenmethode bestätigt, daß erstere im Vergleich zur letzteren einen wesentlich höheren Arbeitsaufwand erfordert.

Bei der Zeitvariablenmethode kann das Problem der Heteroskedastie nicht zufriedenstellend gelöst werden. Darüber hinaus taucht immer wieder das Problem nicht signifikanter Zeitvariablen auf (siehe Anhang IV). Dazu kann es kommen, wenn der Preisverfall zwischen Basisperiode und Berichtsperiode vergleichsweise schwach ist (Moch, 1995, 100). Die nach

der Zeitvariablenmethode berechneten Vormonatsraten bestätigen das. Dies ist aber keinesfalls ein Problem der hedonischen Preisindizes, denn „die hier verwendete Methode macht lediglich transparent, daß die Variation der Zeitkomponente des Preises im Vergleich zur Preisänderung selbst groß ist“ (Harhoff, 1995, 50).

Grundsätzlich läßt sich an beiden Indexreihen erkennen, daß Personalcomputer im betrachteten Zeitraum billiger geworden sind. Eine genaue Angabe, um wieviel Prozent die PC-Preise zurückgegangen sind, ist aufgrund der unterschiedlichen Ergebnisse beider Methoden nicht exakt zu treffen. Während beide Methoden für den August-Index noch einen vergleichsweise identischen Wert berechnen, ist der Unterschied im September-Index beträchtlich. Dies verdeutlicht, daß der berechnete Indexwert stark von der jeweiligen hedonischen Methode sowie den Entscheidungen, die im Rahmen der hedonischen Regressionsanalyse getroffen werden, abhängt. Es ist anzunehmen, daß Unterschiede im Ausgangsdatenmaterial, in den Spezifikationen, mögliche Annahmeverletzungen etc. Unterschiede in den Indizes erzeugen.

Um die Ergebnisse besser beurteilen zu können, werden sie für diesen Zeitraum den Werten des vom Statistischen Bundesamt für diesen Zeitraum nach traditioneller Qualitätsbereinigungsmethode berechneten Computerpreisindexes gegenübergestellt (vgl. Tabelle 6). Ein direkter Vergleich ist allerdings auch hier nicht möglich: Während sich die Berechnung des bestehenden PC-Indexes auf Preisbeobachtungen modular zusammensetzbarer Computermodelle bezieht, greifen die GFK-Daten auf wenig variierbare Komplettangebote von PC-Modellen zurück.

<b>Index</b>	<b>Berechnete Vormonatsrate traditionelle Methode</b>	<b>Berechnete Vormonatsrate Zeitvariablenmethode</b>	<b>Berechnete Vormonatsrate partielle Imputation</b>
August 2001	-2,8%	-3,48%	-3,32%
September 2001	-3,0%	-2,29%	-5,22%
Oktober 2001	-1,8%	-3,51%	-2,70%
November 2001	-1,3%	-1,40%	-
Dezember 2001	-0,6%	-0,74%	-
Januar 2002	+0,8%	-1,20%	-

*Quelle: Statistisches Bundesamt (2002), eigene Berechnungen*

*Tabelle 6: Gegenüberstellung verschiedener Computerpreisindizes*

Diese Gegenüberstellung macht deutlich, daß die nach hedonischen Methoden berechneten Preisindizes in fast allen Monaten einen stärkeren qualitätsbereinigten Preisrückgang gegenüber dem Vormonat ausweisen, als dies beim traditionell berechneten Index der Fall ist.



Dies stützt eine Aussage Harhoffs (1995, 37), wonach herkömmliche Methoden häufig zu einer Überschätzung [Unterschätzung] des Preiswachstums [Preisrückgangs] führen.

Es liegt nahe, daß diese Erkenntnis auch für andere Güter gilt. Die Entwicklung hedonischer Preise fällt zumeist niedriger aus als die traditionell erfaßter Preise. Somit gibt es Hinweise darauf, daß die Preisentwicklung in Deutschland tendenziell überschätzt wird. Nach Berechnungen der Bundesbank (Deutsche Bundesbank, 2002, 40f.) hat dies weitreichende Konsequenzen für die internationale Vergleichbarkeit realer volkswirtschaftlicher Größen. Bei Anwendung hedonischer Deflationierungsmethoden würde das Wachstum des realen BIP in Deutschland um knapp einen halben Prozentpunkt pro Jahr höher ausfallen. Demnach würde bspw. die Wachstumsdifferenz gegenüber den USA, die solche hedonischen Preisschätzungen berücksichtigen, geringer, als die bisher berechnete, ausfallen (HWWA, 2001, 370).



## Anhang

### Anhang I: Variablenbezeichnung im GFK-Datensatz

	<b>Bezeichnung</b>	<b>Bedeutung</b>
1	ID	Kennnummer des Datensatzes
2	PERIOD	Monat, in dem der Verkauf beobachtet wurde
3	BRANDS	Herstellermarken (insg. 37 Stück)
4	ARTICLE	Detaillierte Artikelbezeichnung
5	SALES UNITS	Verkaufseinheiten im Berichtsmonat
6	€-PREIS PER UNIT	Durchschnittlicher Verkaufspreis des Artikels im Berichtsmonat in €
7	GFK-CODE	GFK-interne Bezeichnung
8	SPEED	Prozessorgeschwindigkeit
9	HDD	Festplattengröße
10	USB	USB-Anschluß: Ja/Nein ?
11	VIDEOCARD	Videokarte vorhanden: Ja/Nein ?
12	TV/RADIO-CARD	TV/Radio-Karte vorhanden: Ja/Nein ?
13	MODEM	Modem vorhanden: Ja/Nein ?
14	RAM-MB	Arbeitsspeicher in MB
15	CD WRITER	CD-Writer vorhanden: Ja/Nein ?
16	Prozessormarke I	Falls Prozessormarke I: welcher Typ? (4 Typen)
17	Prozessormarke II	Falls Prozessormarke II: welcher Typ? (1 Typ)
18	Prozessormarke III	Falls Prozessormarke III: welcher Typ? (4 Typen)
19	Prozessormarke IV	Falls Prozessormarke IV: welcher Typ? (2 Typen)
20	DESIGN	Tower- oder Desktop- Gehäuse
21	DVD DRIVE	DVD Laufwerk vorhanden: Ja/Nein?
22	SCORECARD	Maß für die Leistungsfähigkeit eines Prozessors, (siehe hierzu: <a href="http://www.cpuscorecard.com">http://www.cpuscorecard.com</a> )

Quelle: Statistisches Bundesamt

Tabelle 7: Variablenbeschreibung

## Anhang II: Der GFK-Datensatz: Kodierungsbeschreibung

	Bezeichnung	(Dummy-) Kodierung	Wertelabels
1	ID	-	
2	PERIOD	-	
3	BRANDS	D1_BRAND- D37_BRAND	1 = Brand 1; 0 = sonst (usw.) (aus Datenschutzgründen wird auf die genaue Markenbezeichnung verzichtet)
4	ARTICLE	-	
5	SALES UNITS	-	
6	€-PREIS PER UNIT	P	
7	Log.-€-PREIS P.U.	LN P	
8	GFK-CODE	-	
9	SPEED	SPEED	
10	HDD	D_HDD	1 = HDD $\geq$ 60.000 MB 0 = HDD $<$ 60.000 MB
11	USB	D_USB	1 = USB-Anschluß vorhanden 0 = USB-Anschluß nicht vorhanden
12	VIDEOCARD	D_VCARD	1 = Videokarte vorhanden 0 = Videokarte nicht vorhanden
13	TV/RADIO-CARD	D_RCARD	1 = TV/Radio-Karte vorhanden 0 = TV/Radio-Karte nicht vorhanden
14	MODEM	D_MODEM	1 = Modem vorhanden 0 = Modem nicht vorhanden
15	RAM-MB	RAM	
16	CD WRITER	D_CDRW	1 = CD-Writer vorhanden 0 = CD-Writer nicht vorhanden
17	Prozessormarken	D_PROC1 - D_PROC10	1 = Prozessortyp 1; 0 = sonst usw. (aus Datenschutzgründen wird auf die genaue Markenbezeichnung verzichtet)
18	DESIGN	D_TOWER	1 = Tower; 0 = Desktop
19	DVD DRIVE	D_DVD	1 = DVD Laufwerk vorhanden 0 = DVD Laufwerk nicht vorhanden
20	TIME-VARIABLE	D_JUL01 D_AUG01 D_SEP01 D_OKT01 D_NOV01 D_DEC01 D_JAN02	1 = Juli 2001; 0 = sonst 1 = August 2001; 0 = sonst 1 = September 2001; 0 = sonst 1 = Oktober 2001; 0 = sonst 1 = November 2001; 0 = sonst 1 = Dezember 2001; 0 = sonst 1 = Januar 2002; 0 = sonst
21	SCORE	-	
22	Log. SCORE	LN_SCORE	

Quelle: Statistisches Bundesamt

Tabelle 8: Variablenkodierung und Wertelabels

## Anhang III: Ergebnisse der Regressionsschätzungen im Rahmen der Imputationsmethode

Parameterschätzung Juli 2001 (Abhängige Variable: LN_P)					
n = 104; $R^2 = 0,706$ ; $\bar{R}^2 = 0,688$					
Variable	Koeffizienten	Standardfehler	T	Signif.	VIF
Konstante	4,603	0,239	19,300	0,000	
LN SCORE	0,651	0,064	10,132	0,000	1,265
D_CDRW	0,107	0,036	2,964	0,004	1,076
D_TOWER	-0,272	0,134	-2,026	0,046	1,089
D20 BRAND	0,108	0,050	2,149	0,034	1,015
D_PROC8	0,165	0,041	4,022	0,000	1,091
D_PROC3	-0,117	0,035	-3,305	0,001	1,133
Varianzanalyse					
	Quadratsumme	Df	Mittel der Quadrate	F	Signif.
Regression	3,806	6	0,634	38,845	0,000
Residuen	1,584	97	0,01633		
Gesamt	5,390	103			
Verteilungs-, Heteroskedastie- und Spezifikationstest					
Test	Prüfgröße (berechnet)	Signif.	Prüfgröße (kritisch, $\alpha=5\%$ )	Ergebnis	
KS	0,582	0,888		NV liegt vor	
BPG	9,945		12,592	Homoskedastie liegt vor	
RESET (a)	0,500		3,92-4,00	Spezif. o.k.	
RESET (b)	0,375		3,92-4,00	Spezif. o.k.	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 9: Regressionsschätzung Juli 2001; Imputationsmethode

Parameterschätzung August 2001 (Abhängige Variable: LN_P)					
n = 99; $R^2 = 0,716$ ; $\bar{R}^2 = 0,704$					
Variable	Koeffizienten	Standardfehler	T	Signif.	VIF
Konstante	4,664	0,217	21,378	0,000	
LN SCORE	0,561	0,058	9,715	0,000	1,264
D_CDRW	0,09523	0,028	3,346	0,001	1,113
D_PROC8	0,132	0,031	4,245	0,000	1,101
D_PROC3	-0,0939	0,035	-2,670	0,009	1,168
Varianzanalyse					
	Quadratsumme	Df	Mittel der Quadrate	F	Signif.
Regression	2,647	4	0,662	59,223	0,000
Residuen	1,050	94	0,01117		
Gesamt	3,697	98			
Verteilungs-, Heteroskedastie- und Spezifikationstest					
Test	Prüfgröße (berechnet)	Signif.	Prüfgröße (kritisch, $\alpha=5\%$ )	Ergebnis	
KS	0,514	0,955		NV liegt vor	
BPG	5,371		9,488	Homoskedastie liegt vor	
RESET (a)	0		3,92-4,00	Spezif. o.k.	
RESET (b)	0,089		3,92-4,00	Spezif. o.k.	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 10: Regressionsschätzung August 2001; Imputationsmethode

Parameterschätzung September 2001 (Abhängige Variable: LN_P)					
n = 106; $R^2 = 0,767$ ; $\bar{R}^2 = 0,753$					
Variable	Koeffizienten	Standardfehler	T	Signif.	VIF
Konstante	4,607	0,188	24,538	0,000	
LN_SCORE	0,562	0,050	11,332	0,000	1,392
D_PROC8	0,108	0,027	3,962	0,000	1,098
D6 BRAND	0,0737	0,024	3,029	0,003	1,087
D_PROC3	-0,107	0,031	-3,466	0,001	1,272
D_CDRW	0,06439	0,024	2,697	0,008	1,187
D20 BRAND	0,104	0,051	2,051	0,043	1,086
Varianzanalyse					
	Quadratsumme	Df	Mittel der Quadrate	F	Signif.
Regression	2,991	6	0,499	54,361	0,000
Residuen	0,908	99	0,009171		
Gesamt	3,899	105			
Verteilungs-, Heteroskedastie- und Spezifikationstest					
Test	Prüfgröße (berechnet)	Signif.	Prüfgröße (kritisch, $\alpha=5\%$ )	Ergebnis	
KS	0,730	0,661		NV liegt vor	
BPG	6,862		12,592	Homoskedastie liegt vor	
RESET (a)	9,469		3,92-4,00	Spezif. nicht o.k.	
RESET (b)	2,320		3,92-4,00	Spezif. o.k.	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 11: Regressionsschätzung September 2001; Imputationsmethode

Parameterschätzung Oktober 2001 (Abhängige Variable: LN_P)					
n = 124; $R^2 = 0,784$ ; $\bar{R}^2 = 0,769$					
Variable	Koeffizienten	Standardfehler	T	Signif.	VIF
Konstante	4,468	0,185	24,125	0,000	
LN_SCORE	0,597	0,048	12,474	0,000	1,549
D_PROC8	0,136	0,023	5,795	0,000	1,186
D12 BRAND	0,438	0,101	4,348	0,000	1,056
D10 BRAND	-0,146	0,050	-2,908	0,004	1,022
D_PROC5	0,142	0,074	1,924	0,057	1,127
D16 BRAND	0,173	0,072	2,396	0,018	1,083
D_PROC3	-0,0705	0,030	-2,389	0,018	1,277
D15 BRAND	-0,128	0,058	-2,202	0,030	1,042
Varianzanalyse					
	Quadratsumme	Df	Mittel der Quadrate	F	Signif.
Regression	3,974	8	0,497	52,238	0,000
Residuen	1,093	115	0,009508		
Gesamt	5,067	123			
Verteilungs-, Heteroskedastie- und Spezifikationstest					
Test	Prüfgröße (berechnet)	Signif.	Prüfgröße (kritisch, $\alpha=5\%$ )	Ergebnis	
KS	0,735	0,653		NV liegt vor	
BPG	11,661		15,5073	Homoskedastie liegt vor	
RESET (a)	0,314		3,92-4,00	Spezif. o.k.	
RESET (b)	0,000		3,92-4,00	Spezif. o.k.	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 12: Regressionsschätzung Oktober 2001; Imputationsmethode

Parameterschätzung November 2001 (Abhängige Variable: LN_P)					
n = 153; $R^2 = 0,724$ ; $\bar{R}^2 = 0,714$					
Variable	Koeffizienten	Standardfehler	T	Signif.	VIF
Konstante	5,091	0,218	23,372	0,000	
LN_SCORE	0,541	0,048	11,363	0,000	1,378
D_PROC8	0,125	0,023	5,315	0,000	1,141
D_TOWER	-0,438	0,117	-3,755	0,000	1,038
D_HDD	0,07511	0,024	3,164	0,002	1,147
D_PROC3	-0,0785	0,030	-2,656	0,009	1,268
Varianzanalyse					
	Quadratsumme	Df	Mittel der Quadrate	F	Signif.
Regression	5,004	5	1,001	77,024	0,000
Residuen	1,910	147	0,01299		
Gesamt	6,914	152			
Verteilungs-, Heteroskedastie- und Spezifikationstest					
Test	Prüfgröße (berechnet)	Signif.	Prüfgröße (kritisch, $\alpha=5\%$ )	Ergebnis	
KS	0,718	0,681		NV liegt vor	
BPG	9,537		15,5073	Homoskedastie liegt vor	
RESET (a)	1,623		3,89-3,92	Spezif. o.k.	
RESET (b)	1,780		3,89-3,92	Spezif. o.k.	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 13: Regressionsschätzung November 2001; Imputationsmethode

Parameterschätzung Dezember 2001 (Abhängige Variable: LN_P)					
n = 150; $R^2 = 0,728$ ; $\bar{R}^2 = 0,719$					
Variable	Koeffizienten	Standardfehler	T	Signif.	VIF
Konstante	5,072	0,214	23,664	0,000	
LN_SCORE	0,552	0,046	11,890	0,000	1,388
D_PROC8	0,09640	0,024	4,020	0,000	1,168
D_TOWER	-0,454	0,118	-3,867	0,000	1,038
D_HDD	0,05767	0,024	2,422	0,017	1,128
D_PROC3	-0,0893	0,028	-3,172	0,002	1,290
Varianzanalyse					
	Quadratsumme	Df	Mittel der Quadrate	F	Signif.
Regression	5,095	5	1,019	77,128	0,000
Residuen	1,902	144	0,01321		
Gesamt	6,997	149			
Verteilungs-, Heteroskedastie- und Spezifikationstest					
Test	Prüfgröße (berechnet)	Signif.	Prüfgröße (kritisch, $\alpha=5\%$ )	Ergebnis	
KS	0,965	0,310		NV liegt vor	
BPG	7,761		11,071	Homoskedastie liegt vor	
RESET (a)	3,245		3,89-3,92	Spezif. o.k.	
RESET (b)	3,544		3,89-3,92	Spezif. o.k.	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 14: Regressionsschätzung Dezember 2001; Imputationsmethode

<b>Parameterschätzung Januar 2002 (Abhängige Variable: LN_P)</b>					
n = 155; $R^2 = 0,840$ ; $\bar{R}^2 = 0,833$					
<b>Variable</b>	<b>Koeffizienten</b>	<b>Standardfehler</b>	<b>T</b>	<b>Signif.</b>	<b>VIF</b>
Konstante	3,837	0,138	27,831	0,000	
LN_SCORE	0,741	0,035	20,855	0,000	1,400
D_PROC8	0,09446	0,019	4,970	0,000	1,280
D_PROC5	0,299	0,056	5,344	0,000	1,135
D26_BRAND	0,202	0,066	3,073	0,003	1,058
D_HDD	0,05747	0,018	3,143	0,002	1,302
D6_BRAND	0,05049	0,019	2,707	0,008	1,066
D32_BRAND	0,190	0,091	2,083	0,039	1,025
<b>Varianzanalyse</b>					
	<b>Quadratsumme</b>	<b>Df</b>	<b>Mittel der Quadrate</b>	<b>F</b>	<b>Signif.</b>
Regression	6,270	7	0,896	110,651	0,000
Residuen	1,190	147	0,008095		
Gesamt	7,460	154			
<b>Verteilungs-, Heteroskedastie- und Spezifikationstest</b>					
<b>Test</b>	<b>Prüfgröße (berechnet)</b>	<b>Signif.</b>	<b>Prüfgröße (kritisch, <math>\alpha=5\%</math>)</b>	<b>Ergebnis</b>	
KS	0,591	0,877		NV liegt vor	
BPG	13,372		14,067	Homoskedastie liegt vor	
RESET (a)	0,852		3,89-3,92	Spezif. o.k.	
RESET (b)	0,121		3,89-3,92	Spezif. o.k.	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 15: Regressionschätzung Januar 2002; Imputationsmethode



## Anhang IV: Ergebnisse der Regressionsschätzungen im Rahmen der Zeitvariablenmethode

Parameterschätzung Jul01/Aug01 (Abhängige Variable: LN_P)					
$n = 202; R^2 = 0,712; \bar{R}^2 = 0,702$					
Variable	Koeffizienten	Standardfehler	T	Signif.	VIF
Konstante	4,789	0,175	27,439	0,000	
LN_SCORE	0,589	0,042	13,913	0,000	1,289
D_CDRW	0,09841	0,022	4,449	0,000	1,092
D_TOWER	-0,228	0,117	-1,943	0,054	1,055
D20_BRAND	0,09206	0,037	2,463	0,015	1,024
D_PROC8	0,147	0,025	5,944	0,000	1,101
D_PROC3	-0,116	0,024	-4,800	0,000	1,158
D_AUG01	-0,0355	0,016	-2,180	0,030	1,030
Varianzanalyse					
	Quadratsumme	Df	Mittel der Quadrate	F	Signif.
Regression	6,233	7	0,890	68,661	0,000
Residuen	2,516	194	0,01297		
Gesamt	8,749	201			
Verteilungs-, Heteroskedastie- und Spezifikationstest					
Test	Prüfgröße (berechnet)	Signif.	Prüfgröße (kritisch, $\alpha=5\%$ )	Ergebnis	
KS	0,588	0,879		NV liegt vor	
BPG	18,574		14,067	Heteroskedastie liegt vor	
RESET (a)	0,5385		3,89-3,92	Spezif. o.k.	
RESET (b)	0,770		3,89-3,92	Spezif. o.k.	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 16: Regressionsschätzung Jul01/Aug01; Zeitvariablenmethode

Parameterschätzung Aug01/Sep01 (Abhängige Variable: LN_P)					
$n = 206; R^2 = 0,728; \bar{R}^2 = 0,720$					
Variable	Koeffizienten	Standardfehler	T	Signif.	VIF
Konstante	4,589	0,147	31,212	0,000	
LN_SCORE	0,573	0,039	14,763	0,000	1,359
D_CDRW	0,07305	0,019	3,869	0,000	1,177
D6_BRAND	0,05633	0,018	3,139	0,002	1,098
D_PROC8	0,121	0,021	5,823	0,000	1,092
D_PROC3	-0,0868	0,023	-3,696	0,000	1,196
D_SEP01	-0,0233	0,014	-1,622	0,106	1,010
Varianzanalyse					
	Quadratsumme	Df	Mittel der Quadrate	F	Signif.
Regression	5,593	6	0,932	88,932	0,000
Residuen	2,086	199	0,01048		
Gesamt	7,679	205			
Verteilungs-, Heteroskedastie- und Spezifikationstest					
Test	Prüfgröße (berechnet)	Signif.	Prüfgröße (kritisch, $\alpha=5\%$ )	Ergebnis	
KS	0,679	0,746		NV liegt vor	
BPG	12,314		12,592	Homoskedastie liegt vor	
RESET (a)	4,146		3,84-3,89	Spezif. nicht o.k.	
RESET (b)	1,715		3,84-3,89	Spezif. o.k.	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 17: Regressionsschätzung Aug01/Sep01; Zeitvariablenmethode

Parameterschätzung Sep01/Okt01 (Abhängige Variable: LN_P)					
n = 228; $R^2 = 0,786$ ; $\bar{R}^2 = 0,775$					
Variable	Koeffizienten	Standardfehler	T	Signif.	VIF
Konstante	4,369	0,128	34,066	0,000	
LN_SCORE	0,627	0,034	18,619	0,000	1,561
D_PROC8	0,107	0,018	6,062	0,000	1,258
D12_BRAND	0,470	0,094	4,991	0,000	1,035
D_PROC3	-0,0609	0,021	-2,893	0,004	1,316
D6_BRAND	0,05763	0,016	3,508	0,001	1,103
D10_BRAND	-0,103	0,036	-2,854	0,005	1,045
D16_BRAND	0,08904	0,043	2,050	0,042	1,082
D20_BRAND	0,07615	0,032	2,346	0,020	1,068
D_OKT01	-0,0358	0,012	-2,870	0,005	1,036
D_CDRW	0,03259	0,015	2,144	0,033	1,209
D_PROC5	0,157	0,49	3,183	0,002	1,124
Varianzanalyse					
	Quadratsumme	Df	Mittel der Quadrate	F	Signif.
Regression	6,758	11	0,614	72,010	0,000
Residuen	1,843	216	0,008532		
Gesamt	8,601	227			
Verteilungs-, Heteroskedastie- und Spezifikationstest					
Test	Prüfgröße (berechnet)	Signif.	Prüfgröße (kritisch, $\alpha=5\%$ )	Ergebnis	
KS	0,461	0,984		NV liegt vor	
BPG	14,302		19,675	Homoskedastie liegt vor	
RESET (a)	4,162		3,84-3,89	Spezif. nicht o.k.	
RESET (b)	2,002		3,84-3,89	Spezif. o.k.	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 18: Regressionsschätzung Sep01/Okt01; Zeitvariablenmethode

Parameterschätzung Okt01/Nov01 (Abhängige Variable: LN_P)					
n = 271; $R^2 = 0,789$ ; $\bar{R}^2 = 0,783$					
Variable	Koeffizienten	Standardfehler	T	Signif.	VIF
Konstante	5,081	0,149	34,189	0,000	
LN_SCORE	0,561	0,029	19,364	0,000	1,345
D_PROC8	0,142	0,015	9,487	0,000	1,170
D12_BRAND	0,419	0,096	4,378	0,000	1,026
D_TOWER	-0,473	0,095	-4,963	0,000	1,018
D_PROC3	-0,0803	0,019	-4,219	0,000	1,243
D16_BRAND	0,164	0,049	3,337	0,001	1,071
D15_BRAND	-0,121	0,037	-3,283	0,001	1,034
D_NOV01	-0,0142	0,012	-1,226	0,221	1,013
Varianzanalyse					
	Quadratsumme	Df	Mittel der Quadrate	F	Signif.
Regression	8,729	8	1,091	122,739	0,000
Residuen	2,329	262	0,00889		
Gesamt	11,058	270			
Verteilungs-, Heteroskedastie- und Spezifikationstest					
Test	Prüfgröße (berechnet)	Signif.	Prüfgröße (kritisch, $\alpha=5\%$ )	Ergebnis	
KS	0,736	0,651		NV liegt vor	
BPG	18,318		15,507	Heteroskedastie liegt vor	
RESET (a)	0,674		3,84-3,89	Spezif. o.k.	
RESET (b)	1,239		3,84-3,89	Spezif. o.k.	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 19: Regressionsschätzung Okt01/Nov01; Zeitvariablenmethode

Parameterschätzung Nov01/Dez01 (Abhängige Variable: LN_P)					
$n = 295; R^2 = 0,791; \bar{R}^2 = 0,785$					
Variable	Koeffizienten	Standardfehler	T	Signif.	VIF
Konstante	5,109	0,130	39,322	0,000	
LN_SCORE	0,544	0,028	19,235	0,000	1,393
D_PROC8	0,130	0,015	8,833	0,000	1,214
D_TOWER	-0,451	0,070	-6,455	0,000	1,044
D_HDD	0,03387	0,015	2,305	0,022	1,191
D_PROC3	-0,0826	0,018	-4,658	0,000	1,289
D15_BRAND	-0,112	0,035	-3,173	0,002	1,046
D16_BRAND	0,103	0,051	2,025	0,044	1,088
D_DEZ01	-0,00744	0,011	-0,662	0,508	1,004
Varianzanalyse					
	Quadratsumme	Df	Mittel der Quadrate	F	Signif.
Regression	10,073	8	1,259	135,417	0,000
Residuen	2,669	287	0,009299		
Gesamt	12,742	295			
Verteilungs-, Heteroskedastie- und Spezifikationstest					
Test	Prüfgröße (berechnet)	Signif.	Prüfgröße (kritisch, $\alpha=5\%$ )	Ergebnis	
KS	0,888	0,409		NV liegt vor	
BPG	25,063		15,5073	Heteroskedastie liegt vor	
RESET (a)	1,340		3,84-3,89	Spezif. o.k.	
RESET (b)	4,131		3,84-3,89	Spezif. nicht o.k.	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 20: Regressionsschätzung Nov01/Dez01; Zeitvariablenmethode

Parameterschätzung Dez01/Jan02 (Abhängige Variable: LN_P)					
$n = 300; R^2 = 0,808; \bar{R}^2 = 0,804$					
Variable	Koeffizienten	Standardfehler	T	Signif.	VIF
Konstante	4,075	0,101	40,245	0,000	
LN_SCORE	0,686	0,026	26,068	0,000	1,317
D_PROC8	0,113	0,014	8,025	0,000	1,206
D26_BRAND	0,280	0,056	4,951	0,000	1,049
D_PROC5	0,203	0,041	4,918	0,000	1,113
D_HDD	0,04576	0,014	3,328	0,001	1,199
D_JAN02	-0,0121	0,011	-1,095	0,274	1,008
Varianzanalyse					
	Quadratsumme	Df	Mittel der Quadrate	F	Signif.
Regression	11,144	6	1,857	205,728	0,000
Residuen	2,645	293	0,009028		
Gesamt	13,789				
Verteilungs-, Heteroskedastie- und Spezifikationstest					
Test	Prüfgröße (berechnet)	Signif.	Prüfgröße (kritisch, $\alpha=5\%$ )	Ergebnis	
KS	0,784	0,571		NV liegt vor	
BPG	29,973		12,592	Heteroskedastie liegt vor	
RESET (a)	0,000		3,84-3,89	Spezif. o.k.	
RESET (b)	0,932		3,84-3,89	Spezif. o.k.	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 21: Regressionsschätzung Dez01/Jan02; Zeitvariablenmethode



## Literatur

- Almus, M./Eckert, T./Moch, D., Hedonic Methods in Official Price Statistics, ZEW-Konferenz-Unterlagen vom April 2002: Price Indices and the Measurement of Quality Changes, <http://www.zew.de/de/veranstaltungen/details.php?LFDNR=63&mi=VER&si=ARC.>, Abruf: 26.11.2002.
- Barzyk, F./MacDonald, M., The Treatment of Quality Change for Computer Price Indexes – A Review of Current and Proposed Practices, ZEW-Konferenz-Unterlagen vom April 2002: Price Indices and the Measurement of Quality Changes, <http://www.zew.de/de/veranstaltungen/details.php?LFDNR=63&mi=VER&si=ARC.>, Abruf: 26.11.2002.
- Berndt, E.R., The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary, Reading (Mass.): Addison-Wesley, 1991.
- Berndt, E. R./Griliches, Z./Rappaport, N.J., Econometric Estimates of Price Indexes for Personal Computers in the 1990's, in: Journal of Econometrics, 68, 1995, S. 243ff.
- Bode, B./van Dalen, J., Quality-corrected price indexes of new passenger cars in the Netherlands, 1990-1999, Paper presented at the Sixth Meeting of the International Working Group on Price Indices, Canberra, Australia, 2-6 April 2001, [http://www.abs.gov.au/websitedbs/D3110122.NSF/0/23fbf96c35026fc5ca256a180019165b/\\$FILE/Cars%20Netherlands%20-%20Bode,%20van%20Dalen.pdf](http://www.abs.gov.au/websitedbs/D3110122.NSF/0/23fbf96c35026fc5ca256a180019165b/$FILE/Cars%20Netherlands%20-%20Bode,%20van%20Dalen.pdf).
- Bühl, A./Zöfel, P., SPSS Version 10 – Einführung in die moderne Datenanalyse unter Windows, München: Addison -Wesley, 2000.
- Chatterjee, S./Price, B., Praxis der Regressionsanalyse, 2. Aufl., München: Oldenburg, 1995.
- Cole, R. [und andere], Quality-Adjusted Price Indexes for Computer Processors and Selected Peripheral Equipment, in: Survey of Current Business, 66, 1, 1986, S. 41ff.
- Deutsche Bundesbank, Probleme internationaler Wachstumsvergleiche auf Grund unterschiedlicher Deflationierungsmethoden – dargestellt am Beispiel der EDV-Ausrüstungen in Deutschland und den USA, Monatsbericht August 2002, [http://www.bundesbank.de/vo/download/mba/2000/08/200008mba\\_wirtschaftslage.pdf](http://www.bundesbank.de/vo/download/mba/2000/08/200008mba_wirtschaftslage.pdf), Abruf: 26.11.2002.
- Diewert, E., Hedonic Regression: A Review of Some Unresolved Issues, Mimeo, Department of Economics, University of British Columbia, 2002.
- Gnoss, R., Neue Ansätze zur Berechnung von Preisindizes – Eignen sich Hedonic-Indizes für die amtliche Statistik?, in: Harhoff, D./Müller, M., Preismessung und technischer Fortschritt, in: ZEW Wirtschaftsanalysen, Bd. 2.; Baden-Baden, 1995, S. 61ff.
- Goldberger, A., The Interpretation and Estimation of Cobb-Douglas Function, in: Econometrica, 35, 1968, S. 464ff.
- Gordon, R.J., The Measurement of Durable Goods Prices, Chicago: The University of Chicago Press, 1990.

Griliches, Z. (Hrsg.), *Price Indexes and Quality Change*, Cambridge (Mass.): Harvard University Press, 1971.

Gujarati, D.N., *Basic Econometrics*, 4. Aufl., New York: McGraw-Hill, 2003.

Harhoff, D., Methodik und Einsatz hedonischer Preisindizes – Ein Überblick, in: Harhoff, D./Müller, M. (Hrsg.), *Preismessung und technischer Fortschritt*, ZEW Wirtschaftsanalysen, Bd. 2, Baden-Baden, 1995, S. 37ff.

Hübler, O., *Ökonometrie*, Stuttgart: Gustav Fischer, 1989.

HWWA Hamburg, *Wirtschaftsdienst* Nr. 7, 2001, 81. Jahrgang, S. 370.

Konijn, P./Moch, D./Dalen, J., *Searching for the European Hedonic Function for PC's – Working Paper*, Paper presented at the IAOS Conference „Official Statistics and the New Economy“, 27.-29. August 2002, London,

[http://www.statistics.gov.uk/iaoslondon2002/contributed\\_papers/downloads/IP\\_Konijn.pdf](http://www.statistics.gov.uk/iaoslondon2002/contributed_papers/downloads/IP_Konijn.pdf),  
Abruf: 26.11.2002.

Lim, P.P./McKenzie, R., *Hedonic Price Analysis for Personal Computers in Australia: An Alternative Approach to Quality Adjustments in the Australian Price Index*, ZEW-Konferenz-Unterlagen vom April 2002: *Price Indices and the Measurement of Quality Changes*,

<http://www.zew.de/de/veranstaltungen/details.php?LFDNR=63&mi=VER&si=ARC.>, Stand: April 2002,  
Abruf: 26.11.2002.

Linz, St./Eckert, G., *Zur Einführung Hedonischer Methoden in die Preisstatistik*, in: *Wirtschaft und Statistik*, 2002, S. 857ff.

Moch, D., *Ein hedonischer Preisindex für PC-Datenbanksoftware – Eine empirische Untersuchung*, in: Harhoff, D./Müller, M. (Hrsg.), *Preismessung und technischer Fortschritt*, ZEW Wirtschaftsanalysen, Bd. 2, Baden-Baden, 1995.

Neubauer, W., *Preisstatistik*, München: Vahlen, 1996.

Pakes, A., *A Reconsideration of Hedonic Price Indices with an Application to PC's*, in: *American Economic Review*, Vol. 93, Nr. 5, 2003, S. 1578-1596.

Silver, M., *An Evaluation of the Use of Hedonic Regressions for Basic Components of Consumer Price Indices*, in: *The Review of Income and Wealth*, 45, 1999, S. 41ff.

Silver, M./Heravi, S., *The Measurement of Quality-Adjusted Price Changes*, Paper presented at the NBER Conference on Scanner Data and Price Indexes, September 15-16, 2000 at Arlington, Virginia,

<http://www.ottawagroup.org/pdf/silver.pdf>, Abruf: 17.05.2004.

Statistisches Bundesamt, *Erstmals hedonische Qualitätsbereinigung in der Preisstatistik*, Pressemitteilung vom 11. Juli 2002,

<http://www.destatis.de/presse/deutsch/pm2002/p2450051.htm>, Abruf: 26.11.2002.

Triplet, J.E., *The Economic Interpretation of Hedonic Methods*, in: *Survey of Current Business*, 66, 1986, S. 36ff.

Triplett, J.E., Price and Technology Change in a Capital Good: A Survey of Research on Computers, in: Jorgenson, D.W. and Landau, R. (Hrsg.), Technology and Capital Formation, Cambridge (Mass.): The MIT Press, , 1989, S. 127ff.

Triplett, J.E., Handbook on Quality Adjustment of Price Indexes for Information and Communication Technology Products, Paris: OECD, 2001.

ZEW (Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung), Einsatzmöglichkeiten hedonischer Techniken in der amtlichen Verbraucherpreisstatistik, 2002,  
<http://www.zew.de/de/forschung/projekte.php3?action=detail&nr=205>, Abruf:26.11.2002.

**Autoren:**

Dipl.-Kffr. Christina Bastian, Projektbearbeiterin

Dipl.-Vw. Yvonne Lange, Wiss. Mitarbeiterin am Institut für Statistik und Ökonometrie, Johannes Gutenberg-Universität Mainz

Prof. Dr. Peter M. Schulze, Leiter des Instituts für Statistik und Ökonometrie, Johannes Gutenberg-Universität Mainz

Bisher erschienene Arbeitspapiere:

1. Peter M. Schulze, Prognoseverfahren wissenschaftlicher Institute in der Bundesrepublik Deutschland. Überblick über eine Umfrage (Dezember 1993)
2. Martina Nold / Peter M. Schulze, Möglichkeiten und Grenzen der Quantifizierung der Schattenwirtschaft (April 1994)
3. Armin Seher, Einfluß der Integrationsordnung bei Zeitreihen auf die Spezifikation von Fehlerkorrekturmodellen (Juni 1994)
4. Lars Berg / Armin Gemünden / Frank Hubert / Ralf Leonhardt / Michael Leroudier, Die Situation der Studentenschaft in den Wirtschaftswissenschaften an der Universität Mainz im Frühjahr 1994. Ergebnisse einer Umfrage (August 1994)
5. Christoph Balz, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Entwicklung des Kapitalmarktzinses in der Bundesrepublik Deutschland (Oktober 1994)
6. Reinhard Elkmann / Nora Lauterbach / Stephan Wind, Tertiärisierung regionaler Wirtschaftsstrukturen. Eine empirische Analyse kreisfreier Städte und Landkreise in Hessen, Rheinland-Pfalz und dem Saarland (Dezember 1994)
7. Peter M. Schulze / Uwe Spieker, Deutsche Aktienindizes. Statistische Konzepte und Beispiele (Dezember 1994)
8. Armin Seher / Peter M. Schulze, Fehlerkorrekturmodelle und die Bewertung von Aktienkursindizes. Empirische Analyse zur Eignung des Konzepts (Januar 1995)
9. Reinhard Elkmann / Annette Klostermann / Kerstin Lieder, Zur intertemporalen Konstanz der Struktur regionaler Lohn- und Gehaltsniveaus in der Bundesrepublik Deutschland (Mai 1995)
10. Christoph Fischer, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Kaufkraftparitätentheorie (März 1996)
11. Ralf Becker / Claudia Müller, Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen (Oktober 1996)
12. Frank Hubert, Klassifizierung der Arbeitsmärkte in den OECD-Ländern mittels Cluster- und Diskriminanzanalyse (April 1997)
13. Frank Hubert, Das Okun'sche Gesetz: Eine empirische Überprüfung für ausgewählte OECD-Länder unter besonderer Berücksichtigung der nationalen Arbeitsmarktordnungen (September 1997)
14. Christoph Balz/ Peter M. Schulze, Die Rolle nationaler, regionaler und sektoraler Faktoren für die Variation von Output, Beschäftigung und Produktivität in der Bundesrepublik Deutschland (Dezember 1997)



15. Peter M. Schulze, Steigende Skalenerträge und regionales Wachstum:  
Eine quantitative Analyse mit kleinräumigen Daten (März 1998)
16. Ralf Becker, Die Verallgemeinerte Momentenmethode (Generalized Method of Moments - GMM).  
Darstellung und Anwendung (Juni 1998)
17. Peter M. Schulze, Regionales Wachstum: Sind die Dienstleistungen der Motor?  
(August 1998)
18. Ke Ma, Absatzanalyse für den chinesischen Pkw-Markt (Oktober 1998)
19. Christoph Balz/Peter M. Schulze, Die sektorale Dimension der Konvergenz.  
Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland (Januar 1999)
- 20.\* Robert Skarupke, Quantifizierung des Heimvorteils im deutschen Profifußball:  
Eine empirische Untersuchung für die 1. Fußball-Bundesliga (August 2000)
- 21.\* Peter M. Schulze, Regionalwirtschaftlicher Datenkatalog für die Bundesrepublik Deutschland  
(September 2000)
- 22.\* Yvonne Lange, Ein logistisches Regressionsmodell zur Analyse der Verkehrsmittelwahl im Raum  
Mainz (Oktober 2000)
- 23.\* Verena Dexheimer, Zählmodellen (Count Data Models). Ansätze und Anwendungen (Mai  
2002)
- 24.\* Andreas Handel, Die Entwicklung des Geldvermögens der privaten Haushalte in Deutschland  
(September 2003)
- 25.\* Christina Bastian/Yvonne Lange/Peter M. Schulze, Hedonische Preisindizes - Überblick und An-  
wendung auf Personalcomputer (Mai 2004)

---

\* Im Internet unter <http://www.statoek.vwl.uni-mainz.de/> verfügbar.