

**Ökonometrische Nachfrageanalyse auf
der Grundlage dualer Funktionsansätze:
Das Beispiel des deutschen Bananenmarktes**

Diplomarbeit

im Fach Agrarpolitik

Prüfer: Prof. Dr. Dr. Christian H. C. A. Henning

Institut für Agrarökonomie der

Christian-Albrechts-Universität zu Kiel

Vorgelegt von

and. agr. Arne Henningsen

Kiel, im Oktober 2001

I. Inhaltsverzeichnis

I. Inhaltsverzeichnis.....	i
II. Abbildungsverzeichnis.....	ii
III. Tabellenverzeichnis.....	ii
1 Einleitung.....	1
2 Die Bananenmärkte.....	3
2.1 Der Weltmarkt für Bananen.....	3
2.2 Der Europäische Bananenmarkt.....	4
2.3 Der deutsche Bananenmarkt.....	7
3 Die europäische Bananenpolitik.....	11
3.1 Die nationalen Politiken vor 1993.....	11
3.2 Die Gemeinsame Marktordnung für Bananen.....	12
3.3 Änderungen der Gemeinsamen Marktordnung.....	14
3.4 Theoretische Betrachtung eines Zollkontingents.....	17
3.5 Bewertung der EU-Bananenmarktordnung.....	21
4 Datenbeschreibung.....	24
4.1 Haushaltstypen.....	24
4.2 Verbraucherpreise.....	25
4.3 Verbrauchsmengen.....	26
4.4 Haushaltsausgaben.....	28
5 Spezifikation der doppelt-logarithmischen Modelle.....	30
5.1 Doppelt-logarithmisches Modell der ersten Stufe.....	31
5.2 Doppelt-logarithmisches Modell der zweiten Stufe.....	33
6 Ergebnisse der doppelt-logarithmischen Modelle.....	35
6.1 Ergebnisse der Frischobstnachfrage (1. Stufe).....	36
6.2 Ergebnisse der Bananennachfrage (2. Stufe).....	38
6.3 Hicks'sche Elastizitäten.....	40
6.4 Unbedingte Elastizitäten.....	41
7 Spezifikation des AIDS-Nachfragesystems.....	46
7.1 Die Dualitätstheorie in der Nachfrageanalyse.....	46
7.2 Das „Almost Ideal Demand System“.....	48
7.3 Dynamische AIDS-Spezifikation.....	50
7.4 Schätzung des dynamischen AIDS-Modells.....	53
8 Ergebnisse des AIDS-Nachfragesystems.....	58
8.1 Test auf schwache Separierbarkeit.....	58
8.2 Regressionsergebnisse.....	59
8.3 Elastizitäten.....	63
9 Die Auswirkungen der EU Bananenmarktordnung.....	67
9.1 Auswirkungen auf Verbraucherpreise.....	67
9.2 Auswirkungen auf Mengen und Ausgaben.....	67
10 Schlussbetrachtung.....	69
11 Literaturverzeichnis.....	71
Anhang.....	75

II. Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Pro-Kopf-Verbrauch von Obst in Deutschland 1997/98 (kg).....	9
Abbildung 2: Ökonomische Auswirkungen eines Zollkontingents (Szenario A).....	18
Abbildung 3: Ökonomische Auswirkungen eines Zollkontingents (Szenario B).....	20
Abbildung 4: Verbraucherpreise 1986-1998.....	25
Abbildung 5: Pro-Kopf-Verbrauch von Bananen in den drei Haushaltstypen	27
Abbildung 6: Saisonale Struktur des Bananenkonsums und des Bananenpreises....	28
Abbildung 7: Dualität: Nutzenmaximierung und Kostenminimierung	47

III. Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Herkünfte der in der EU konsumierten Bananen 1996.....	5
Tabelle 2: Herkünfte der in der EU konsumierten Bananen 1989-1997 (1000 t).....	5
Tabelle 3: EU Bananenproduktion (1000 t)	6
Tabelle 4: Pro-Kopf-Verbrauch an Bananen in der EU (kg/Jahr).....	6
Tabelle 5: Pro-Kopf-Verbrauch von Bananen in West- und Ostdeutschland (kg/Jahr)	8
Tabelle 6: Pro-Kopf-Verbrauch von Bananen in Abhängigkeit vom Alter, 1987	9
Tabelle 7: Frühere Analysen der Bananennachfrage in Deutschland.....	10
Tabelle 8: Bananenpreise (1986-98, DM/kg, deflationiert auf 1995).....	26
Tabelle 9: Durchschnittliche reale Pro-Kopf-Ausgaben (1986-1998, DM/Monat)	29
Tabelle 10: Regressionsergebnisse der ersten Stufe	37
Tabelle 11: Regressionsergebnisse der zweiten Stufe.....	39
Tabelle 12: Hicks'sche Elastizitäten	41
Tabelle 13: Unbedingte Elastizitäten der Bananennachfrage.....	44
Tabelle 14: Tests auf schwache Separierbarkeit.....	59
Tabelle 15: Regressionsergebnis der AIDS-Modelle	61
Tabelle 16: Tests auf Homogenität und Symmetrie.....	62
Tabelle 17: Elastizitäten des AIDS-Modells im Haushaltstyp 1.....	65
Tabelle 18: Elastizitäten des AIDS-Modells im Haushaltstyp 2.....	65
Tabelle 19: Elastizitäten des AIDS-Modells im Haushaltstyp 3.....	66
Tabelle 20: Auswirkungen der Bananenmarktordnung.....	68

1 Einleitung

Die Einführung der EU Bananenmarktordnung im Jahr 1993, welche die Bananenimporte aus Drittländern stark begrenzte, führte zu einem starken Anstieg der Bananenpreise in Deutschland und in mehreren anderen EU-Ländern. Da diese Marktordnung einer der größten Streitpunkte innerhalb der EU sowie zwischen der EU und ihren Handelspartnern war, wurden ihre Auswirkungen schon vielfach analysiert. Auf Verbraucherseite ist dabei der deutsche Bananenmarkt am interessantesten, denn zum einen ist Deutschland der größte Bananenimporteur in der EU und zum anderen waren die deutschen Verbraucher durch die Einführung der EU Bananenmarktordnung am stärksten betroffen. Deutschland hat nämlich nicht nur einen sehr hohen Pro-Kopf-Verbrauch von Bananen, sondern hatte zuvor durch zollfreie Importe die niedrigsten Bananenpreise in der EU, so dass dort der Anstieg der Bananenpreise am stärksten ausfiel.

In den verschiedenen Untersuchungen zu den Auswirkungen der EU Bananenmarktordnung wurde das Verbraucherverhalten häufig nur ad hoc angenommen oder mit sehr einfachen Methoden ökonometrisch geschätzt, obwohl die Preiselastizitäten einen bedeutenden Einfluss auf die Ergebnisse haben. Die bisher vorgenommenen Analysen der deutschen Bananennachfrage wurden alle auf Basis von Import- oder aggregierten Marktdaten vorgenommen. Da nach Einführung des EU Binnenmarktes 1993 sämtliche Grenzkontrollen innerhalb der EU wegfielen, können die nationalen Import- und Exportmengen nur noch geschätzt werden. Wegen dieses Datenproblems endet bei fast allen Analysen des deutschen Bananenmarktes der Untersuchungszeitraum bereits im Jahr 1992.

Da bisher noch keine aktuelle und detaillierte Analyse der Bananennachfrage deutscher Haushalte vorlag, konnten die Auswirkungen der Bananenmarktordnung auf deutsche Verbraucher nur ungenau untersucht werden. In dieser Arbeit soll nun die Bananennachfrage in Deutschland ausführlich auf Grundlage aktueller Daten, der Jahre 1986 bis 1998, analysiert werden. Dabei werden monatliche Daten verwendet, so dass auch dieser recht kurze Untersuchungszeitraum genügend Beobachtungen für eine ökonometrische Analyse zur Verfügung stellt. Um dem Problem der ungenauen aggregierten Marktdaten nach 1992 zu entgehen, basiert diese Nachfrage-

analyse auf Daten, die durch Haushaltsstichproben und Preisbeobachtungen vom Statistischen Bundesamt erhoben wurden.

Doch diese Nachfrageanalyse ist nicht nur eine Aktualisierung vorheriger Untersuchungen, denn sie geht in mehreren Bereichen über jene hinaus. Erstens liegt in dem Untersuchungszeitraum von 1986 bis 1998 eine weite Variation der Bananenpreise vor, so dass das Verbraucherverhalten sowohl bei niedrigen Bananenpreisen (vor 1993) als auch bei hohen Bananenpreisen (ab 1993) analysiert wird. Zweitens erlauben die monatlichen Daten auch eine Analyse der saisonalen Nachfragestruktur. Drittens ermöglichen die Daten der Haushaltsstichproben das Nachfrageverhalten verschiedener Haushaltstypen getrennt zu untersuchen. Und viertens ermöglicht ein auf der mikroökonomischen Konsumtheorie basierender dualer Funktionsansatz, der in dieser Arbeit zur Analyse der gesamten Frischobstnachfrage angewendet wird, die genaue Analyse von Substitutionsbeziehungen zu anderen Frischobst kategorien.

Diese Arbeit ist wie folgt aufgebaut: Zunächst werden in Kapitel 2 die Bananenmärkte und in Kapitel 3 die europäische Bananenpolitik kurz dargestellt. Darauf folgt in Kapitel 4 eine Beschreibung der in dieser Nachfrageanalyse verwendeten Daten und in Kapitel 5 die Spezifikation eines zweistufigen doppelt-logarithmischen Modells der Banannachfrage, dessen Ergebnisse in Kapitel 6 geschildert werden. Anschließend wird in Kapitel 7 ein auf dem dualen Funktionsansatz basierendes Nachfragemodell, das „Almost Ideal Demand System“, vorgestellt und die Ergebnisse dieses Modells werden in Kapitel 8 dargelegt. Auf Grundlage dieser Ergebnisse werden in Kapitel 9 die Auswirkungen der EU Bananenmarktordnung auf deutsche Haushalte untersucht. Diese Arbeit endet mit einer Schlussbetrachtung in Kapitel 10.

2 Die Bananenmärkte¹

In diesem Kapitel sollen die Märkte beschrieben werden, die Einfluss auf den deutschen Bananenmarkt nehmen. Nach einer Schilderung des Weltmarktes für Bananen werden noch der europäische und schließlich der deutsche Bananenmarkt betrachtet. Die Kenntnis dieser Märkte ist auch notwendig, um die Auswirkungen der im nächsten Kapitel beschriebenen europäischen Bananenpolitik zu verstehen.

2.1 Der Weltmarkt für Bananen

2.1.1 Produktion und Exporte

Die weltweite Produktion von Bananen betrug im Jahr 2000 ca. 64,6 Mio. t, wobei Indien (22%), Ecuador (11%) und Brasilien (10%) die wichtigsten Produzenten waren. Die Produktion für den internationalen Handel, die 1999 ungefähr 12,8 Mio. t umfasste² (ca. 20,4% der weltweiten Produktion), unterscheidet sich wesentlich von der Produktion für den lokalen Verbrauch, weil besondere Produktions- und Distributionssysteme benötigt werden, um eine hohe Qualität der Früchte zu gewährleisten. Alle Bananen exportierenden Länder haben wenig entwickelte Volkswirtschaften und ein geringes Pro-Kopf-Einkommen. Sie können in drei Gruppen eingeteilt werden: (a) Lateinamerikanische Staaten, (b) AKP-Staaten (Afrika, Karibik, Pazifik) inkl. EU Überseegebiete und (c) Produzenten aus Fernost. Lateinamerika ist die wichtigste Bananen exportierende Region und die dortigen großen Plantagen produzieren zu geringen Kosten. Die Bananenproduktion auf den karibischen Inseln, in einigen afrikanischen Ländern und in den EU Überseegebieten ist durch viele Kleinerzeuger gekennzeichnet, wodurch weitaus höhere Produktionskosten als auf den lateinamerikanischen Plantagen entstehen. Exporte aus Fernost haben in den letzten Jahren zunehmend an Bedeutung gewonnen, wobei die Philippinen der wichtigste Exporteur dieser Region sind. Die weltweit größten Exportnationen sind Ecuador (31% des Welthandels), Costa Rica (20%), Kolumbien (14%) und die Philippinen (10%).

¹ Wenn nicht anders angegeben, basieren die Daten in diesem Kapitel auf der Internet-Datenbank der FAO unter <http://apps.fao.org>.

² Berechnet aus der Summe der Netto-Exporte aller Länder (1999: 12,18 Mio. t) plus Einfuhren der EU aus ihren Überseegebieten (1996: 0,63 Mio. t, aktuellere Daten nicht verfügbar, siehe ZMP(2000), S. 249).

2.1.2 Handel

Der internationale Bananenhandel außerhalb der EU kann als relativ frei bezeichnet werden, denn mehr als die Hälfte des Welthandels findet auf freien Märkten statt und wird weder durch Zölle noch durch quantitative Restriktionen beschränkt³. Der freie Markt wird durch lateinamerikanische Exporteure und multinationale Unternehmen dominiert. Die drei größten multinationalen Unternehmen Chiquita, Dole und Del Monte haben gemeinsam einen Marktanteil von 64%⁴, so dass der Weltmarkt für Bananen als Oligopol angesehen werden kann. Exporte tendieren dazu, die nächstgelegene Nachfrageregion zu versorgen, um die Transaktionskosten zu minimieren. Nordamerika wird vorwiegend aus Lateinamerika und Japan von den Philippinen versorgt. Die europäischen Märkte werden hauptsächlich von den Überseegebieten der EU, den AKP-Staaten und Lateinamerika beliefert. Im Lauf der letzten fünfzig Jahre ist der Welthandel mit Bananen stark angestiegen, wobei die Realpreise für Bananen gesunken sind.

2.1.3 Import und Verbrauch

Der größte Teil der weltweiten Bananenproduktion (ca. 80%) wird in wenig entwickelten Volkswirtschaften von Subsistenz-Landwirten selbst konsumiert oder auf lokalen Märkten verkauft. Die übrigen ca. 20%, die den Weltmarkt erreichen, werden hauptsächlich von Industrienationen in Westeuropa, Nordamerika sowie Japan importiert. Die USA waren 1999 mit Netto-Einfuhren von ca. 3,9 Mio. t (30% des Welthandels) der weltweit größte Importeur von Bananen. Mit jährlichen Netto-Importen von 3,7 Mio. t (ca. 29% des Welthandels)⁵ ist die EU der zweitgrößte Importeur.

2.2 Der Europäische Bananenmarkt

2.2.1 Herkunft und Produktion

Die wichtigsten Bananenlieferanten der EU sind mit über 60% lateinamerikanische Länder wie Ecuador, Kolumbien und Costa Rica. Jeweils ca. 17% der in der EU konsumierten Bananen stammen aus heimischer Produktion und von Importen aus AKP-Staaten. Bei den AKP-Staaten sind die Elfenbeinküste, Kamerun und die Windward-

³ Siehe Hallam und Peston (1997), S. 5.

⁴ Siehe Hallam und Peston (1997), S. 20.

⁵ Berechnet aus den Netto-Importen der EU (1999: 3,10 Mio. t ohne Intra-EU-Handel) plus Einfuhren aus den EU Überseegebieten (1996: ca. 0,63 Mio. t, siehe Fußnote 2).

Inseln (Dominika, Grenada, St. Lucia, St. Vincent) die vorherrschenden Lieferanten (siehe Tabelle 1 und Tabelle 2). Die Bananenproduktion innerhalb der EU findet hauptsächlich in den Überseegebieten Guadeloupe, Martinique (Frankreich), Madeira (Portugal) und den Kanarischen Inseln (Spanien), aber auch in geringem Umfang in Griechenland (insbesondere auf Kreta) und Italien statt (siehe Tabelle 3).

Tabelle 1: Herkünfte der in der EU konsumierten Bananen 1996

Herkunft	Menge (1000 t)	Anteil (%)
EU (15)	684,6	17,3
Kanarische Inseln	319,8	8,1
Martinique	250,3	6,3
Guadeloupe	57,4	1,5
AKP	682,6	17,3
Elfenbeinküste	180,9	4,6
Kamerun	166,6	4,2
St. Lucia	106,7	2,7
St. Vincent	44,2	1,1
Dominika	39,3	1,0
Surinam	27,2	0,7
Somalia	25,1	0,6
Andere	2.581,9	65,4
Ecuador	673,8	17,1
Kolumbien	630,0	16,0
Costa Rica	586,3	14,8
Panama	308,9	7,8
Honduras	114,3	2,9
Guatemala	58,0	1,5
Nicaragua	12,6	0,3
Total	3.949,1	100,0

Quelle: ZMP (1998), S. 250; Europäische Kommission (1998)

Tabelle 2: Herkünfte der in der EU konsumierten Bananen 1989-1997 (1000 t)

Jahr	EU		AKP		Andere		Total
1989	738,9	22%	542,7	16%	2.043,2	61%	3.324,9
1990	737,5	20%	617,6	17%	2.367,1	64%	3.722,0
1991	699,5	18%	584,5	15%	2.652,5	67%	3.936,5
1992	705,8	17%	641,0	16%	2.770,0	67%	4.116,8
1993	643,7	16%	677,3	17%	2.630,5	67%	3.951,5
1994	584,6	16%	629,6	17%	2.547,4	68%	3.761,6
1995	658,2	17%	670,5	18%	2.480,4	65%	3.809,1
1996	684,6	17%	682,6	17%	2.581,9	65%	3.949,1
1997	810,5	20%	613,9	15%	2.541,8	64%	3.966,2

Quelle: Europäische Kommission (1998)

Tabelle 3: EU Bananenproduktion (1000 t)

Jahr	1961	1970	1980	1990	1995	1998
Spanien	315,3	420,7	475,2	416,3	376,7	410,2
Martinique	160,0	160,0	93,8	246,0	210,0	321,5
Guadeloupe	165,0	126,0	83,3	101,6	89,2	141,1
Portugal	33,8	33,8	33,5	45,6	40,0	40,0
Griechenland	0,7	1,4	2,0	7,2	5,8	5,0
Italien	0,7	0,9	0,1	0,4	0,4	0,4
EU insgesamt	675,5	742,8	687,9	817,1	722,1	918,2

Quelle: FAO

2.2.2 Verbrauch

In der ersten Hälfte der 80er Jahre lag der Pro-Kopf-Verbrauch von Bananen in der EU(12) relativ konstant bei ca. 6,5 kg/Jahr. Danach stieg er kontinuierlich an und erreichte Anfang der 1990er Jahre über 10 kg/Jahr. Nach 1996 verringerte sich der Konsum wieder auf ca. 8 kg/Jahr. Die Höhe des Pro-Kopf-Verbrauchs an Bananen variiert erheblich zwischen den EU-Mitgliedsstaaten (siehe Tabelle 4).

Tabelle 4: Pro-Kopf-Verbrauch an Bananen in der EU (kg/Jahr)

Jahr	80-84	85-89	90-94	1995	1996	1997	1998	1999
Belgien/Lux.	6,9	9,3	14,6	7,2	20,1	20,0	5,8	4,1
Dänemark	4,6	7,5	8,9	7,3	9,9	9,6	7,9	11,5
Frankreich	7,7	7,4	7,7	8,9	6,8	1,2	0,8	1,1
Deutschland*	6,9	9,1	14,3	14,3	13,6	11,1	9,9	9,8
Griechenland	0,3	1,7	3,9	1,9	4,8	5,4	5,1	6,3
Irland	5,7	6,5	8,6	9,1	9,1	9,6	9,2	8,9
Italien	5,1	6,3	8,1	8,5	7,9	7,2	6,3	6,5
Niederlande	6,8	7,8	8,2	7,2	3,4	1,3	3,0	8,3
Portugal	3,6	7,1	13,2	14,8	13,2	12,9	12,6	13,2
Spanien	10,6	9,4	8,8	9,5	8,6	9,6	8,9	8,9
VK	5,4	6,1	8,5	9,9	10,7	10,1	12,0	11,5
EU (12)	6,5	7,5	9,9	10,1	9,9	8,2	7,5	7,8
Finnland	8,1	11,0	13,9	11,8	10,6	11,1	10,6	11,8
Österreich	9,5	12,3	14,3	10,2	7,9	9,9	9,4	11,0
Schweden	8,2	12,5	16,9	15,8	14,5	15,1	16,6	18,3
EU (15)	6,7	7,8	10,2	10,3	10,0	8,4	7,8	8,1

* Gesamtdeutschland, vor 1990 BRD und DDR.

Quelle: FAO

Dabei ist es schwer, die Faktoren zu identifizieren, welche die nationalen Verbrauchsmengen beeinflussen.⁶ Vor Einführung der EU-Bananenmarktordnung im Jahr 1993 bestanden innerhalb der EU-Mitgliedsländer unterschiedliche Marktregeln.

⁶ Siehe Hallam und Peston (1997), S. 34.

lungen, die zu erheblichen Preisunterschieden führten. Allerdings können die damaligen Verbrauchsmengen nur teilweise durch die Preisdifferenz zwischen den Ländern mit ehemals hohen Preisen (UK, F, E, P, I, GR) und ehemals niedrigen Preisen (D, DK, NL, B, LUX, IRL) erklärt werden. Somit müssen auch weitere Faktoren wie z.B. Werbung, Produktqualität und Ernährungsgewohnheiten die Banannachfrage beeinflussen. Die nationalen Verbrauchsmengen⁷ nach der Einführung des Europäischen Binnenmarktes 1993 sollten nur vorsichtig interpretiert werden, da aufgrund des Wegfalls sämtlicher innergemeinschaftlicher Grenzkontrollen keine exakten Aufzeichnungen des Intra-EU-Handels mehr möglich sind.

2.3 Der deutsche Bananenmarkt

2.3.1 Importe und Distribution

Deutschland war 1999 mit einer Netto-Importmenge von ca. 865.000 t der größte Bananenimporteur in der EU und nach den USA und Japan der drittgrößte einzelstaatliche Importeur weltweit. Vor Einführung der EU Bananenmarktordnung 1993 wurde der deutsche Bananenmarkt fast ausschließlich mit sogenannten „Dollar-Bananen“ aus Lateinamerika versorgt. Die Herkunftsländer mit höheren Produktionskosten waren auf dem deutschen Bananenmarkt nicht konkurrenzfähig, weil Deutschland im Gegensatz zu anderen EU-Ländern keinen Einfuhrzoll erhob, so dass es keine Einfuhrpräferenzen für diese Länder geben konnte. Zwischen Importeuren, Reifern, Großhändlern und dem Einzelhandel herrschen vertikale Integration und intensive vertragliche Bindungen vor. Insbesondere im Bereich der Importeure und Reifer liegt eine hohe Marktkonzentration vor. Die drei Unternehmen United Brand (Chiquita), Standard Fruit (Dole) und Noboa halten zusammen einen Marktanteil von 72% des deutschen Bananenmarktes.⁸ DEODHAR und SHELDON schlossen aus ihren Untersuchungen, dass auf dem deutschen Import-Markt für Bananen keine vollständige Konkurrenz herrscht, sondern die Firmen Cournot-Nash-Verhalten zeigen und somit Preise oberhalb der Grenzkosten verlangen.⁹ Andere Autoren behaupten, dass Chiquita die Preisführerschaft bei der Festsetzung des wöchentlichen Im-

⁷ z.B. die extrem niedrigen Werte in Frankreich 1997-1999 und in den Niederlanden 1997-1998 sowie die extrem hohen Werte in Belgien/Luxemburg 1996-1997.

⁸ Siehe Deodhar und Sheldon (1995), S. 338.

⁹ Siehe Deodhar und Sheldon (1995), S. 345-346.

portpreises innehat.¹⁰ Dagegen stellte WEISS (vor Einführung der EU Bananenmarktordnung) eine hohe Preistransmissionselastizität vom Weltmarkt zur Verbraucherebene fest und folgerte, dass dort trotz der wenigen Importeure ein starker Wettbewerb bestünde.¹¹

2.3.2 Verbrauch

Bananen gehören mit Äpfeln und Zitrusfrüchten zum beliebtesten Obst in Deutschland (Abbildung 1). Der Pro-Kopf-Verbrauch von Bananen ist von weniger als 7 kg/Jahr Anfang der 1980er Jahre auf ca. 16 kg/Jahr Anfang der 1990er Jahre angestiegen. Hierfür gibt es zusätzlich zu dem normalen europäischen Aufwärtstrend noch zwei weitere Gründe: Erstens haben die Bananenimporteure Anfang der 1990er Jahre die Kontingentsregelung der 1993 eingeführten EU Bananenmarktordnung¹² vorhergesehen und durch niedrige Preise und Werbung versucht, so viele Bananen wie möglich zu verkaufen, um einen möglichst großen Anteil des Kontingentes zugeteilt zu bekommen. Zweitens hatten die ostdeutschen Verbraucher nach Öffnung der innerdeutschen Grenze einen Nachholbedarf an Bananen, so dass der Pro-Kopf-Verbrauch dort bis auf über 20 kg/Jahr anstieg (Tabelle 5). Aufgrund der Normalisierung dieser beiden Gegebenheiten und wohl auch wegen der höheren Preise infolge der EU Bananenmarktordnung sank der Pro-Kopf-Verbrauch in der zweiten Hälfte der 1990er Jahre wieder auf unter 10 kg/Jahr. Die Verteilung des Bananenkonsums auf verschiedene Altersklassen wurde 1987 innerhalb einer groß angelegte Haushaltsstichprobe („Nationale Verzehrsstudie“) untersucht. Es zeigte sich, dass der Bananenverbrauch kaum vom Alter abhängt (Tabelle 6).

Tabelle 5: Pro-Kopf-Verbrauch von Bananen in West- und Ostdeutschland (kg/Jahr)

Jahr	1988	1989	1990	1991	1992	1993
Gesamt	---	---	14,4	16,2	16,4	14,4
West	---	13,5	13,5	14,6	14,9	---
Ost	3,1	3,9	18,1	22,5	21,5	---

Quelle: CIRAD (1993), zitiert in: HALLAM und PESTON (1997)

¹⁰ z.B. Behr und Ellinger (1993), S. 12 und Herrmann und Sexton (1999), S. 3.

¹¹ Siehe Weiß (1995), S. 165.

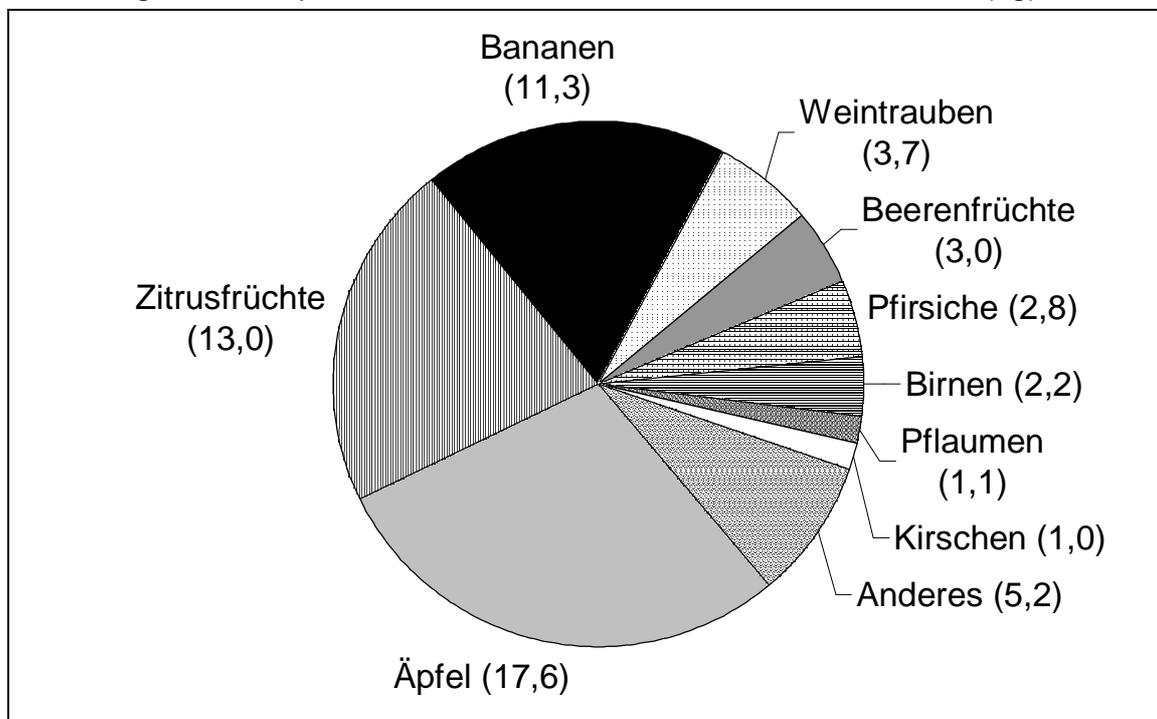
¹² Die europäische Bananenpolitik ist ausführlich in Kapitel 3 beschrieben.

Tabelle 6: Pro-Kopf-Verbrauch von Bananen in Abhängigkeit vom Alter, 1987

Alter	14 - 18	19 - 24	25 - 50	51 - 64	> 64
Gramm/Tag	37,9	43,3	38,9	38,2	39,0

Quelle: Röder (1998), zitiert in: HERRMANN und SEXTON (1999)

Abbildung 1: Pro-Kopf-Verbrauch von Obst in Deutschland 1997/98 (kg)



Quelle: ZMP: ZMP-Bilanz Obst 1998, S. 22

2.3.3 Frühere Nachfrageanalysen

Seit Ende der 1980er Jahre und somit dem Beginn des Streites um die Ausgestaltung einer einheitlichen EU Bananenmarktordnung (siehe Kapitel 3) ist der deutsche Bananenmarkt und die Nachfrage nach Bananen in Deutschland ein beliebtes Forschungsobjekt (Tabelle 7). Da wegen des Wegfalls sämtlicher Grenzkontrollen im Zuge der Einführung des Europäischen Binnenmarktes die nationalen Import- und Verbrauchsmengen nur noch geschätzt werden können, benutzen die meisten Autoren für ihre Nachfrageanalysen nur Daten bis zum Jahr 1992. Eine Ausnahme hiervon bilden BADINGER et al. (2001), die Daten bis zum Jahr 1998 verwenden. Alle Untersuchungen basieren auf Jahresdaten und wurden mit linearen, log-linearen oder doppelt-logarithmischen Modellen durchgeführt. Die ermittelten Eigenpreiselastizitäten der Banannachfrage variieren stark und liegen zwischen $-0,29$ und $-1,08$, wobei allerdings viele dieser Werte nicht signifikant von Null verschieden sind. Die Ergebnisse der Kreuzpreiselastizitäten variieren zwischen den Analysen. Während

WEGNER (1989) eine signifikante Kreuzpreiselastizität in Bezug auf den Orangenpreis ermittelte, stellten WEISS (1995) und HERRMANN (1996) signifikante Kreuzpreiselastizitäten in Bezug auf den Apfelpreis fest. Dagegen konnten HERRMANN und SEXTON (1999) dies nicht bestätigen und DEODHAR und SHELDON (1995) nahmen sogar a priori an, dass sämtliche Kreuzpreiselastizitäten sehr gering oder sogar Null seien¹³. Da HERRMANN (1999) für die Zeiträume 1960-72 und 1960-92 signifikante Kreuzpreiselastizitäten fand, aber nicht für den Zeitraum 1977-92, führte er die unterschiedlichen Ergebnisse darauf zurück, dass sich die Substitutionsbeziehungen im Laufe der Zeit durch eine zunehmende Vielfalt an Obstarten abgeschwächt hätten.¹⁴ Auch die Ergebnisse der Einkommenselastizitäten variieren erheblich. Während WEISS (1995) sowie HERRMANN und SEXTON (1999) sehr hohe und hoch signifikante Werte ermittelten, stellten DEODHAR und SHELDON (1995) sowie HERRMANN (1996) keinen signifikanten Einfluss des Einkommens fest.

Tabelle 7: Frühere Analysen der Bananennachfrage in Deutschland

Autor(en)	Zeit- raum	Stufe	Elastizität in Bezug auf			
			Preis v. Bananen	Preis v. Äpfeln	Preis v. Orangen	Ein- kommen
WEGNER ¹	1970-85	Import	-0,29	---	1,06**	---
DEODHAR/SHELDON ²	1970-92	Verbr.	(-0,32**)	---	---	n.s.
WEISS ³	1970-92	Verbr.	-0,42	0,33*	---	1,61**
WEISS ³	1970-92	Import	-0,34	0,35*	---	1,41**
HERRMANN ⁴	1960-92	Import	-0,36/ -0,41*	0,18*/ 0,19*	---	-0,07/ 0,80
HERRMANN/SEXTON ⁵	1977-92	Import	-0,55**	n.s.	---	1,01***
BADINGER et al. ⁶	1983-98	Import	-1,08**	---	---	---

*, ** und *** bedeuten ein Signifikanzniveau von 0,05, 0,01 bzw. 0,001, n.s. bedeutet nicht signifikant. - ¹Wegner (1989), S. 268; Elastizitäten abgeleitet aus dem semi-logarithmischen Modell durch Multiplikation der Koeffizienten mit den durchschnittlichen Realpreisen (S. 309). - ²Deodhar und Sheldon (1995), S. 344; der Wert gibt nicht die Elastizität, sondern die Steigung der Nachfragekurve ($\partial Q/\partial P$ in 1000 t²/DM) an, da die durchschnittlichen Preise und Mengen, die zur Berechnung der Nachfrageelastizität dieses lineares Modell notwendig wären, nicht angegeben wurden. - ³Weiss (1995), S. 162. - ⁴Herrmann (1996), S. 10 u. 23; die Elastizitäten variieren abhängig von der Modellspezifikation im angegebenen Bereich. - ⁵Herrmann und Sexton (1999), S.13 und Herrmann (1999), S.77, jeweils Modell 3; die Eigenpreis- und Einkommenselastizität dieses linearen Modells sind dort angegeben, aber nicht die (nicht signifikante) Kreuzpreiselastizität bezüglich des Apfelpreises. - ⁶Badinger et al. (2001), S. 61.

Quelle: eigene Zusammenstellung

¹³ Siehe Deodhar und Sheldon (1995), S. 343.

¹⁴ Siehe Herrmann (1999), S. 79.

3 Die europäische Bananenpolitik

Da staatliche Marktregelungen einen starken Einfluss auf den europäischen und deutschen Bananenmarkt und somit auch auf die Nachfrage ausüben, wird zunächst ein Überblick über die europäische Bananenpolitik gegeben.

3.1 Die nationalen Politiken vor 1993

Da schon bei der Gründung der Europäischen Wirtschafts-Gemeinschaft keine Einigung über eine gemeinsame Bananenpolitik erreicht werden konnte, sahen bereits die Römischen Verträge von 1957 vor, dass die einzelnen Mitgliedsstaaten ihre Regelungen bezüglich des Bananenmarktes selbst bestimmen können. Deshalb gab es in der EU vor Inkrafttreten der Gemeinsamen Marktordnung für Bananen im Jahr 1993, die durch die Einführung des EU-Binnenmarktes notwendig geworden war, eine Vielzahl von verschiedenen nationalen Marktregelungen. Diese Marktregelungen können allerdings in zwei Gruppen eingeteilt werden: relativ freie Märkte und geschützte Märkte.

3.1.1 Länder mit relativ freien Märkten

Bananenimporte nach Belgien, Dänemark, Deutschland, Irland, Luxemburg und in die Niederlande unterlagen keinen quantitativen Beschränkungen. Während Deutschland in einem Zusatzprotokoll der Römischen Verträge¹⁵ ein ausreichendes Kontingent zur zollfreien Einfuhr von Bananen zugesagt wurde, erhoben jene anderen Länder den gemeinsamen Außenzoll der EU für Bananen in Höhe von 20% des Warenwertes. Dieser wurde jedoch nicht auf Einfuhren aus EU-Staaten und nach Inkrafttreten des Lomé-Abkommens von 1975 auch nicht auf Einfuhren aus AKP-Staaten angewendet. Diese relativ freien Märkte wurden fast ausschließlich mit Bananen aus Lateinamerika, den sogenannten „Dollar-Bananen“, versorgt.

Die Länder Finnland, Schweden und Österreich gehörten bis zu ihrem EU-Beitritt 1995 auch zu dieser Gruppe. Schweden und Österreich sahen keine Importzölle für Bananen vor. Finnland hatte zwar offiziell einen ca. 10%igen Importzoll für Bananen, erhob diesen aber in den Jahren vor dem EU-Beitritt nicht.¹⁶

¹⁵ Protokoll Nr. 6 im Anhang der Römischen Verträge.

¹⁶ Badinger et al. (2001), S. 4.

3.1.2 Länder mit geschützten Märkten

Frankreich, Griechenland, Italien, Portugal, Spanien und das Vereinigte Königreich reservierten ihre Märkte hauptsächlich für die inländische Produktion und Importe aus assoziierten Staaten. Spanien reservierte seinen Bananenmarkt fast ausschließlich für die einheimischen Produzenten auf den Kanarischen Inseln. Griechenland und Portugal schützten ihre einheimischen Produzenten auf Kreta bzw. Madeira durch hohe Importzölle bzw. durch Importkontingente. Frankreich sicherte zwei Drittel seines Marktes seinen beiden überseeischen Gebieten Martinique und Guadeloupe (DOMs¹⁷) und ein Drittel seinen ehemaligen afrikanischen Kolonien, insbesondere Kamerun und Elfenbeinküste. Italien erlaubte freien Zugang von Bananen aus der EU, AKP-Staaten und seiner früheren Kolonie Somalia, während alle anderen Einfuhren Importkontingenten und dem gemeinsamen Außenzoll der EU (20%) unterlagen. Das Vereinigte Königreich bevorzugte Produzenten aus dem Commonwealth wie z.B. den Windward-Inseln (Dominika, Grenada, St. Lucia sowie St. Vincent und die Grenadinen), Jamaika, Belize und Surinam. Genauso wie in Italien unterlagen alle anderen Einfuhren in das Vereinigte Königreich Importkontingenten und dem gemeinsamen Außenzoll der EU.

3.2 Die Gemeinsame Marktordnung für Bananen

Die Einführung des Europäischen Binnenmarktes zum 1.1.1993 bedeutete die Aufgabe sämtlicher innergemeinschaftlicher Handelsbarrieren. Daher mussten auch die verschiedenen nationalen Regelungen des Bananenmarktes durch eine Gemeinsame Bananenmarktordnung ersetzt werden. Diese wurde wegen der unterschiedlichen Interessenlagen der Mitgliedsländer lange und kontrovers diskutiert. Während die Staaten mit geschützten Märkten ihre heimischen Produzenten und die Produzenten in assoziierten Staaten weiter subventionieren wollten, wollten die anderen Staaten einen starken Anstieg ihrer Verbraucherpreise verhindern. Schließlich wurde im Februar 1993 eine Gemeinsame Marktordnung beschlossen (Verordnung 404/93). Diese trat am 1.7.1993 in Kraft und enthielt die in den folgenden Abschnitten dargestellten Elemente.

¹⁷ Département D'Outre Mer

3.2.1 Subventionen für EU-Produzenten

EU-Produzenten (inkl. überseeische Gebiete) erhalten Preisausgleichszahlungen in Höhe der Differenz zwischen dem jeweiligen Marktpreis und einem historischen Referenzpreis. Diese sind allerdings für jede Produktionsregion auf eine bestimmte Produktionsmenge begrenzt, die EU-weit 854.000 t entspricht. Kleinbauern können eine einmalige Produktionsaufgabepremie in Höhe von 1000 ECU/ha erhalten. Weiterhin wird die Gründung von Erzeugerorganisationen durch eine Startbeihilfe unterstützt, um so durch eine effizientere Vermarktung die Wettbewerbsfähigkeit von EU-Bananen zu erhöhen.

3.2.2 Importkontingente

Zur Unterstützung der Bananenproduzenten in zwölf AKP-Länder, die bereits vor Einführung der EU-Bananenmarktordnung durch nationale Marktregelungen subventioniert wurden, enthält die EU-Bananenmarktordnung ein Kontingent zum zollfreien Import von Bananen aus diesen Staaten. Innerhalb dieses Kontingents für sogenannte traditionelle AKP-Einfuhren wurden zwölf AKP-Staaten jeweils nationale Kontingente zugewiesen, deren Höhe sich nach dem jeweilig höchsten Importergebnis der letzten Jahre richtete. Insgesamt umfasst es 857.700 t pro Jahr¹⁸. Alle anderen Importe, sogenannte nicht-traditionelle Einfuhren aus AKP-Staaten und Importe aus Drittländern unterliegen einem gemeinsamen Zollkontingent von 2 Mio. t jährlich. Innerhalb dieses Kontingents können Bananen aus AKP-Staaten zollfrei und Drittlands-Bananen mit einem Zoll von 100 („grünen“) ECU/t eingeführt werden. Auf Importe außerhalb des Kontingents werden prohibitiv hohe Zollsätze in Höhe von 750 bzw. 850 ECU/t erhoben¹⁹.

Das Kontingent für Drittlands- und nicht-traditionelle AKP-Bananen wurde auf drei Gruppen von Marktbeteiligten aufgeteilt: Händler von Drittlands- und nicht-traditionellen AKP-Bananen erhielten 66,5% (A-Lizenzen), Händler von EU- und tra-

¹⁸ Die 12 AKP-Länder erhielten folgende nationale Importkontingente: Belize 40.000 t, Cape Verde 4.800 t, Dominika 71.000 t, Elfenbeinküste 155.000 t, Grenada 14.000 t, Jamaika 105.000 t, Kamerun 155.000 t, Madagaskar 5.900 t, Somalia 60.000 t, St. Lucia 127.000 t, St. Vincent und die Grenadinen 82.000 t, Surinam 38.000 t.

¹⁹ Beide Zollsätze für Importe außerhalb des Zollkontingents wurden im Zuge der in der GATT Uruguay-Runde vereinbarten Zollsenkung schrittweise reduziert, bleiben aber noch prohibitiv hoch.

ditionellen AKP-Bananen erhielten 30% (B-Lizenzen)²⁰ und Neueinsteiger im Banan Handel erhielten 3,5% des Kontingents (C-Lizenzen). Die A- und B-Lizenzen wurden weiter auf drei unterschiedliche Akteure aufgeteilt: Primäre Importeure²¹ erhielten 57%, sekundäre Importeure²² 15% und Reifer²³ 28% dieser Lizenzen. Die Vergabe der A- und B-Lizenzen an die einzelnen Unternehmen erfolgte innerhalb jeder dieser sechs Kategorien auf Grundlage von historischen Importmengen.

3.3 Änderungen der Gemeinsamen Marktordnung

Seit dem Inkrafttreten der Bananenmarktordnung wurde diese schon mehrfach geändert. Die wichtigsten Änderungen sind im folgenden dargestellt:

3.3.1 Das Rahmenabkommen

Anlässlich einer Beschwerde von fünf lateinamerikanischen Staaten (Costa Rica, Guatemala, Kolumbien, Nicaragua, Venezuela) gegen die EU Bananenmarktordnung im Mai 1993 entschied das GATT-Panel schon im Januar 1994, dass diese nicht kompatibel mit den GATT-Prinzipien sei. Dieser Panel-Bericht wurde zwar formal nicht angenommen, doch im Zuge der Verhandlungen zur Uruguay-Runde des GATT erreichte die EU mit vier dieser Staaten (Costa Rica, Kolumbien, Nicaragua, Venezuela) eine Einigung. Dieses sogenannte Rahmenabkommen (Verordnung des Rates 3290/94) enthielt folgende Hauptelemente:

- Das jährliche Zollkontingent für Drittlands- und nicht-traditionelle AKP-Bananen wurde für 1994 auf 2,1 Mio. t und ab 1995 auf 2,2 Mio. t erhöht.
- Die Höhe des Zollsatzes innerhalb dieses Importkontingents wurde von 100 „grüne“ ECU/t auf 75 „normale“ ECU/t verringert²⁴.

²⁰ Die B-Lizenzen wurden von der EU geschaffen, um ein Teil der Kontingentsrenten an Händler von EU- und traditionellen AKP-Bananen zu vergeben. Dies sollte neben der Subventionierung von in der EU ansässigen Unternehmen auch den Handel mit EU- und traditionellen AKP-Bananen attraktiver gestalten.

²¹ Primäre Importeure kaufen die grünen Bananen in den Produktionsländern und verschiffen sie von dort in die EU.

²² Sekundäre Importeure sind diejenigen Händler, welche die Bananen bei der Einfuhr in die EU verzollen.

²³ Reifer kaufen bereits in die EU importierte grüne Bananen, lassen diese reifen und verkaufen anschließend die jetzt gelben Bananen wieder.

²⁴ Dies entspricht einer Verringerung um fast 40% (Thagesen und Matthews (1997), S. 620).

- Den vier beteiligten lateinamerikanischen Staaten wurden länderspezifische Anteile dieses Importkontingents zugeteilt (zusammen 49,4%).
- Innerhalb des Importkontingents für nicht-traditionelle AKP-Einfuhren und Drittlandsimporte wurden einigen AKP-Staaten (insbesondere Belize, Dominikanische Republik, Elfenbeinküste und Kamerun) länderspezifische Importmengen (zusammen 90.000 t) garantiert.
- Diese Staaten versprachen, sich bis 2003 nicht mehr bei der WTO über die EU Bananenmarktordnung zu beschweren.

3.3.2 Die EU-Erweiterung 1995

Im Zuge der EU-Erweiterung 1995 um Finnland, Österreich und Schweden wurde das jährliche Zollkontingent für Drittlands- und nichttraditionelle AKP-Bananen um weitere 353.000 t auf nun 2,553 Mio. t erhöht. Diese Menge entsprach den jährlichen Bananenimporten dieser drei Staaten.

3.3.3 Das WTO-Verfahren 1995 bis 1997

Im September 1995 beantragte die USA unterstützt durch Guatemala, Honduras und Mexiko und seit Februar 1996 auch durch Ecuador ein WTO-Verfahren gegen die EU Bananenmarktordnung. Da der Streit bei Verhandlungen dieser Länder mit der EU nicht beigelegt werden konnte, wurde ein Streitschlichtungsgremium („Dispute Settlement Body“, DSB) eingesetzt. In seinem im April 1997 vorgelegten Abschlussbericht stellte das Streitschlichtungsgremium fest, dass die EU Bananenmarktordnung unvereinbar mit dem GATT und GATS sei. Zwar legte die EU gegen diesen Bericht Berufung ein, doch der Berufungsausschuss („Appellate Body“) bestätigte diesen im September 1997, und die EU wurde daraufhin aufgefordert, ihre Bananenmarktordnung bis zum 1. Januar 1999 in Übereinstimmung mit dem Allgemeinen Zoll- und Handelsabkommen (General Agreement on Tariffs and Trade, GATT) und dem Allgemeinen Abkommen für Handel in Dienstleistungen (General Agreement on Trade in Services, GATS) zu bringen. Daraufhin änderte die EU die Bananenmarktordnung folgendermaßen (Verordnungen des Rates 1637/98 und 2362/98):

- Bei der Lizenzvergabe wurde sowohl die Aufteilung in A- und B-Lizenzen als auch die Unterscheidung in verschiedene Akteure (primäre Importeure, sekundäre Importeure, Reifer) abgeschafft, und es wurde eine einheitliche Lizenzverteilung für alle Händler und Akteure eingeführt, wobei 8% des Kontingents für Neueinsteiger reserviert wurde.
- Den vier wichtigsten Bananenlieferanten wurden nationale Kontingente des Zollkontingents für Drittlands- und nicht-traditionelle AKP-Bananen zugeteilt: Ecuador (26,17%), Costa Rica (25,61%), Kolumbien (23,03%) und Panama (15,76%).
- Die Aufteilung des Importkontingents für traditionelle AKP-Einfuhren auf die einzelnen 12 AKP-Länder wurde aufgegeben und stattdessen die Einzelkontingente in ein gemeinsames Kontingent umgewandelt.
- AKP-Bananen dürfen innerhalb des Kontingents für Drittlands- und nicht-traditionelle AKP-Einfuhren nur noch bis zu einer jährlichen Importmenge von 90.000 t zollfrei importiert werden. Darüber hinaus gehende Lieferungen unterliegen dem gleichen Zollsatz wie Drittlands-Einfuhren (75 ECU/t).

3.3.4 Das WTO-Verfahren 1999

Während die EU-Kommission die veränderte Bananenmarktordnung für WTO-konform hielt, waren die USA und die lateinamerikanischen Staaten nicht dieser Meinung. Daraufhin kündigte die USA an, Einfuhren bestimmter EU-Produkte im Wert von 520 Mio. US\$ mit Strafzöllen zu belegen. In diesem Streitfall wurde im Januar 1999 von Ecuador und der EU selbst ein WTO-Verfahren beantragt. Anlässlich dieses Antrags befand das Streitschlichtungsgremium im April 1999, dass einige Elemente der EU-Bananenmarktordnung weiterhin den Prinzipien des GATT und GATS widersprächen. Ferner wurde den USA erlaubt, Strafzölle auf EU-Importe im Wert von 191,4 Mio. US\$ zu erheben.

3.3.5 Die Einigung im April 2001

Nach jahrelangem Streit erreichte die EU schließlich im April 2001 eine Einigung mit den USA und Ecuador. Im Rahmen dieser Einigung verpflichtete sich die EU, spätestens zum 1. Januar 2006 ein reines Zollsystem für Bananenimporte einzuführen und eine Übergangsregelung mit verbesserten Bedingungen für lateinamerikanische Exporteure und US-amerikanische Handelsfirmen zu implementieren. Im Gegenzug

verpflichtete sich die USA, die Strafzölle auf bestimmte EU-Produkte einzustellen. Diese Übergangsregelung trat zum 1. Juli 2001 in Kraft und enthielt folgende Hauptelemente (Verordnung der Kommission 896/2001):

- Die länderspezifische Zuteilung des Kontingents für Drittlands- und nicht-traditionelle AKP-Importe wurde aufgegeben.
- 83% der Importlizenzen werden auf Basis von historischen Importmengen an die Handelsunternehmen verteilt, und 17% der Lizenzen werden für Neueinsteiger reserviert.
- In einer zweiten Phase soll das Importkontingent für Drittlands- und nicht-traditionelle AKP-Bananen um 100.000 t auf 2,653 Mio. t erhöht werden, während das Kontingent für traditionelle AKP-Bananen um etwa gleiche Menge auf 750.000 t gekürzt werden soll.

3.4 Theoretische Betrachtung eines Zollkontingents

Die ökonomischen Auswirkungen eines Zollkontingents, welches das wichtigste Instrument der EU Bananenmarktordnung darstellt, werden im folgenden Abschnitt theoretisch dargestellt. Zur Vereinfachung werden die EU-Produktion und die traditionellen AKP-Importe nicht berücksichtigt. Diese Vereinfachung ist angemessen, denn es kann angenommen werden, dass die in der EU produzierte Menge wegen der Preisausgleichszahlungen und die Höhe der traditionellen AKP-Einfuhren aufgrund ihres Importkontingents nicht durch den EU-Preis oder die Höhe der weiteren Importe beeinflusst werden. Bei der Analyse werden vier Gruppen von Akteuren unterschieden: EU-Konsumenten, die EU als Organisation, Drittlands-Produzenten und Händler. Die ökonomischen Auswirkungen auf diese drei Gruppen sollen anhand der Wohlfahrtsmaße Konsumentenrente, Produzentenrente und Kontingentsrente analysiert werden. Bei der Betrachtung der Auswirkungen wird zunächst von einem vereinfachten Szenario A (kleines Land, vollkommener Wettbewerb) und später von einem realitätsnäheren Szenario B (großes Land, Marktmacht) ausgegangen.

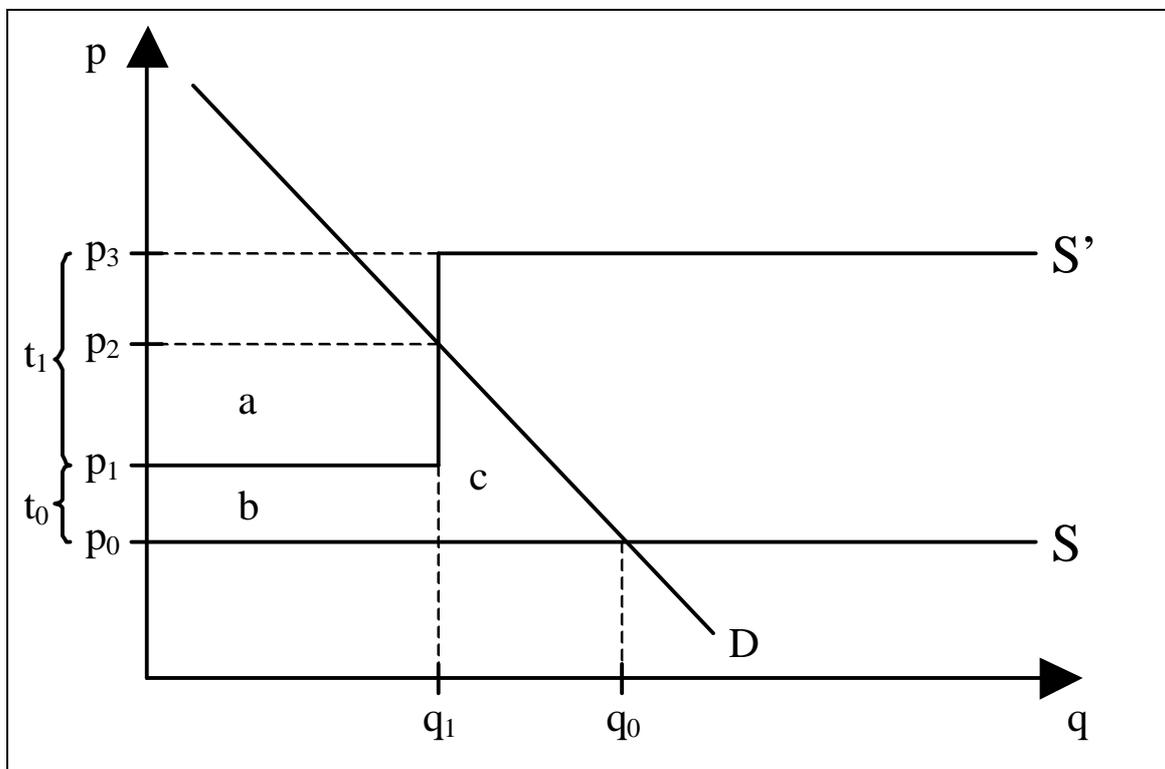
3.4.1 Annahmen: Kleines Land und vollkommener Wettbewerb

In diesem Abschnitt werden zunächst die Annahmen getroffen, dass erstens die EU bei Bananenimporten im Sinne der Außenhandelstheorie ein kleines Land sei und zweitens auf dem Bananenmarkt vollkommene Konkurrenz herrsche. Die ökonomi-

schen Auswirkungen eines Zollkontingents unter diesen Annahmen sind in Abbildung 2 graphisch dargestellt. Die erste Annahme bedeutet, dass die Höhe der EU Importe den Import- bzw. Weltmarktpreis nicht beeinflusst und somit die Angebotskurve (S) waagrecht verläuft. Die Annahme vollkommener Konkurrenz besagt, dass weder Anbieter noch Nachfrager Marktmacht haben und sich somit der Preis und die Importmenge aus dem Schnittpunkt von Exportangebots- (S) und Importnachfragefunktion (D) ergibt. Daraus ergibt sich, dass bei Freihandel die EU die Menge q_0 zu einem Preis von p_0 importieren würde.

Die Einführung eines Zollkontingents in der Höhe von q_1 mit einem Zoll von t_0 innerhalb des Kontingents und einem prohibitiv hohen Zoll von t_0+t_1 außerhalb des Kontingents verschiebt die Angebotskurve von S nach S'. Der Bruch der Angebotskurve S' bei q_1 entsteht dadurch, dass die Bananen jeweils zu dem Importpreis zuzüglich des Zolls angeboten werden. Dies bedeutet unterhalb dieses Kontingents ein Angebotspreis von $p_1=p_0+t_0$ und oberhalb dieser Menge ein Preis von $p_3=p_0+t_0+t_1$. In dem in der Abbildung 2 beschriebenen Fall wird die Importmenge auf die Höhe des Importkontingents (q_1) begrenzt und der Preis innerhalb der EU auf p_2 erhöht.

Abbildung 2: Ökonomische Auswirkungen eines Zollkontingents (Szenario A)



Quelle: Herrmann (1996), S. 8

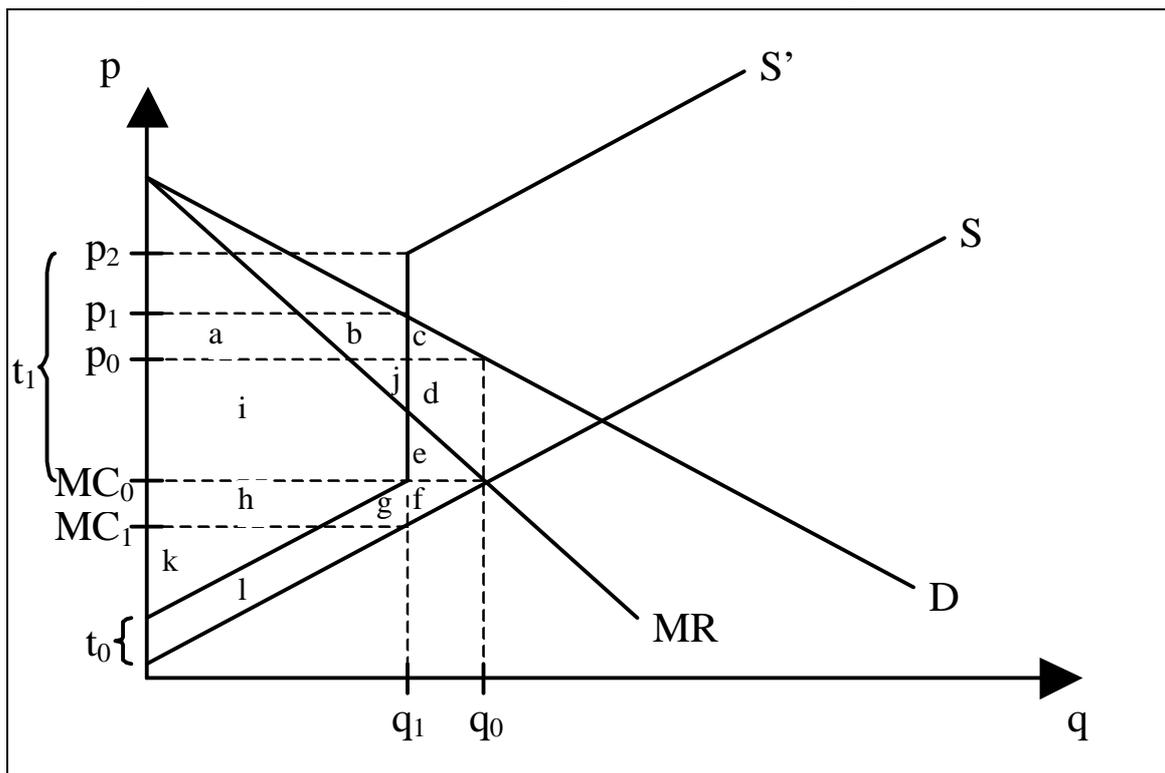
Dadurch entstehen folgende Wohlfahrtseffekte: Die Konsumenten verlieren durch die erhöhten Preise und die geringere Menge die Fläche $a+b+c$ als Konsumentenrente. Dem EU-Budget fließen Zolleinnahmen in Höhe der Fläche b zu, dem Produkt aus Importmenge (q_1) und Zoll (t_0). Die Inhaber der Importlizenzen gewinnen die Fläche a , dem Produkt von Importmenge (q_1) und der Differenz zwischen EU-Preis (p_2) und Importpreis ($p_1=p_0+t_0$), als Kontingentsrente. Wenn die Lizenzen nicht den Produzenten, sondern den Händlern zugeteilt werden, ergeben sich für erstere im Vergleich zum Freihandel keine Änderungen durch die EU-Politik, da die Höhe der EU-Importe annahmegemäß keine Auswirkungen auf die Weltmarkt- bzw. Produzentenpreise hat. Insgesamt entsteht ein Wohlfahrtsverlust in Höhe der Fläche c .

3.4.2 Annahmen: Großes Land und Marktmacht

Da die EU erstens der weltweit zweitgrößte Bananenimporteur ist und zweitens auf dem Weltmarkt sowie auf dem europäischen Bananenmarkt eine hohe Marktkonzentration vorliegt²⁵, werden die beiden vereinfachenden Annahmen „kleines Land“ und „vollkommener Wettbewerb“ aufgegeben. Die ökonomischen Auswirkungen eines Zollkontingents ohne diese Annahmen ist in Abbildung 3 graphisch dargestellt. Die Exportangebotskurve (S) hat in diesem Szenario eine positive Steigung, weil die Höhe der EU-Importe einen Einfluss auf den Import- bzw. Weltmarktpreis ausübt. Wegen der Marktmacht auf der Angebotsseite liegt ein Gleichgewicht vor, wenn die aggregierten Grenzerlöse (MR) den aggregierten Grenzkosten (= Exportangebotskurve, S) entsprechen. Dabei verläuft die aggregierte Grenzerlöskurve flacher als im Fall eines Monopols, da es sich nicht um einen einzigen Anbieter, sondern um ein Oligopol handelt.²⁶ Bei Freihandel bieten die Anbieter folglich die Menge q_0 an und verlangen den Preis p_0 . Da dieser Preis oberhalb der Grenzkosten liegt, entsteht für die Anbieter wegen ihrer Marktmacht eine Oligopolrente in Höhe der Fläche $d+e+i+j$. Entsprechend den Ausführungen im vorherigen Abschnitt verschiebt sich die Angebotskurve durch die Einführung eines Zollkontingents von S nach S' . Hierdurch wird die Importmenge von q_0 auf q_1 reduziert, der EU-Preis steigt von p_0 auf p_1 , und der Weltmarktpreis bzw. die Grenzkosten sinken von MC_0 auf MC_1 .

²⁵ Siehe Kapitel 2.

²⁶ Siehe Herrmann und Sexton (1999), S. 57.

Abbildung 3: Ökonomische Auswirkungen eines Zollkontingents (Szenario B)²⁷

Quelle: Herrmann und Sexton (1999), S. 59.

In diesem Szenario entstehen folgende Wohlfahrtseffekte: Die Verbraucher verlieren die Fläche $a+b+c$ an Konsumentenrente und die EU erhält die Fläche $g+h$ als Zolleinnahmen. Die Produzenten verlieren die Fläche $f+g+h$ an Produzentenrente, da sie eine geringere Menge produzieren und einen niedrigeren Preis erhalten. Da die Menge jetzt durch das Kontingent stärker begrenzt wird als vorher durch die Marktmacht der Händler, entsteht für sie keine Oligopolrente mehr. Stattdessen erhalten die Inhaber der Importlizenzen eine Kontingentsrente in Höhe der Fläche $a+b+i+j$. Die Zuteilung der Kontingente hat somit durch die hiermit verbundene Zuteilung der Kontingentsrenten starke Wohlfahrtseffekt. Wenn die Händler die Importlizenzen innehaben, verlieren sie somit aufgrund der geringeren Handelsmenge die Fläche $d+e$ und gewinnen aufgrund der höheren Verkaufspreise die Fläche $a+b$. Wenn die Importlizenzen aber den Produzenten zugeteilt werden, verlieren die Händler ihre gesamte Oligopolrente $(d+e+i+j)$ und die Produzenten haben eine Wohlfahrtsänderung in Höhe von $a+b+i+j-f-g-h$. Händler und Produzenten als Aggregat haben somit in

²⁷ Die Grenzkosten vor Einführung des Zollkontingents (MC_0) müssen nicht zwangsläufig wie in dieser Abbildung genau den Grenzkosten nach Einführung des Zollkontingents zuzüglich des Zolls (MC_1+t_0) entsprechen. Dieses ist hier so dargestellt, da es die Abbildung durch Vermeidung weiterer Linien übersichtlicher macht.

jeden Fall eine Wohlfahrtsänderung in Höhe von $a+b-d-e-f-g-h$ ²⁸. Die politikbedingte Verringerung der gesamten Wohlfahrt in Höhe von $c+d+e+f$ hängt nicht von der Lizenzverteilung ab.²⁹

Es kann zusammenfassend gesagt werden, dass in jedem Fall die EU-Verbraucher durch geringere Verbrauchsmengen und höhere Verbraucherpreise Wohlfahrtsverluste erleiden, die Organisation der EU zusätzliche Zolleinnahmen erhält, die Inhaber der Importlizenzen (seien es Händler oder Produzenten) die Kontingentsrenten gewinnen und gesamtwirtschaftliche Wohlfahrtsverluste entstehen. Dadurch, dass die EU als großes Land einen Einfluss auf den Weltmarkt hat, erleiden zusätzlich noch die Drittlands-Produzenten durch geringere Produktionsmengen und Erzeugerpreise Wohlfahrtsverluste. Unter der Annahme, dass auf dem Weltmarkt und dem europäischen Markt für Bananen kein vollkommener Wettbewerb herrscht, verlieren die Händler durch die Kontingentierung der Importe ihre Oligopolrenten.

3.5 Bewertung der EU-Bananenmarktordnung

Die ökonomischen Auswirkungen der EU-Bananenmarktordnung sind schon vielfach untersucht worden.³⁰ Im Folgenden soll ein kurzer Überblick über die Auswirkungen der EU Bananenmarktordnung auf Grundlage der Ergebnisse einiger Studien gegeben werden.

Alle Studien stimmen überein, dass die Bananenimporte in die Länder mit zuvor relativ freien Märkten durch die Kontingentierung erheblich eingeschränkt wurden, so dass die Bananenpreise dort stiegen und die Verbraucher starke Wohlfahrtsverluste erlitten. Da die Bananenimporte in die Länder mit zuvor geschützten Märkten schon vor Einführung der EU Bananenmarktordnung stark beschränkt waren, mussten dort die Verbraucher schon seinerzeit Wohlfahrtsverluste (im Vergleich zum Freihandel) hinnehmen. Die Ergebnisse bezüglich der Frage, ob die Verbraucher in diesen Län-

²⁸ Da die Größen dieser Flächen nicht theoretisch bestimmt werden können, kann auch bei Akteuren, die sowohl Flächen dazugewinnen als auch Flächen verlieren, nicht theoretisch abgeleitet werden, ob es sie Wohlfahrtsgewinne oder –verluste erfahren.

²⁹ In Herrmann und Sexton (1999), S. 58 wird behauptet, dass durch eine Zuteilung der Importlizenzen an die Importeure der gesamte Wohlfahrtsverlust um die Fläche $f+g+h$ auf insgesamt $c+d+e+2f+g+h$ ansteigt. Diese Meinung wird von dem Verfasser dieser Diplomarbeit nicht vertreten.

³⁰ z.B. Badinger et al. (2001), Borrell und Yang (1990 u. 1992), Borrell (1997), Guyomard et al. (1999a und 1999b), Herrmann (1996 u. 1999), Herrmann und Sexton (1999), Kersten (1994a, 1994b, 1995 und 2000), McCorrison (2000), McCorrison und Sheldon (1996)

dern durch die Einführung der EU Bananenmarktordnung besser oder schlechter gestellt wurden, variieren. KERSTEN (1994a) berechnete z.B., dass die Verbraucher in allen diesen Ländern Wohlfahrtsverluste durch höhere Preise erlitten.³¹ Dagegen ermittelten BADINGER et al. (2001), dass sich die Wohlfahrt der Konsumenten in diesen Ländern außer in Portugal erhöhte.³²

Die meisten Analysen zur Auswirkungen der EU Bananenmarktordnung ignorieren die Struktur auf den Bananenmärkten. Dagegen haben MCCORRISTON und SHELDON (1996) sowie MCCORRISTON (2000) die Marktstruktur explizit berücksichtigt, indem sie die Anzahl der vertikalen Marktstufen und den Grad des unvollständigen Wettbewerbs in ihre Analysen miteinbezogen. Sie zeigten, dass das Ignorieren der Marktstruktur die Wohlfahrtsgewinne der Verbraucher durch eine Handelsliberalisierung überschätzt.³³

Durch die Kontingentierung der Importe aus Drittländern und nicht-traditionellen AKP-Lieferländern sinken dort die Erzeugerpreise und die dortigen Produzenten müssen Wohlfahrtsverluste hinnehmen. Dagegen werden die Verluste der Produzenten aus EU-Ländern, in denen die Erzeugerpreise aufgrund der EU Bananenmarktordnung sanken, vollständig durch Preisausgleichszahlungen ausgeglichen. Nach den Ergebnissen der meisten Studien werden die Produzenten in traditionellen AKP-Lieferländern durch die EU Bananenmarktordnung sogar besser gestellt, da dort die Erzeugerpreise durch Einführung der EU Bananenmarktordnung anstiegen.³⁴

Die Auswirkungen der Bananenmarktordnung auf das EU-Budget sind in keiner der oben erwähnten Studien explizit ausgewiesen. Es ist somit nicht klar, ob die Zolleinnahmen der EU ausreichen, um die Subventionen für die EU-Produzenten bezahlen zu können.³⁵

Durch den hohen Preisunterschied zwischen dem Weltmarkt und europäischen Bananenmarkt entstehen hohe Kontingentsrenten für die Importlizenzinhaber. Deshalb spielte die Verteilung der Importlizenzen bei der Gestaltung und den mehrfachen Änderungen der EU Bananenmarktordnung eine bedeutende Rolle.

³¹ Siehe Kersten (1994a), S. 62.

³² Siehe Badinger et al. (2001), S. 57f.

³³ Siehe McCorrison und Sheldon (1996), S. 671, und McCorrison (2000), S. 934.

³⁴ Siehe z.B. Kersten (1994a), S. 66.

³⁵ Siehe Badinger et al. (2001), S. 50f

Das Ziel der EU Bananenmarktordnung war die weitere Subventionierung der Bananenproduzenten in der EU und in den traditionellen AKP-Lieferländern. Aus der oben aufgeführten Beschreibung der Auswirkungen der Bananenmarktordnung wird ersichtlich, dass dieses Ziel erreicht wurde. Allerdings wird dieses Ziel auf eine sehr ineffiziente Art erreicht, denn die subventionierten Bananenproduzenten erhalten nur 20% bis 25% des Wohlfahrtsverlustes der Verbraucher³⁶. Die Subventionierung über direkte, produktionsunabhängige Zahlungen wäre wesentlich effizienter, doch ist dies in der EU politisch nicht durchsetzbar. Erstens hätten Direktzahlungen hohe Budgetausgaben der EU zur Folge und zweitens wollen die EU- und insbesondere die AKP-Produzenten die Transferzahlungen nicht auf sichtbare Weise erhalten.³⁷

³⁶ Siehe Kersten (1995), S. 334.

³⁷ Siehe Tangermann (1997), S. 278.

4 Datenbeschreibung

Die in dieser Arbeit vorgestellte Analyse der Bananennachfrage basiert auf monatliche Daten aus den Jahren 1986 bis 1998, die vom Statistischen Bundesamt der Bundesrepublik Deutschland durch Haushaltsstichproben und Preisbeobachtungen erhoben werden. Es werden nur Daten aus dem Gebiet der alten Bundesländer verwendet, da Daten aus den neuen Bundesländern erst ab 1991 verfügbar sind. Außerdem stieg der Bananenkonsum dort zunächst nach der Öffnung der Grenze durch einen Nachholbedarf übermäßig stark an, so dass dort eine Analyse der normalen Bananennachfrage nicht möglich war.

4.1 Haushaltstypen

Die beobachteten Haushalte werden in drei Typen unterteilt, die jeweils durch eine bestimmte Struktur und Einkommenshöhe gekennzeichnet sind. Sie bleiben solange in der Stichprobe wie sie den Kriterien ihres Haushaltstyps entsprechen. Aus der Stichprobe entfernte Haushalte werden durch neue ersetzt.

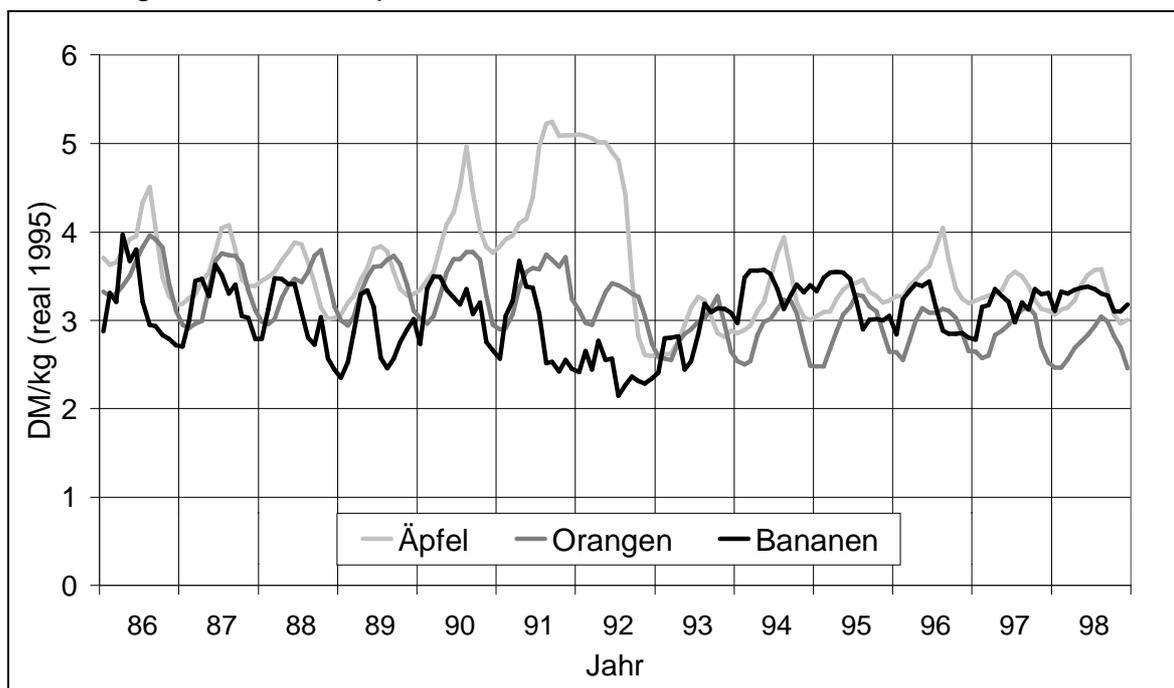
- Die ca. 165 Zwei-Personen-Haushalte des „Haushaltstyps 1“ bestehen aus älteren, alleinstehenden Ehepaaren, die ein geringes Einkommen beziehen, das überwiegend aus Renten oder Sozialhilfeleistungen besteht. Die Einkommensobergrenze wird jährlich entsprechend der Steigerung der Renten und Sozialhilfe fortgeschrieben. Das durchschnittliche ausgabefähige Einkommen dieser Haushalte lag im Zeitraum 1986 bis 1998 bei 2.555 DM/Monat (real 1995).
- Die ca. 378 Vier-Personen-Haushalte des „Haushaltstyps 2“ bestehen aus Ehepaaren mit zwei Kindern, von denen mindestens eins unter 15 Jahre alt ist. Der Haushaltsvorstand ist Arbeiter oder Angestellter sowie alleiniger Einkommensbezieher dieses Haushalts und bezieht ein mittleres Einkommen. Dabei werden die Einkommensspannen jährlich entsprechend der durchschnittlichen Lohn- und Gehaltsentwicklung in Deutschland fortgeschrieben. Das durchschnittliche ausgabefähige Einkommen dieser Haushalte lag im Zeitraum 1986 bis 1998 bei 5.313 DM/Monat (real 1995).

- Die ca. 388 Vier-Personen-Haushalte des „Haushaltstyps 3“ bestehen wie „Haushaltstyp 2“ aus Ehepaaren mit zwei Kindern, von denen mindestens eins unter 15 Jahre alt ist. Der Hauptverdiener dieses Haushalts ist Angestellter oder Beamter und bezieht ein Einkommen, das deutlich über dem des „Haushaltstyps 2“ liegt. Auch hier werden die Einkommensspannen jährlich entsprechend der durchschnittlichen Lohn- und Gehaltsentwicklung in Deutschland fortgeschrieben. Das durchschnittliche ausgabefähige Einkommen dieser Haushalte lag im Zeitraum 1986 bis 1998 bei 8.626 DM/Monat (real 1995).

4.2 Verbraucherpreise

Das Statistische Bundesamt berechnet die Verbraucherpreise und Verbraucherpreisindizes aus Stichproben, die jeweils am 15. jeden Monats in Einzelhandelsgeschäften erhoben werden. Alle Preise wurden mit dem deutschen Verbraucherpreisindex auf das Jahr 1995 deflationiert.

Abbildung 4: Verbraucherpreise 1986-1998



Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten des Statistischen Bundesamtes

Die realen Verbraucherpreise für Äpfel, Bananen, Orangen sind im Untersuchungszeitraum relativ stabil geblieben. Ausnahmen hiervon sind die hohen Apfelpreise von 1990 bis 1992 und die niedrigen Bananenpreise von 1991 bis 1993³⁸ (siehe Abbildung 4). Die drei Obstarten Äpfel, Bananen, Orangen haben unterschiedliche

³⁸ Die wichtigsten Gründe hierfür sind in Abschnitt 2.3 (Seite 7) beschrieben.

saisonale Preisverläufe. Während Bananenpreise von August bis Januar am niedrigsten sind, sind Äpfel von Oktober bis Februar und Orangen von Dezember bis März am billigsten.

Zusätzlich zu diesen in Einzelhandelsgeschäften ermittelten Preisen wurden aus den gekauften Mengen und den entsprechenden Ausgaben die von den Haushalten durchschnittlich gezahlten Preise für Bananen berechnet³⁹. Letztere sind signifikant niedriger als die erhobenen Einzelhandelspreise (siehe Tabelle 8), aber mit ihnen hoch korreliert⁴⁰. Während die von den beiden „ärmeren“ Haushaltstypen bezahlten Bananenpreise sehr ähnlich sind, hat der „reichere“ Haushaltstyp 3 signifikant höhere Preise bezahlt⁴¹.

Tabelle 8: Bananenpreise (1986-98, DM/kg, deflationiert auf 1995)

	Einzelhandel	Haushaltstyp 1	Haushaltstyp 2	Haushaltstyp 3
Mittelwert	3,06	2,42	2,42	2,55
Standardabweichung	0,37	0,36	0,35	0,35

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten des Statistischen Bundesamtes

4.3 Verbrauchsmengen

Um die monatlichen Verbrauchsmengen zwischen den verschiedenen Haushaltstypen vergleichbar zu machen, wurden diese durch Division mit der Personenzahl in „Pro-Kopf-Werte“ (kg/Person und Monat) umgerechnet. Dabei ist zu beachten, dass nicht nur die Einkommenssituation zwischen den Haushaltstypen variiert, sondern auch die Zusammensetzung der Haushalte.

Der Pro-Kopf-Verbrauch von Bananen der drei Haushaltstypen ist in Abbildung 5 grafisch dargestellt. Dieser ist in Haushaltstyp 1 am höchsten, wobei der Grund hierfür

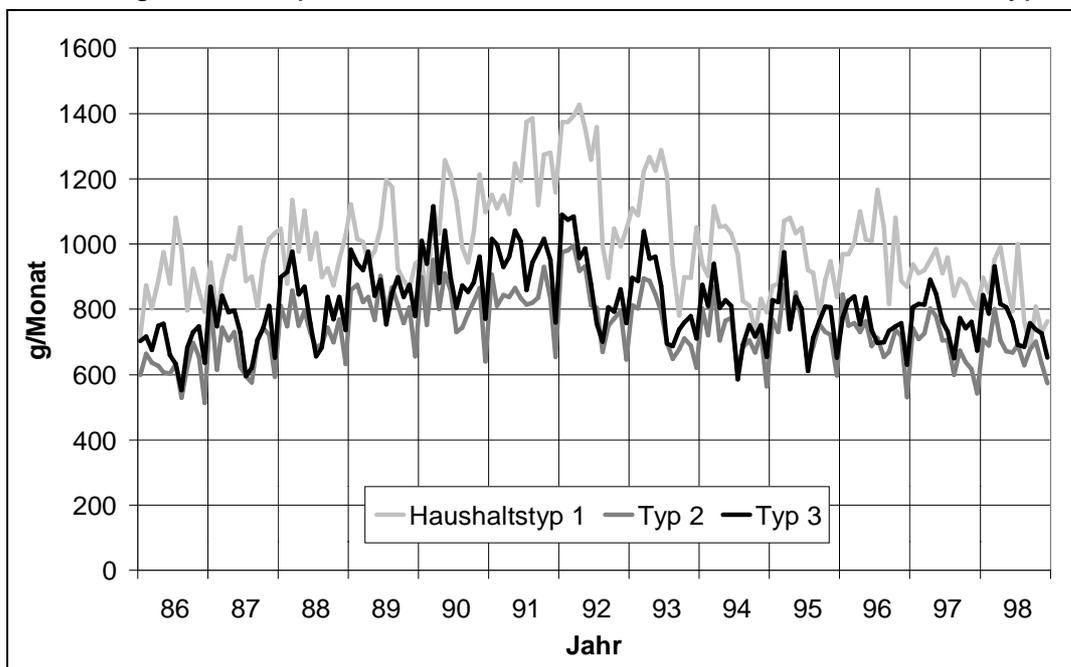
³⁹ Die von den einzelnen Haushaltstypen durchschnittlich bezahlten Preise für Äpfel konnten nicht berechnet werden, weil von Statistischem Bundesamt keine monatlichen Verbrauchsmengen ermittelt werden. Die von den einzelnen Haushaltstypen durchschnittlich bezahlten Preise für Orangen allein konnten nicht ermittelt werden, da vom Statistischen Bundesamt nur die Mengen und Ausgaben für Orangen, Mandarinen und Clementinen insgesamt erhoben werden.

⁴⁰ Die Korrelationskoeffizienten zwischen den erhobenen Einzelhandelspreisen und den durchschnittlich von den Haushalten bezahlten Preisen liegen bei den Haushaltstypen 1, 2 und 3 bei 0,93, 0,93 bzw. 0,95.

⁴¹ t-Tests sowohl für paarweise Werte als auch für die Mittelwerte zeigen bei 1%igem und bei 5%igem Signifikanzniveau keine signifikanten Unterschiede zwischen den Haushaltstypen 1 und 2, aber signifikante Unterschiede zwischen den Haushaltstypen 1 und 3 sowie zwischen 2 und 3.

nicht vollständig geklärt werden kann. DEODHAR und SHELDON (1995) vermuten, dass ältere Menschen aus Gesundheitsgründen mehr Bananen konsumieren.⁴² Allerdings zeigte die „Nationalen Verzehrsstudie“ (siehe Tabelle 6), dass der Bananenkonsum in allen Altersklassen ab 14 Jahren in etwa gleich hoch ist. Aus den vorliegenden Daten kann auch nicht beurteilt werden, ob der höhere Bananenkonsum im Haushaltstyp 1 dadurch bedingt ist, dass hier im Unterschied zu den anderen beiden Haushaltstypen keine Kinder vorkommen. Haushaltstyp 3 konsumiert etwas mehr Bananen als Typ 2, was ein Effekt des höheren Haushaltseinkommens sein kann.

Abbildung 5: Pro-Kopf-Verbrauch von Bananen in den drei Haushaltstypen



Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten des Statistischen Bundesamtes

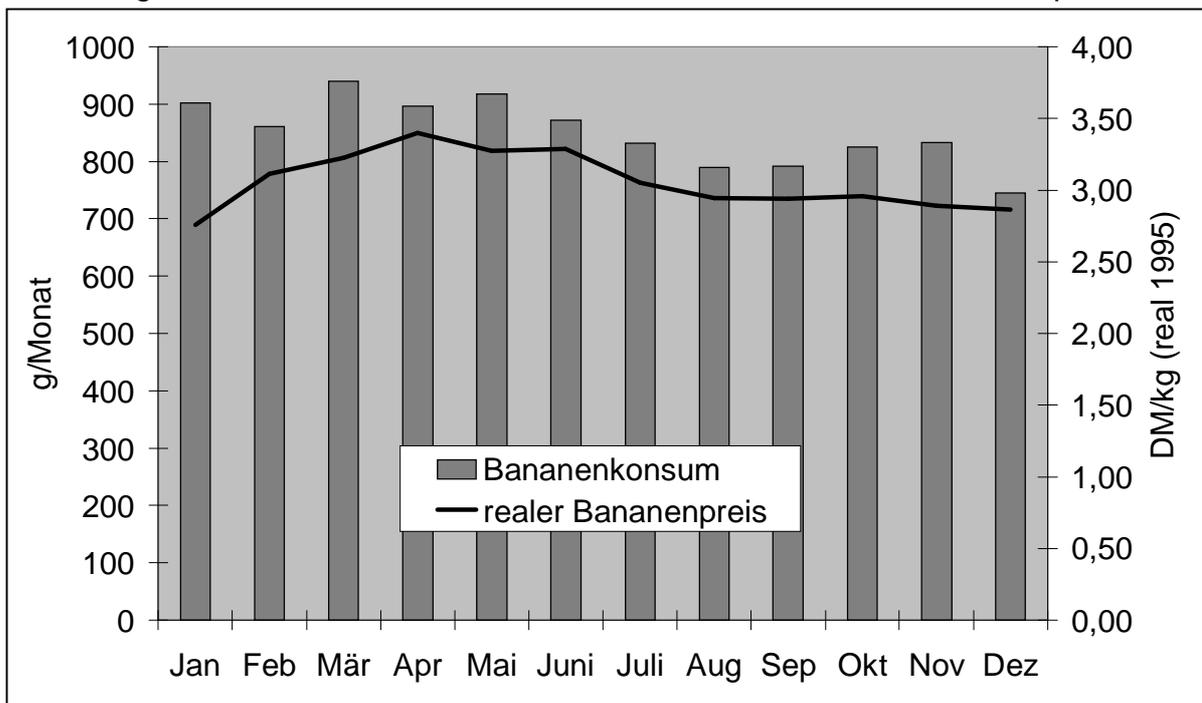
Die saisonale Struktur des Bananenkonsums und des Bananenpreises ist in Abbildung 6 grafisch dargestellt. Im Vergleich zu anderem Obst unterliegt der Bananenkonsum nur geringen saisonalen Schwankungen, wobei der Verbrauch von März bis Mai am höchsten und im August, September sowie Dezember am geringsten ist. Die saisonalen Verbrauchsmengen sind dabei mit den saisonalen Preisen deutlich positiv korreliert⁴³. Dies legt die Vermutung nahe, dass jahreszeitliche Schwankungen der Verbraucherpräferenzen sowie Schwankungen der Verfügbarkeit, des Preises und der Qualität von anderem Obst die saisonale Bananennachfrage beeinflusst.

⁴² Siehe Deodhar und Sheldon (1995), S. 343.

⁴³ Korrelationskoeffizient = 0,58.

sen, die wiederum den saisonalen Bananenpreis beeinflusst⁴⁴. Wie auch die aggregierten Marktdaten (Tabelle 4) zeigen die Daten aus den Haushaltsstichproben einen Anstieg des Bananenkonsums bis ungefähr 1992. Während der nächsten zwei Jahre verringerte sich der Verbrauch an Bananen wieder und blieb anschließend in etwa konstant.

Abbildung 6: Saisonale Struktur des Bananenkonsums und des Bananenpreises⁴⁵



Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten des Statistischen Bundesamtes

4.4 Haushaltsausgaben

Sämtliche Haushaltsausgaben wurden durch Division mit der Personenzahl in „Pro-Kopf-Werte“ umgerechnet und mit dem deutschen Verbraucherpreisindex auf 1995 deflationiert. Die Höhe der Ausgaben für den gesamten privaten Verbrauch, für Nahrungsmittel⁴⁶, für Frischobst insgesamt und für einzelne Frischobstkategorien sind in Tabelle 9 aufgeführt. Der Anteil der Ausgaben für Nahrungsmittel am gesamten Verbrauch sinkt wie erwartet mit steigendem Einkommen. Die Pro-Kopf-Ausgaben für

⁴⁴ Siehe auch Herrmann und Sexton (1999), S. 4.

⁴⁵ Der saisonale Bananenkonsum wurde als ungewichteter Durchschnitt aller drei Haushaltstypen berechnet, wobei jeweils die Durchschnitte aller Januare, Februare usw. der Jahre 1986 bis 1998 genommen wurden. Der saisonale Bananenpreis wurde entsprechend als durchschnittlicher Verbraucherpreis für Bananen im Januar, Februar usw. der Jahre 1986 bis 1998 berechnet.

⁴⁶ Die Ausgaben für Nahrungsmittel beinhalten Ausgaben in Restaurants und Kantinen, aber keine Ausgaben für Getränke.

Nahrungsmittel, sind bei Haushaltstyp 1 am höchsten, was nur dadurch zu erklären ist, dass diese Haushalte nur aus Erwachsenen bestehen und keine Kinder enthalten. Die höheren Ausgaben des Haushaltstyps 3 im Vergleich zu Typ 2 liegen bei Bananen, Kernobst sowie der Kategorie Orangen, Mandarinen und Clementinen sowohl an höheren Verbrauchsmengen als auch an höheren Preisen, was beides durch das höhere Haushaltseinkommen erklärt werden kann. Im Laufe des Untersuchungszeitraums stiegen die realen Ausgaben für den privaten Verbrauch, während die realen Ausgaben für Nahrungsmittel sowie für Frischobst sanken. Der Anteil der Nahrungsmittelausgaben an den gesamten Ausgaben sank im Durchschnitt von 17,5% auf 13,5%⁴⁷ und der Anteil der Frischobstausgaben an den Nahrungsmittelausgaben blieb abgesehen von saisonalen Effekten in etwa konstant. Die realen Ausgaben für Bananen haben sich tendenziell nicht verändert, so dass ihr Anteil an den Nahrungsmittelausgaben und den Frischobstausgaben stieg.

Tabelle 9: Durchschnittliche reale Pro-Kopf-Ausgaben (1986-1998, DM/Monat)

Ausgaben für . . .	Haushaltstyp 1	Haushaltstyp 2	Haushaltstyp 3
Privaten Verbrauch	1.064,50	1.020,45	1.497,74
Nahrungsmittel ⁴⁸	196,89	152,42	184,51
Anteil am gesamten Verbrauch [%]	18,5	14,9	12,3
Frischobst	14,93	8,41	11,32
Anteil am gesamten Verbrauch [%]	1,4	0,8	0,8
Anteil an Nahrungsmitteln [%]	7,6	5,5	6,1
Bananen	2,39	1,78	2,07
Anteil an Nahrungsmitteln [%]	1,2	1,2	1,1
Anteil am Frischobst [%]	16,0	21,2	18,3
Kernobst	4,03	2,68	3,53
Anteil an Nahrungsmitteln [%]	2,0	1,8	1,9
Anteil am Frischobst [%]	27,0	31,8	31,2
Orangen, Mandarinen und Clementinen	2,38	1,20	1,54
Anteil an Nahrungsmitteln [%]	1,2	0,8	0,8
Anteil am Frischobst [%]	15,9	14,3	13,6
Anderes Frischobst	6,12	2,75	4,19
Anteil an Nahrungsmitteln [%]	3,1	1,8	2,3
Anteil am Frischobst [%]	41,0	32,7	37,0

Quelle: Eigene Berechnungen mit Daten des Statistischen Bundesamtes

⁴⁷ Ungewichteter Durchschnitt aller drei Haushaltstypen.

⁴⁸ Siehe Fußnote 46.

5 Spezifikation der doppelt-logarithmischen Modelle

Die Nachfrage nach Bananen in Deutschland soll auf Grundlage der im vorherigen Kapitel beschriebenen Daten ökonometrisch untersucht werden. Dazu wird angenommen, dass die Haushalte ihr Budget in einem zweistufigen Prozess aufteilen. Auf der ersten (oberen) Stufe teilen sie einen bestimmten Anteil ihres Einkommens den Ausgaben für Frischobst zu, der vom Frischobstpreisindex und ihrem Einkommen abhängt. Auf der zweiten (unteren) Stufe werden die Frischobstausgaben auf drei Frischobstkategorien (Bananen, Kernobst und anderes Frischobst)⁴⁹ aufgeteilt. Diese Aufteilung geschieht in Abhängigkeit von den Preisen der einzelnen Frischobstkategorien und der Höhe der gesamten Frischobstausgaben. Die Einteilung in eine obere und eine untere Stufe ist unter der Annahme möglich, dass die Gruppe Frischobst in den Nutzenfunktionen der Verbraucher schwach separierbar ist. Mit schwach separierbar ist gemeint, dass bei einer Nutzenfunktion die Güter in verschiedene Gruppen eingeteilt werden können, so dass für jede Gruppe eine Sub-Nutzenfunktion besteht. In dem vorliegenden Fall bedeutet dies, dass die Nachfragemengen der verschiedenen Frischobstkategorien nur von den Preisen dieser Frischobstkategorien und von den gesamten Ausgaben für die Gruppe Frischobst direkt abhängen. Dagegen beeinflussen die Preise bzw. Nachfragemengen von Gütern außerhalb der Gruppe Frischobst die Nachfrage nach den einzelnen Frischobstkategorien nur indirekt, indem sie Auswirkungen auf die gesamten Frischobstausgaben haben.⁵⁰

Beide Stufen werden zunächst mit einem dynamischen doppelt-logarithmischen Modell ökonometrisch geschätzt. Um die gesamte Obstnachfrage und insbesondere die Substitutionsbeziehungen zwischen einzelnen Obstkategorien näher zu untersuchen, wurde die zweite Stufe zusätzlich noch mit einem dynamischen auf der mikroökonomischen Theorie basierenden Nachfragesystem, dem „Almost Ideal Demand System“, ökonometrisch geschätzt. Dagegen beruht die doppelt-logarithmische Modell-

⁴⁹ Ursprünglich bestand die Gruppe „Frischobst“ aus 4 Frischobstkategorien. Die Einbeziehung der Kategorie „Orangen, Mandarinen und Clementinen“ führte aber zu unplausiblen Schätzergebnissen, die zusätzlich noch der mikroökonomischen Theorie widersprachen. Da außerdem statistische Tests ergaben, dass die Kategorie „Orangen, Mandarinen und Clementinen“ schwach separierbar von den anderen 3 Frischobstkategorien ist (siehe Kapitel 8), wurde die Kategorie „Orangen, Mandarinen und Clementinen“ in der Gruppe Frischobst nicht berücksichtigt. Somit enthält auch der Preisindex für Frischobst nicht die Preise für Orangen, Mandarinen und Clementinen.

⁵⁰ Siehe Deaton und Muellbauer (1980b), S. 122ff.

spezifikation nicht auf einer mikroökonomisch fundierten Nutzen- oder Ausgabefunktion und verletzt bei Anwendung auf alle Kategorien einer Gruppe die „Adding up“-Restriktion außer in dem unwahrscheinlichen Fall, dass sämtliche Engel-Kurven linear verlaufen (d.h. $q_i = \alpha_i x$ bzw. $\partial \log(q_i) / \partial \log(x) = 1$ für alle i).⁵¹ Allerdings werden bei der Betrachtung nur einer Kategorie alle anderen Gleichungen nicht spezifiziert und können somit jede beliebige Form annehmen. Aus diesem Grund ist die Nachfrageanalyse mit einer doppelt-logarithmische Modellspezifikation bei einem einzelnen Gut mit einem kleinen Ausgabenanteil durchaus möglich.⁵² Dies ist bei der hier vorgenommenen Analyse auf der ersten Stufe mit durchschnittlichen Ausgabenanteilen für Frischobst an den Gesamtausgaben zwischen 0,65% und 1,18% sowie bedingt auch auf der zweiten Stufe mit durchschnittlichen Ausgabenanteilen für Bananen am gesamten Frischobst zwischen 19,0% und 24,7% gegeben. Die Vorteile der Verwendung dieser Spezifikation liegen in ihrer einfachen Schätzbarkeit und Interpretierbarkeit der Ergebnisse sowie der Vergleichbarkeit mit den früheren Untersuchungen der deutschen Bananennachfrage (siehe Kapitel 2.3.3).

5.1 Doppelt-logarithmisches Modell der ersten Stufe

Die Nachfragefunktion für Frischobst insgesamt wurde mit einem dynamischen doppelt-logarithmischen Modell ökonometrisch geschätzt. Dabei wurde angenommen, dass die Höhe der realen Ausgaben für Frischobst vom realen Frischobstpreisindex und den gesamten realen Konsumausgaben ab hängt. Die Konsumausgaben werden als Ersatz für das ausgabefähige Einkommen verwendet, weil letzteres wegen des Weihnachtsgeldes und des Urlaubsgeldes starken saisonalen Schwankungen unterliegt. Es wird vermutet, dass die Verbraucher aufgrund von Trägheit und Such- sowie Informationskosten nur langsam auf veränderte Preise und Einkommen reagieren. Daher wird dieser sogenannten partiellen Anpassung Rechnung getragen, indem die in der Vorperiode nachgefragten Mengen als exogene Variable hinzugefügt werden. Weiterhin werden noch monatliche Dummy-Variablen hinzugefügt, um bisher nicht einbezogene saisonale Effekte (z.B. saisonale Qualitätsunterschiede, saisonale Veränderungen der Präferenzen) zu berücksichtigen:

⁵¹ Siehe Deaton und Muellbauer (1980b), S. 17.

⁵² Siehe Deaton und Muellbauer (1980b), S. 17f.

$$\log q_{it}^F = \alpha_i + \beta_i \log p_t^F + \gamma_i \log X_{it}^C + \lambda_i \log q_{it-1}^F + \sum_{k=1}^{12} \phi_{ik} M_{kt} + u_{it} \quad (1)$$

$$\text{für } i = 1, 2, 3; \quad t = 1, \dots, 155 \quad \text{und mit} \quad \sum_{k=1}^{12} \phi_{ik} = 0 \quad ^{53}$$

Der Index i bezeichnet den Haushaltstyp und der Index t den Beobachtungszeitraum ($t=0$ für Januar 1986 bis $t=155$ für Dezember 1998). q_{it}^F ist die Pro-Kopf nachgefragte Frischobstmenge (berechnet als Mengenindex durch Division der Frischobstausgaben mit dem Frischobstpreisindex). p_t^F ist der Preisindex für Frischobst. X_{it}^C sind die gesamten Pro-Kopf-Konsumausgaben. M_{kt} sind monatliche Dummy-Variablen, die im k -ten Monat des Jahres „1“ und in allen anderen Monaten „0“ sind. u_{it} sind zufällige Störterme.

Die geschätzten Koeffizienten α_i , β_i , γ_i und ϕ_{ik} legen die kurzfristigen Reaktionen der Verbraucher dar. Der Anpassungskoeffizient λ_i gibt die Trägheit des Verbraucherverhaltens an. Da im (hypothetischen) langfristigen Gleichgewicht $q_{i1}^F = q_{i2}^F = \dots = q_i^F$, $p_1^F = p_2^F = \dots = p^F$, $X_{i1}^C = X_{i2}^C = \dots = X_i^C$, $M_{k1} = M_{k2} = \dots = M_k$ ⁵⁴ und $U_{i1} = U_{i2} = \dots = 0$ gilt, kann Gleichung (1) folgendermaßen umgestellt werden:

$$\log q_i^F = \frac{\alpha_i}{(1-\lambda_i)} + \frac{\beta_i}{(1-\lambda_i)} \log p^F + \frac{\gamma_i}{(1-\lambda_i)} \log X_i^C + \sum_{k=1}^{12} \frac{\phi_{ik}}{(1-\lambda_i)} M_k \quad (2)$$

Es ergibt sich somit folgendes Langfrist-Modell:

$$\log q_i^F = a_i + b_i \log p^F + c_i \log X_i^C + \sum_{k=1}^{12} d_{ik} M_k \quad (3)$$

⁵³ Diese Restriktion ist notwendig, um perfekte Multikollinearität zwischen den Dummy-Variablen und der Konstanten α_i zu vermeiden. Diese Formulierung hat gegenüber einer mit nur 11 Dummy-Variablen den Vorteil, dass die ϕ_{ik} die Abweichung gegenüber dem Jahresdurchschnitt anstelle der Abweichung zu einem Basismonat messen.

⁵⁴ Die Vorstellung, dass sich langfristig der Monat nicht ändert (z.B. dass es über Jahre hinweg nur „Februar“ ist), ist natürlich paradox, aber es ist zumindest theoretisch vorstellbar, dass sich die im Modell nicht berücksichtigten saisonal schwankenden Rahmenbedingungen eines Monats langfristig konstant bleiben. Dies wirkt sich bei dynamischen Modellen negativ auf die Interpretierbarkeit der geschätzten kurzfristigen und langfristigen Koeffizient der monatlichen Dummy-Variablen aus, hat aber keine negativen Auswirkungen auf die Interpretierbarkeit der anderen langfristigen Koeffizienten.

Dabei können die langfristigen Reaktionskoeffizienten der Verbraucher a_i , b_i , c_i und d_{ik} folgendermaßen berechnet werden:

$$a_i = \frac{\alpha_i}{(1-\lambda_i)}, \quad b_i = \frac{\beta_i}{(1-\lambda_i)}, \quad c_i = \frac{\gamma_i}{(1-\lambda_i)} \quad \text{und} \quad d_{ik} = \frac{\phi_{ik}}{(1-\lambda_i)} \quad (4)$$

5.2 Doppelt-logarithmisches Modell der zweiten Stufe

Auf der zweiten Stufe werden die Ausgaben für Frischobst auf drei verschiedene Frischobstkategorien (Bananen, Kernobst und anderes Frischobst) aufgeteilt. Die Bananennachfrage wurde zunächst mit einem dynamischen doppelt-logarithmischen Modell ökonometrisch geschätzt. Dabei wurde angenommen, dass die Menge der nachgefragten Bananen vom Bananenpreis, von den Preisen der Substitute Kernobst und „anderes Frischobst“ sowie von den gesamten Frischobstausgaben abhängt. Wie im Modell der oberen Stufe werden wegen einer vermuteten Trägheit des Verbraucherverhaltens eine zeitverzögerte endogene Variable und zur Berücksichtigung bisher nicht einbezogener saisonaler Einflüsse monatliche Dummy-Variablen in die Schätzgleichung aufgenommen:

$$\log q_{it}^B = \alpha_i + \sum_{j=1}^3 \beta_{ij} \log p_{jt} + \gamma_i \log X_{it}^F + \lambda_i \log q_{it-1}^B + \sum_{k=1}^{12} \phi_{ik} M_{kt} + u_{it} \quad (5)$$

$$\text{für } i = 1,2,3; \quad t = 1, \dots, 155 \quad \text{und mit} \quad \sum_{k=1}^{12} \phi_{ik} = 0^{55}$$

Die Indizes i und t bezeichnen wieder den Haushaltstyp bzw. den Beobachtungszeitraum. q_{it}^B ist die Pro-Kopf nachgefragte Bananenmenge (in g/Monat). p_{jt} ist der Preisindex für die Frischobstkategorie j ($j=1$: Bananen, $j=2$: Kernobst; $j=3$: anderes Frischobst). X_{it}^F sind die gesamten Pro-Kopf-Ausgaben für Frischobst. M_{kt} sind wieder monatliche Dummy-Variablen, die im k -ten Monat des Jahres „1“ und in allen anderen Monaten „0“ sind. u_{it} sind zufällige Störterme.

⁵⁵ Siehe Fußnote 53.

Analog zum Modell der ersten Stufe geben die geschätzten Koeffizienten α_i , β_{ij} , γ_i , ϕ_{ik} und λ_i die kurzfristigen Reaktionen der Verbraucher und den Anpassungskoeffizienten an. Entsprechend kann auch dieses Modell in ein Langfrist-Modell umgewandelt werden:

$$\log q_i^B = \frac{\alpha_i}{(1-\lambda_i)} + \sum_{j=1}^3 \frac{\beta_{ij}}{(1-\lambda_i)} \log p_j + \frac{\gamma_i}{(1-\lambda_i)} \log X_i^F + \sum_{k=1}^{12} \frac{\phi_{ik}}{(1-\lambda_i)} M_k \quad (6)$$

bzw.

$$\log q_i^B = a_i + \sum_{j=1}^3 b_{ij} \log p_j + c_i \log X_i^F + \sum_{k=1}^{12} d_{ik} M_k \quad (7)$$

Dabei können die langfristigen Reaktionskoeffizienten der Verbraucher a_i , b_{ij} , c_i und d_{ik} analog zum Modell der ersten Stufe berechnet werden:

$$a_i = \frac{\alpha_i}{(1-\lambda_i)}, \quad b_{ij} = \frac{\beta_{ij}}{(1-\lambda_i)}, \quad c_i = \frac{\gamma_i}{(1-\lambda_i)} \quad \text{und} \quad d_{ik} = \frac{\phi_{ik}}{(1-\lambda_i)} \quad (8)$$

6 Ergebnisse der doppelt-logarithmischen Modelle

Sowohl das Nachfragemodell der ersten Stufe (Gleichung (1)) als auch das der zweiten Stufe (Gleichung (5)) wurden nach der Methode der kleinsten Quadrate ökonometrisch geschätzt. Hierbei geben die geschätzten (kurzfristigen) Koeffizienten der logarithmierten Preise und der logarithmierten Ausgaben zugleich die (kurzfristigen) Preis- bzw. Ausgabenelastizitäten der Nachfrage an, da z.B. für die Eigenpreiselastizität der Frischobstnachfrage gilt:

$$\beta_i = \frac{\partial \log q_i^F}{\partial \log p^F} = \frac{p^F}{q_i^F} \frac{\partial q_i^F}{\partial p^F} = \epsilon^F \quad (9)$$

Die langfristigen Koeffizienten und somit auch die langfristigen Elastizitäten können nach den Gleichungen (4) und (8) berechnet werden.

Da die kurzfristigen Elastizitäten den geschätzten kurzfristigen Koeffizienten entsprechen, sind auch die Standardfehler der kurzfristigen Elastizitäten mit den Standardfehlern der kurzfristigen Koeffizienten identisch und können somit dem Ergebnis der ökonometrischen Schätzung entnommen werden. Dagegen müssen die Standardfehler der langfristigen Elastizitäten, die den Standardfehlern der langfristigen Koeffizienten entsprechen, im Anschluss an die ökonometrische Schätzung selbst berechnet werden. Hierzu wurde folgende Formel verwendet (als Beispiel die Berechnung des Standardfehlers des langfristigen Koeffizienten $c_i = \gamma_i / (1 - \lambda_i)$ (Gleichung (4)):⁵⁶

$$se(c_i) = \sqrt{\frac{1}{(1 - \lambda_i)^2} \text{var}(\gamma_i) + \frac{\gamma_i^2}{(1 - \lambda_i)^4} \text{var}(\lambda_i) + 2 \frac{\gamma_i}{(1 - \lambda_i)^3} \text{cov}(\gamma_i, \lambda_i)} \quad (10)$$

Der Koeffizient der Dummy-Variablen für den zwölften Monat (Dezember) wurde aus der Restriktion $\sum_{k=1}^{12} \phi_{ik} = 0$ berechnet. Der dazugehörige Standardfehler wurde mit folgender Formel berechnet:⁵⁷

$$se(\phi_{i,12}) = \sqrt{\sum_{k=1}^{11} \text{var}(\phi_{i,k}) + \sum_{k=1}^{11} \sum_{l=1, l \neq k}^{11} \text{cov}(\phi_{i,k}, \phi_{i,l})} \quad (11)$$

⁵⁶ Allgemeine Formel siehe Klein (1953), S. 258, und Herleitung der spezifischen Formel siehe Anhang, Beweis 1.

⁵⁷ Allgemeine Formel siehe Klein (1953), S. 258, und Herleitung der spezifischen Formel siehe Anhang, Beweis 2.

Da zur Berechnung des Standardfehlers des langfristigen Koeffizienten der Dummy-Variable für den zwölften Monat die Kovarianz zwischen dem kurzfristigen Koeffizienten der Dummy-Variable für den zwölften Monat ($\phi_{i,12}$) und dem Anpassungskoeffizienten (λ_i) benötigt wird, wurde zunächst diese Kovarianz berechnet.⁵⁸

$$\text{cov}(\phi_{i,12}, \lambda_i) = -\sum_{k=1}^{11} \text{cov}(\phi_{i,k}, \lambda_i) \quad (12)$$

Weiterhin muss bei dynamischen Modellen beachtet werden, dass der Test auf Autokorrelation der Residuen nicht mehr mit dem Durbin-Watson-Test durchgeführt werden kann. Ein möglicher Test für diesen Fall ist der Durbin's h -Test.⁵⁹

$$h = \left(1 - \frac{1}{2} DW\right) \sqrt{\frac{n}{1 - n(\text{var}(\lambda_i))}} \quad (13)$$

Dabei ist h der Wert der Durbin's h Statistik, der bei großen Beobachtungsmengen standardnormalverteilt ist. DW ist der Wert der normalen Durbin-Watson-Statistik, n ist die Anzahl der Beobachtungen und $\text{var}(\lambda_i)$ ist die Varianz des Koeffizienten der lag-Variable.

6.1 Ergebnisse der Frischobstnachfrage (1. Stufe)

Die Regressionsergebnisse des doppelt-logarithmischen Modells der ersten Stufe sind kurz in Tabelle 10 und ausführlich im Anhang (Tabelle A1, Tabelle A 2 und Tabelle A 3) dargestellt. Die berichtigten R^2 -Werte liegen alle oberhalb von 0,92, was einen sehr hohen Erklärungsgehalt des Modells bedeutet. Die Durbin's h -Statistik zeigt in den Haushaltstypen 1 und 2 keine Autokorrelation der Residuen an. In Haushaltstyp 3 ist eine Autokorrelation der Residuen nur auf dem 10%-igen Signifikanzniveau signifikant.

Die Anpassungskoeffizienten λ_i sind alle hoch signifikant und liegen zwischen 0,51 und 0,64. Dies bedeutet, dass bei der Frischobstnachfrage der Haushalte eine deutliche Trägheit vorliegt. So sind auch sämtliche kurzfristigen Koeffizienten absolut kleiner als die entsprechenden langfristigen Koeffizienten.

⁵⁸ Allgemeine Formel siehe Klein (1953), S. 258, und Herleitung der spezifischen Formel siehe Anhang, Beweis 3.

⁵⁹ Vgl. Gujarati (1995), S. 605ff.

Die kurzfristigen Eigenpreiselastizitäten der Frischobstnachfrage liegen zwischen -0,10 und 0,01 und die langfristigen zwischen -0,22 und 0,02. Dabei wird die Nachfrage mit steigendem Haushaltseinkommen unelastischer. Allerdings müssen diese Aussagen mit Vorsicht betrachtet werden, da keine der Eigenpreiselastizitäten signifikant von Null verschieden ist.

Tabelle 10: Regressionsergebnisse der ersten Stufe

Koeffizient (Variable)	Haushaltstyp 1		Haushaltstyp 2		Haushaltstyp 3	
	kurzfristig	langfristig	kurzfristig	langfristig	kurzfristig	langfristig
α_i (Konstante)	-2,482**	-5,344**	-2,319*	-6,375**	-3,856**	-7,911**
β_i (Frischobstpreis)	-0,102	-0,220	-0,011	-0,030	0,007	0,015
γ_i (Gesamtausg.)	0,280**	0,602**	0,199 ⁺	0,547 ⁺	0,361**	0,741*
λ_i (lag-Variable)	0,536**	---	0,636**	---	0,513**	---
ϕ_{i1} (Dummy Jan.)	-0,229**	-0,492**	0,020	0,055	-0,061 ⁺	-0,126*
ϕ_{i2} (Dummy Feb.)	-0,153**	-0,328**	-0,056*	-0,153**	-0,083**	-0,170**
ϕ_{i3} (Dummy März)	0,071*	0,154 ⁺	0,167**	0,459**	0,113**	0,233**
ϕ_{i4} (Dummy April)	0,036*	0,077 ⁺	0,065**	0,178**	0,032	0,066
ϕ_{i5} (Dummy Mai)	0,067**	0,144**	0,104**	0,286**	0,164**	0,336**
ϕ_{i6} (Dummy Juni)	0,254**	0,548**	0,240**	0,658**	0,270**	0,554**
ϕ_{i7} (Dummy Juli)	0,139**	0,299**	-0,019	-0,052	-0,037	-0,077
ϕ_{i8} (Dummy Aug.)	0,139**	0,300**	0,105**	0,289**	0,141**	0,289**
ϕ_{i9} (Dummy Sept.)	0,097**	0,210**	0,051 ⁺	0,139*	0,104**	0,213**
ϕ_{i10} (Dummy Okt.)	0,046 ⁺	0,098*	-0,100**	-0,274**	-0,097**	-0,199**
ϕ_{i11} (Dummy Nov.)	-0,218**	-0,470**	-0,255**	-0,701**	-0,205**	-0,421**
ϕ_{i12} (Dummy Dez.)	-0,251**	-0,540**	-0,322**	-0,884**	-0,340**	-0,698**
Teststatistiken:						
R^2 :	0,9299		0,9386		0,9350	
\bar{R}^2	0,9229		0,9325		0,9285	
Durbin-Watson	2,0646		2,0373		2,0899	
Durbin's h	-0,8105		-0,5437		-1,8573 ⁺	

⁺, * und ** bedeuten ein Signifikanzniveau von 10%, 5% bzw. 1%.

Quelle: Eigene Berechnungen

Dagegen haben die gesamten Haushaltsausgaben (als Proxy für das langfristig ausgabefähige Einkommen) in allen Haushalten einen signifikant positiven Einfluss auf die Frischobstnachfrage. Die langfristigen Einkommenselastizitäten liegen zwischen 0,55 und 0,71. Dies bedeutet, dass die Verbraucher Frischobst als relativ inferiores, aber absolut superiores Gut betrachten bzw. dass mit steigendem Einkommen der

Frischobstkonsum zwar steigt, aber der Anteil des Einkommens, der für Frischobst ausgegeben wird, sinkt.

Die Koeffizienten der monatlichen Dummy-Variablen zeigen an, wie viel Frischobst im entsprechenden Monat im Vergleich zum Jahresdurchschnitt - ceteris paribus – nachgefragt wird⁶⁰. Die Ergebnissen geben an, dass im Winter unterdurchschnittlich viel Frischobst nachgefragt wird. Dabei ist zu bedenken, dass die Kategorie „Orangen, Mandarinen und Clementinen“, die fast nur im Winter nachgefragt wird, bei dieser Analyse nicht im Frischobst enthalten ist⁶¹. Es liegt also nahe, dass die geringe Nachfrage nach den anderen drei Frischobstkategorien im Winter an der saisonal hohen Nachfrage an „Orangen, Mandarinen und Clementinen“ liegt.

6.2 Ergebnisse der Bananennachfrage (2. Stufe)

Die Regressionsergebnisse des doppelt-logarithmischen Modells der zweiten Stufe sind kurz in Tabelle 11 und ausführlich im Anhang (Tabelle A 4, Tabelle A 5 und Tabelle A 6) dargestellt.

Die berichtigten R^2 -Werte liegen zwischen 0,76 und 0,82. Dies ist zwar geringer als im Modell der ersten Stufe, aber weist immer noch auf einen recht hohen Erklärungsgehalt des Modells hin. Während die Durbin's h -Werte der Regressionen für die Haushaltstypen 1 und 2 auf keine signifikante Autokorrelation der Residuen hinweisen, sind die Residuen bei Haushaltstyp 3 signifikant autokorreliert. Daher müssen die Schätzergebnisse für den Haushaltstyp 3 mit Vorsicht betrachtet werden.

Auch auf der zweiten Stufe sind alle Anpassungskoeffizienten λ_i hoch signifikant. Sie sind allerdings etwas geringer als auf der ersten Stufe und liegen zwischen 0,31 und 0,51. Dabei steigt die Trägheit der Bananennachfrage mit steigendem Haushaltseinkommen an.

Sämtliche Marshall'schen Eigenpreiselastizitäten der Bananennachfrage sind signifikant negativ. Die kurzfristigen liegen zwischen $-0,26$ und $-0,63$ und die langfristigen zwischen $-0,54$ und $-0,91$. Auch hier zeigt sich, dass die Nachfrage mit zunehmendem Haushaltseinkommen unelastischer wird. Die Kreuzpreiselastizitäten der Bana-

⁶⁰ $e^{\phi_{ik}}$ stellt die Nachfragemenge im k -ten Monat relativ zum Jahresdurchschnitt dar (approximativ stellt ϕ_{ik} die Abweichung der Nachfragemenge im k -ten Monat relativ zum Jahresdurchschnitt dar).

⁶¹ Siehe Fußnote 49.

nennnachfrage in Bezug auf Kernobst und anderes Frischobst sind zumeist negativ, aber nicht signifikant. Es konnte somit weder signifikante Brutto-Komplementarität noch signifikante Brutto-Substitution zwischen Bananen und Kernobst sowie der Kategorie anderes Frischobst festgestellt werden.

Tabelle 11: Regressionsergebnisse der zweiten Stufe

Koeffizient (Variable)	Haushaltstyp 1		Haushaltstyp 2		Haushaltstyp 3	
	kurzfristig	langfristig	kurzfristig	langfristig	kurzfristig	langfristig
α_i (Konstante)	6,025**	8,712**	5,733**	9,691**	4,454**	9,108**
β_i (Bananenpreis)	-0,628**	-0,908**	-0,381**	-0,643**	-0,263**	-0,539**
β_i (Kernobstpreis)	-0,057	-0,082	-0,126	-0,213	-0,109	-0,224
β_i (Pr. and. Fr.obst)	0,111	0,160	-0,087	-0,147	-0,109	-0,222
γ_i (Frischobstausg.)	0,521**	0,753**	0,446**	0,754**	0,450**	0,920**
λ_i (lag-Variable)	0,308**	---	0,408**	---	0,511**	---
ϕ_{i1} (Dummy Jan.)	0,194**	0,281**	0,287**	0,485**	0,291**	0,596**
ϕ_{i2} (Dummy Feb.)	0,135**	0,195**	0,082**	0,138**	0,120**	0,246**
ϕ_{i3} (Dummy März)	0,165**	0,238**	0,109**	0,183**	0,113**	0,231**
ϕ_{i4} (Dummy April)	0,108**	0,156**	-0,010	-0,017	-0,016	-0,032
ϕ_{i5} (Dummy Mai)	0,045*	0,064*	-0,016	-0,026	-0,029	-0,058
ϕ_{i6} (Dummy Juni)	-0,127**	-0,183**	-0,166**	-0,281**	-0,212**	-0,434**
ϕ_{i7} (Dummy Juli)	-0,137**	-0,198**	-0,184**	-0,312**	-0,261**	-0,534**
ϕ_{i8} (Dummy Aug.)	-0,224**	-0,324**	-0,176**	-0,297**	-0,149**	-0,305**
ϕ_{i9} (Dummy Sept.)	-0,249**	-0,361**	-0,048*	-0,081**	-0,029	-0,058
ϕ_{i10} (Dummy Okt.)	-0,069*	-0,099**	0,022	0,037	0,010	0,020
ϕ_{i11} (Dummy Nov.)	0,046 ⁺	0,067 ⁺	0,111**	0,188**	0,128**	0,263**
ϕ_{i12} (Dummy Dez.)	0,113**	0,164**	-0,011	-0,018	0,033	0,067
Teststatistiken:						
R^2 :	0,7885		0,8000		0,8344	
\bar{R}^2	0,7639		0,7768		0,8153	
Durbin-Watson	2,0787		2,1260		2,2847	
Durbin's h	-0,8429		-1,2932		-4,1384**	

⁺, * und ** bedeuten ein Signifikanzniveau von 10%, 5% bzw. 1%.

Quelle: Eigene Berechnungen

Die Ausgabenelastizitäten der Bananennachfrage in Bezug auf die gesamten Frischobstausgaben sind alle signifikant positiv, aber kleiner als eins. Dies bedeutet, dass die Haushalte bei steigenden Frischobstausgaben mehr Bananen kaufen, aber ihr Anteil an den Frischobstausgaben sinkt.

Aus den Koeffizienten der monatlichen Dummy-Variablen geht hervor, dass der Bananenkonsum – ceteris paribus – im Sommer am geringsten ist. Dies kann an einer geringeren Verbraucherpräferenz für Bananen im Sommer (z.B. bei höheren Temperaturen) und/oder an dem großen Angebot an Substituten (z.B. Beerenfrüchte, Pflirsche) liegen.

6.3 Hicks'sche Elastizitäten

Die bisher dargestellten Preiselastizitäten waren sogenannte Marshall'sche oder un-kompensierte Elastizitäten. Sie beschreiben die Reaktion der Verbraucher auf eine Preisänderung, wobei davon ausgegangen wird, dass sich die gesamten Ausgaben der Konsumenten nicht ändern. Somit hat jede Preisänderung zwei Effekte auf das Nachfrageverhalten der Verbraucher: Einen durch die veränderten Preisrelationen (Substitutionseffekt) und einen durch das veränderte Realeinkommen (Einkommenseffekt). Demgegenüber beschreiben die sogenannten Hicks'schen oder kompensierten Elastizitäten nur den Substitutionseffekt, wobei hier der Nutzen der Verbraucher konstant bleibt. Dabei besteht folgende Beziehung zwischen den Marshall'schen und Hicks'schen Elastizitäten der Nachfrage:⁶²

$$\mathcal{E}_{ij}^* = \mathcal{E}_{ij} + \mathcal{E}_i w_j \quad (14)$$

$\mathcal{E}_{ij}(\mathcal{E}_{ij}^*)$ ist die Marshall'sche (Hicks'sche) Elastizität der Nachfrage nach dem Gut i in Bezug auf den Preis des Gutes j . \mathcal{E}_i stellt die Ausgabenelastizität des Gutes i dar und w_j den Ausgabenanteil des Gutes j innerhalb der Gütergruppe.

Die Standardfehler der Hicks'schen Elastizitäten sind mit folgender Formel berechnet worden.⁶³

$$se(\mathcal{E}_{ij}^*) = \sqrt{\text{var}(\mathcal{E}_{ij}) + w_j^2 \text{var}(\mathcal{E}_i) + 2w_j \text{cov}(\mathcal{E}_{ij}, \mathcal{E}_i)} \quad (15)$$

Die Hicks'schen Preiselastizitäten der Frischobst- und Bananennachfrage sind in Tabelle 12 dargestellt. Da der Anteil der Ausgaben für Frischobst an den gesamten Ausgaben nur sehr gering ist, weichen die Hicks'schen Eigenpreiselastizitäten der Frischobstnachfrage nur geringfügig von den Marshall'schen Eigenpreiselastizitäten (Tabelle 10) ab.

⁶² Siehe z.B. Colman und Young (1989), S. 106.

⁶³ Die Formel basiert auf der Formel von Klein (1953), S. 258.

Die Hicks'schen Eigenpreiselastizitäten der Bananennachfrage sind – wie schon wegen der positiven Ausgabenelastizität der Bananennachfrage zu erwarten - unelastischer als die Marshall'schen Eigenpreiselastizitäten (Tabelle 11), aber immer noch signifikant negativ. Im Gegensatz zu den Marshall'schen Kreuzpreiselastizitäten sind sämtliche Hicks'sche Kreuzpreiselastizitäten positiv. Allerdings sind diese Kreuzpreiselastizitäten bis auf einen Fall, Bananen und Kernobst in Haushaltstyp 1, nicht signifikant von Null verschieden, so dass nicht davon ausgegangen werden kann, dass in allen Haushaltstypen eine Netto-Substitution zwischen Bananen und Kernobst sowie der Kategorie anderes Frischobst besteht.

Tabelle 12: Hicks'sche Elastizitäten

	Haushaltstyp 1		Haushaltstyp 2		Haushaltstyp 3	
	kurzfristig	langfristig	kurzfristig	langfristig	kurzfristig	langfristig
Elastizitäten der Frischobstnachfrage (1. Stufe) in Bezug auf den Preis von						
Frischobst	-0,099	-0,213	-0,009	-0,026	0,010	0,020
Elastizitäten der Bananennachfrage (2. Stufe) in Bezug auf den Preis von						
Bananen	-0,522**	-0,755**	-0,263**	-0,444**	-0,161**	-0,330**
Kernobst	0,123	0,178	0,044	0,074	0,058	0,118
and. Fr.obst	0,346 ⁺	0,500 ⁺	0,071	0,120	0,072	0,148

⁺, * und ** bedeuten ein Signifikanzniveau von 10%, 5% bzw. 1%.

Quelle: Eigene Berechnungen

6.4 Unbedingte Elastizitäten

Weiterhin ist zu beachten, dass die in Abschnitt 6.2 angegebenen Marshall'schen Elastizitäten der Bananennachfrage sogenannte bedingte Elastizitäten sind. Diese treten bei mehrstufigen Nachfragemodellen in allen Stufen außer in der ersten (obersten) auf⁶⁴. Sie werden „bedingt“ genannt, weil sie an die Bedingung konstanter Ausgaben für die gesamte Gütergruppe gebunden sind. Dies ergibt sich daraus, dass in mehrstufigen Nachfragemodellen die nachgefragte Menge eines Gutes bzw. einer Güterkategorie von den Preisen aller Güter(kategorien) in der Gruppe und der Ausgabenhöhe für die gesamte Gruppe abhängt ($q_i = f(p_1, p_2, \dots, p_n, X)$). Bei der Berechnung der bedingten Preiselastizitäten wird nun das partielle Differential der Nachfragegleichung nach dem Preis ($\partial q_i / \partial p_j$) verwendet, das den partiellen Einfluss

⁶⁴ Die bedingten Elastizitäten treten nicht in der obersten Stufe auf, da hier die Nachfrage nach den einzelnen Güterkategorien von den als fix betrachteten Gesamtausgaben abhängen. Dagegen hängt die Nachfrage auf den anderen Stufen von den Ausgaben für die jeweiligen Güterkategorien ab, wobei zwischen diesen Kategorien substituiert werden kann (siehe auch weiter unten).

des Preises p_j , ceteris paribus, also bei Konstanz aller anderen Preise (p_i mit $i \neq j$) und der gesamten Ausgaben für die Gruppe (X) misst.

In der hier vorliegenden Nachfrageanalyse bedeutet dies, dass die in Abschnitt 6.2 vorgestellten bedingten Preiselastizitäten eine Änderung der Bananennachfrage angeben, die durch die Veränderung eines Preises ausgelöst wurde, wobei die Verbraucher ihre gesamten Frischobstausgaben konstant halten. Da aber die Ergebnissen der ersten Stufe zeigen, dass die Frischobstnachfrage sehr preisunelastisch ist, folgt hieraus, dass die Verbraucher bei veränderten Frischobstpreisen die nachgefragten Mengen kaum ändern, sondern sich stattdessen ihre Frischobstausgaben ändern. Insofern können die bedingten Elastizitäten nicht als realistisch betrachtet werden.

Die sogenannten unbedingten Preiselastizitäten gehen stattdessen von konstanten Gesamtausgaben der Haushalte aus. Diese Annahme ist wesentlich realistischer, da die Gesamtausgaben der Haushalte zumindest langfristig dem Einkommen entsprechen, das als unabhängig vom Nominalpreis einzelner Güter angesehen werden kann.

Die unbedingten Preiselastizitäten werden folgendermaßen berechnet:⁶⁵

$$\mathcal{E}_{ij}^{\bar{X}} = \mathcal{E}_{ij}^{\bar{E}} + \mathcal{E}_{iE} w_j (\mathcal{E}_{FP}^{\bar{X}} + 1) \quad (16)$$

Dabei ist $\mathcal{E}_{ij}^{\bar{X}}$ die unbedingte Elastizität der Nachfrage nach Gut i (hier: Bananen) in Bezug auf den Preis des Gutes j (hier: z.B. Kernobst) bei konstanten Gesamtausgaben; $\mathcal{E}_{ij}^{\bar{E}}$ ist die bedingte Elastizität der Nachfrage nach Gut i in Bezug auf den Preis des Gutes j bei konstanten Ausgaben für die gesamte Gruppe (hier: Frischobst); \mathcal{E}_{iE} ist die Ausgabenelastizität der Nachfrage nach Gut i in Bezug auf die Ausgaben für die gesamte Gruppe; w_j ist der Ausgabenanteil des Gutes j an den Ausgaben für die gesamte Gruppe; $\mathcal{E}_{FP}^{\bar{X}}$ ist die Eigenpreiselastizität der Nachfrage nach der gesamten Gruppe bei konstanten Gesamtausgaben.

⁶⁵ Siehe Fan, Wailes und Cramer (1995), S. 57.

Die Standardfehler dieser unbedingten Preiselastizitäten wurden mit folgender Formel berechnet:⁶⁶

$$se(\mathcal{E}_{ij}^{\bar{X}}) = \sqrt{\text{var}(\mathcal{E}_{ij}^{\bar{E}}) + (w_j(\mathcal{E}_{FP}^{\bar{X}} + 1))^2 \text{var}(\mathcal{E}_{iE}) + (\mathcal{E}_{iE} w_j)^2 \text{var}(\mathcal{E}_{FP}^{\bar{X}}) + 2(w_j(\mathcal{E}_{FP}^{\bar{X}} + 1)) \text{cov}(\mathcal{E}_{ij}^{\bar{E}}, \mathcal{E}_{iE})} \quad (17)$$

Entsprechend den bedingten und unbedingten Marshall'schen Preiselastizitäten gibt es auch bedingte und unbedingte Hicks'sche Preiselastizitäten. Während die bedingten Elastizitäten von einem konstanten Nutzen aus dem Konsum der Güter innerhalb der Gütergruppe ausgehen, wird bei den unbedingten Elastizitäten der Gesamtnutzen konstant gehalten. Es ist somit bei diesen auch eine Substitution zwischen verschiedenen Gütergruppen möglich. Die Berechnung der unbedingten Hicks'schen Elastizitäten erfolgt wie die Berechnung der bedingten Hicks'schen Elastizitäten mit Gleichung (14). Allerdings werden hier die unbedingten Marshall'schen Preiselastizitäten, die unbedingten Ausgabenelastizitäten und der Ausgabenanteil des Gutes an den Gesamtausgaben verwendet.

Auch bei den Ausgabenelastizitäten gibt es analog zu den Preiselastizitäten bedingte und unbedingte Elastizitäten. Die bedingten Ausgabenelastizitäten beschreiben das Verhältnis einer relativen Änderung der Nachfragemenge zu einer relativen Änderung der Ausgaben für eine Gütergruppe. Dagegen geben die unbedingten Ausgabenelastizitäten das Verhältnis einer relativen Änderung der Nachfragemenge zu einer relativen Änderung der Gesamtausgaben an. Deshalb können die unbedingten Ausgabenelastizitäten auch als (langfristige) Einkommenselastizitäten betrachtet werden. Sie können mit folgender Gleichung berechnet werden:⁶⁷

$$\mathcal{E}_{iX} = \mathcal{E}_{iE} \mathcal{E}_{FX} \quad (18)$$

Dabei ist \mathcal{E}_{iX} die unbedingte Ausgabenelastizität der Nachfrage nach Gut i in Bezug auf die Gesamtausgaben, \mathcal{E}_{iE} ist die bedingte Ausgabenelastizität der Nachfrage nach Gut i in Bezug auf die Ausgaben für die Gruppe (hier: Frischobstausgaben) und

⁶⁶ Bei dieser Formel wird angenommen, dass $\text{cov}(\mathcal{E}_{ij}^{\bar{E}}, \mathcal{E}_{FP}^{\bar{X}}) = \text{cov}(\mathcal{E}_{iE}, \mathcal{E}_{FP}^{\bar{X}}) = 0$, da $\mathcal{E}_{FP}^{\bar{X}}$ und $\mathcal{E}_{ij}^{\bar{E}}$ bzw. $\mathcal{E}_{FP}^{\bar{X}}$ und \mathcal{E}_{iE} aus jeweils verschiedenen Regressionen (erste und zweite Stufe) stammen. Die Formel basiert auf der Formel von Klein (1953), S. 258.

⁶⁷ Siehe Fan, Wailes und Cramer (1995), S. 58.

\mathcal{E}_{FX} ist die Ausgabenelastizität der gesamten Gruppe (hier: Frischobst) in Bezug auf die Gesamtausgaben.

Die Standardfehler der unbedingten Ausgabenelastizitäten wurden mit folgender Formel berechnet:⁶⁸

$$se(\mathcal{E}_{iX}) = \sqrt{\mathcal{E}_{FX}^2 \text{var}(\mathcal{E}_{iE}) + \mathcal{E}_{iE}^2 \text{var}(\mathcal{E}_{FX})} \quad (19)$$

Die unbedingten Elastizitäten der Bananennachfrage sind in Tabelle 13 dargestellt. Da die Preiselastizitäten der Frischobstnachfrage (erste Stufe) nur geringfügig von Null abweichen (siehe Tabelle 10), sind die unbedingten Marshall'schen Elastizitäten den bedingten Hicks'schen Elastizitäten (Tabelle 12) sehr ähnlich.⁶⁹ Dieses ist auch intuitiv klar, wenn man sich überlegt, dass eine Änderung des Frischobstpreises bei einer sehr unelastischen Frischobstnachfrage zu einer nur sehr geringen Änderung der insgesamt konsumierten Frischobstmenge führt, so dass sich auch der Nutzen aus dem Frischobstkonsum kaum ändert.

Tabelle 13: Unbedingte Elastizitäten der Bananennachfrage

	Haushaltstyp 1		Haushaltstyp 2		Haushaltstyp 3	
	kurzfristig	langfristig	kurzfristig	langfristig	kurzfristig	langfristig
Marshall'sche Elastizitäten in Bezug auf						
Bananenpreis	-0,533**	-0,789**	-0,264**	-0,450**	-0,161**	-0,327**
Kernobstpreis	0,105	0,121	0,042	0,065	0,059	0,124
Preis v. and. Fr.obst	0,322 ⁺	0,426	0,070	0,112	0,073	0,153
Gesamtausgaben	0,146**	0,454**	0,089 ⁺	0,412 ⁺	0,163*	0,682*
Hicks'sche Elastizitäten in Bezug auf						
Bananenpreis	-0,533**	-0,788**	-0,264**	-0,449**	-0,160**	-0,326**
Kernobstpreis	0,105	0,122	0,042	0,066	0,060	0,125
Preis v. and. Fr.obst	0,323 ⁺	0,428	0,070	0,113	0,074	0,155

⁺, * und ** bedeuten ein Signifikanzniveau von 10%, 5% bzw. 1%.

Quelle: Eigene Berechnungen

Die langfristigen unbedingten Eigenpreiselastizitäten der Bananennachfrage liegen zwischen $-0,79$ und $-0,33$. Dies entspricht in etwa auch dem Bereich der Ergebnisse früherer Analysen der Bananennachfrage (siehe Tabelle 7). Sämtliche Kreuzpreiselastizitäten sind wieder positiv. Da aber nur ein Wert, die kurzfristige Kreuzpreiselastizität,

⁶⁸ Bei dieser Formel wird angenommen, dass $\text{cov}(\mathcal{E}_{iE}, \mathcal{E}_{FX}) = 0$, da \mathcal{E}_{FX} und \mathcal{E}_{iE} aus jeweils verschiedenen Regressionen (erste und zweite Stufe) stammen. Die Formel basiert auf der Formel von Klein (1953), S. 258.

⁶⁹ Die Gleichungen (14) und (16) sind bei einer Preiselastizität der Frischobstnachfrage von Null identisch.

tizität zu anderem Obst des Haushaltstyps 1, signifikant größer als Null ist, konnten kaum signifikante Brutto-Substitution festgestellt werden.

Die unbedingten (Gesamt-)Ausgabenelastizitäten bzw. Einkommenselastizitäten sind alle signifikant positiv und die langfristigen Werte liegen zwischen 0,41 und 0,68. Dies bedeutet, dass der Bananenkonsum bei steigendem Einkommen zunimmt, aber der Anteil des Einkommens, der für Bananen ausgegeben wird, sinkt.

Die unbedingten Hicks'schen Elastizitäten sind mit den unbedingten Marshall'schen Elastizitäten fast identisch, da die Ausgaben für die einzelnen Frischobstkategorien nur einen sehr geringen Anteil an den Gesamtausgaben ausmachen. Intuitiv ist der geringe Unterschied dadurch zu erklären, dass der Einkommenseffekt, der ja die Differenz zwischen den Hicks'schen und Marshall'schen Elastizitäten darstellt, bei der Änderung des Preises von nur einer Frischobstkategorie äußerst gering ist.

7 Spezifikation des AIDS-Nachfragesystems

Die zweite Stufe wurde zusätzlich noch mit einer dynamischen Form des „Almost Ideal Demand System“ ökonometrisch geschätzt. Dieses Nachfragesystem basiert auf dem Dualitätsansatz und ermöglicht durch die explizite Berücksichtigung der mikroökonomischen Nachfragetheorie und die gleichzeitige Schätzung des gesamten Systems eine genauere Analyse der Frischobstnachfrage und insbesondere der Substitutionsbeziehungen zwischen einzelnen Frischobstkategorien.

7.1 Die Dualitätstheorie in der Nachfrageanalyse

Die mikroökonomische Nachfragetheorie geht davon aus, dass der Konsum von Gütern und Dienstleistungen⁷⁰ bei den Verbrauchern einen sogenannten Nutzen erzeugt. Diese Beziehung zwischen Nutzen (u) und konsumierten Gütern (q) wird durch die (direkte) Nutzenfunktion abgebildet:

$$u = v(q) \quad (20)$$

Nach dem primalen Ansatz maximieren die Verbraucher ihren Nutzen, müssen aber beachten, dass ihre Ausgaben (pq) ihr Einkommen (x) nicht übersteigen:

$$\text{Max } u = v(q), \text{ s.t. } pq = x \quad (21)$$

Dagegen geht der duale Ansatz von einer anderen Seite an das Problem der Konsumoptimierung heran. Die Verbraucher minimieren ihre Ausgaben (bzw. Kosten), um ein bestimmtes Nutzenniveau zu erreichen:

$$\text{Min } x = pq, \text{ s.t. } v(q) = u \quad (22)$$

Der primale und der duale Ansatz sind keine Gegensätze, sondern sie ergänzen sich. Beide führen (unter den üblichen Annahmen der mikroökonomischen Konsumtheorie) stets zu denselben Ergebnissen. Denn wenn der Nutzen (u) bei bestimmten Preisen (p) und bei einer bestimmten Einkommenshöhe (x) maximiert ist, müssen die minimalen Kosten (x'), die notwendig sind, um dieses Nutzenniveau (u) zu erreichen,

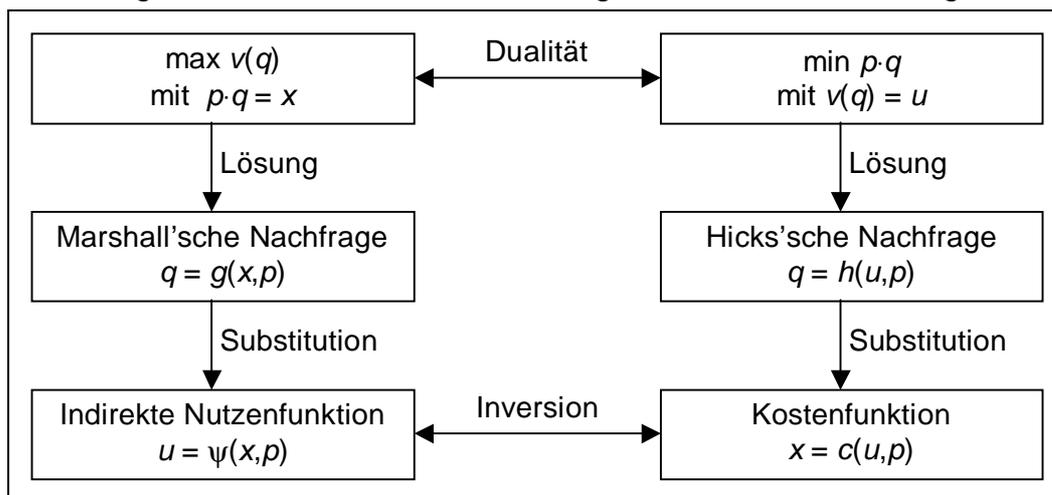
⁷⁰ Zur Vereinfachung werden im folgenden „Güter“ und „Dienstleistungen“ zusammengefasst und es wird nur noch der Begriff „Güter“ benutzt der beides beinhaltet.

⁷¹ Da bei der üblichen Annahme, dass mindestens ein Gut einen positiven Grenznutzen hat, die Nutzenmaximierung zu einer vollständigen Verwendung des Einkommens führt, wurde in der Budgetrestriktion anstatt eines Ungleichheitszeichens ein Gleichheitszeichen gesetzt.

genau dem Einkommen (x) entsprechen. Wenn diese minimalen Kosten (x') höher wären als das Einkommen (x), wäre das Nutzenniveau (u) auch nicht erreichbar. Wenn die minimalen Kosten (x') niedriger wären als das Einkommen (x), wäre ein höheres Nutzenniveau (u) erreichbar, da noch ein Teil des Einkommens übrig wäre, um weiter Güter zu konsumieren.

Zwischen dem primalen und dem dualen Ansatz gibt es viele Parallelen. Während beim primalen Ansatz die Lösung des Maximierungsproblems die Marshall'schen Nachfragefunktionen ergibt, ergeben sich bei der Lösung des Minimierungsproblems des dualen Ansatz die Hicks'schen Nachfragefunktionen. Durch weitere Substitution ergeben sich bei im primalen Ansatz die indirekte Nutzenfunktion und im dualen Ansatz die Kostenfunktion. Diese beiden Funktionen können durch Inversion ineinander überführt werden (Abbildung 7).

Abbildung 7: Dualität: Nutzenmaximierung und Kostenminimierung



Quelle: Deaton und Muellbauer (1980b), S. 38 (übersetzt).

Die Vorteile des dualen Ansatzes liegen darin, dass von einer Kostenfunktion ausgegangen werden kann, auf die theoretisch abgeleitete Restriktionen angewendet werden können⁷² und von der mittels Shephard's Lemma⁷³ die Hicks'schen Nachfragefunktionen einfach abgeleitet werden können.

⁷² Bei Nutzenmaximierung muss die Kostenfunktion folgende Eigenschaften haben: a) homogen vom Grade eins in Preisen; b) steigend im Nutzenniveau, nicht fallend in Preisen und steigend in mindestens einem Preis; c) konkav in Preisen (siehe Deaton und Muellbauer (1980b), S. 39f).

⁷³ Als Shephard's Lemma wird die Herleitung der Hicks'schen Nachfragefunktionen aus der Kostenfunktion durch Differenzierung der Kostenfunktion nach dem jeweiligen Preis ($h_i(u, p) = \partial c(u, p) / p_i$) bezeichnet (Beweis siehe z.B. Deaton und Muellbauer (1980b), S. 40).

7.2 Das „Almost Ideal Demand System“⁷⁴

Das sogenannte „Almost Ideal Demand System“ wurde von Deaton und Muellbauer entwickelt und 1980 veröffentlicht⁷⁵. Ausgangspunkt dieses Modells ist folgende Kostenfunktion:

$$\log c(u, p) = a(p) + ub(p)$$

$$\text{mit } a(p) = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* \log p_k \log p_l \quad (23)$$

$$\text{und } b(p) = \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k}$$

Dabei stellen c die minimalen Kosten (bzw. Ausgaben) dar, die bei gegebenen Preisen p (einem Vektor von n Preisen: $p = (p_1, p_2, \dots, p_n)$) zur Erreichung des Nutzenniveaus u notwendig sind. α_i , β_i und γ_{ij}^* sind Koeffizienten. Die Kostenfunktion (Gleichung (23)) ist - wie die mikroökonomische Theorie verlangt - linear homogen (= homogen vom Grade 1) in den Preisen p , wenn folgendes gilt:⁷⁶

$$\sum_{k=1}^n \alpha_k = 1, \quad \sum_{k=1}^n \gamma_{kl}^* = \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* = \sum_{k=1}^n \beta_k = 0 \quad \text{für alle } k, l = 1, \dots, n \quad (24)$$

Die Ausgabenanteile der einzelnen Güter i (w_i) können durch Differenzierung der logarithmierten Kostenfunktion (Gleichung (23)) nach dem jeweiligen logarithmierten Preis und durch Substitution vom Nutzenniveau u berechnet werden:⁷⁷

$$w_i = \frac{\partial \log c}{\partial \log p_i} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \left(\frac{x}{P} \right) \quad \text{für alle } i = 1, \dots, n \quad (25)$$

$$\text{mit } \log P = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} \log p_k \log p_l \quad (26)$$

$$\text{und } \gamma_{ij} = \frac{1}{2} (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*) = \gamma_{ji} \quad \text{für alle } i, j = 1, \dots, n \quad (27)$$

Dabei wurde das Symbol c (Kosten als Funktion von Preisen und Nutzenniveau) durch x (tatsächliche Ausgaben) ersetzt. Gleichung (25) kann als eine Approximation

⁷⁴ Dieses Kapitel basiert auf Deaton und Muellbauer (1980b), Kapitel 3.4, S. 75ff.

⁷⁵ Siehe Deaton und Muellbauer (1980a und 1980b).

⁷⁶ Siehe Anhang, Beweis 4 (S. 77).

⁷⁷ Siehe Anhang, Beweis 5 (S. 77).

ersten Grades einer allgemeinen unbekanntem Beziehung zwischen dem Ausgabenanteil (w_i), den logarithmierten Ausgaben ($\log x$) und sämtlichen logarithmierten Preisen ($\log p_i$) angesehen werden. Die aus der mikroökonomischen Theorie abgeleiteten Restriktion können direkt auf die Koeffizienten übertragen werden:

„Adding up“ ($\sum_{i=1}^n w_i = 1$) erfordert folgende Restriktionen:⁷⁸

$$\sum_{k=1}^n \alpha_k = 1, \sum_{k=1}^n \gamma_{kj}^* = 0, \sum_{k=1}^n \beta_k = 0 \quad \text{für alle } j = 1, \dots, n \quad (28)$$

Lineare Homogenität in Preisen und Ausgaben ($w_i(rp, rx) = w_i(rp, rx)$ für $r > 0$ und $i = 1, \dots, n$) ist unter folgender Restriktion gegeben:⁷⁹

$$\sum_{j=1}^n \gamma_{ij} = 0 \quad \text{für alle } i = 1, \dots, n \quad (29)$$

Die Symmetrie der Slutsky-Matrix ($s_{ij} = s_{ji}$ mit $s_{ij} = \partial q_i / \partial p_j = \partial (\partial c / \partial p_i) / \partial p_j$)⁸⁰ ist unter folgenden Bedingungen erfüllt:⁸¹

$$\gamma_{ij} = \gamma_{ji} \quad \text{für alle } i, j = 1, \dots, n \quad (30)$$

Da der Preisindex P (Gleichung (26)) in den meisten Fällen annähernd parallel zu anderen Preisindizes verläuft, kann er z.B. durch den Stone'schen Index ($\log P = \sum_{k=1}^n w_k \log p_k$) ersetzt werden. Dies hat den Vorteil, dass der Ausdruck $\log(x/P)$ schon vor der ökonometrischen Schätzung berechnet werden kann und so Schätzgleichungen entstehen, die linear in den Koeffizienten sind. Diese Form wird in der Literatur häufig „lineare Approximation“ des AIDS-Modells (LA-AIDS) genannt und soll auch in dieser Arbeit verwendet werden.

⁷⁸ Siehe Anhang, Beweis 6 (S. 78).

⁷⁹ Siehe Anhang, Beweis 7 (S. 78).

⁸⁰ Als Slutsky-Matrix wird eine Matrix der zweiten Ableitungen einer Kostenfunktionen ($c = c(p_1, \dots, p_n, u)$) nach den Preisen p_i bezeichnet.

⁸¹ Siehe Anhang, Beweis 8 (S. 79).

Somit ergeben sich folgende Schätzgleichungen:

$$w_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log \left(\frac{x_t}{P_t} \right) + u_{it} \quad \text{für alle } i = 1, \dots, n \quad (31)$$

$$\text{mit } \log P_t = \sum_{k=1}^n w_{kt} \log p_{kt} \quad (32)$$

Diese Schätzgleichungen können zur Vereinfachung auch in Matrixform geschrieben werden:

$$W_t = AX_t + U_t \quad (33)$$

$$\text{mit } W_t = (w_{1t} \quad w_{2t} \quad \dots \quad w_{nt})' \quad (34)$$

$$A = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \gamma_{11} & \gamma_{12} & \dots & \gamma_{1n} & \beta_1 \\ \alpha_2 & \gamma_{21} & \gamma_{22} & \dots & \gamma_{2n} & \beta_2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \alpha_n & \gamma_{n1} & \gamma_{n2} & \dots & \gamma_{nn} & \beta_n \end{bmatrix} \quad (35)$$

$$X_t = \left(1 \quad \ln p_{1t} \quad \ln p_{2t} \quad \dots \quad \ln p_{nt} \quad \ln \left(\frac{x_t}{P_t} \right) \right)' \quad (36)$$

$$\text{und } U_t = (u_{1t} \quad u_{2t} \quad \dots \quad u_{nt})' \quad (37)$$

7.3 Dynamische AIDS-Spezifikation

Wegen einer vermuteten Trägheit des Verbraucherverhaltens soll entsprechend der doppelt-logarithmischen Modellspezifikation auch das AIDS-Modell in einer dynamischen Spezifikation geschätzt werden. DEATON und MUELLBAUER (1980b) vermuten auch, dass die Ablehnung der Homogenitätsrestriktion in ihrer empirischen Studie mit einem statischen AIDS-Modell an der ungenügende Berücksichtigung dynamischen Verhaltens liegt.⁸² In der Literatur findet man mehrere sehr verschiedene dynamische Modellvarianten.

⁸² Siehe Deaton und Muellbauer (1980b), S. 77.

BLANCIFORTI und GREEN (1983b) erweitern das statische AIDS-Modell dadurch, dass sie die α_i 's als lineare Funktionen der Verbrauchsmengen der Vorperiode ($\alpha_i = \alpha_i^* + \alpha_i^{**} q_{i,t-1}$) spezifizieren:⁸³

$$w_{it} = \alpha_i^* + \alpha_i^{**} q_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log \left(\frac{x_t}{P_t} \right) + u_{it} \quad \text{für alle } i = 1, \dots, n \quad (38)$$

MOLINA (1997) berücksichtigt die Trägheit der Verbraucher durch einen partiellen Anpassungsprozess⁸⁴, bei dem der jeweilige Ausgabenanteil der Vorperiode ($w_{i,t-1}$) als exogene Variable in die Schätzgleichung eingeht:⁸⁵

$$w_{it} = \alpha_i^* + \theta w_{i,t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log \left(\frac{x_t}{P_t} \right) + u_{it} \quad \text{für alle } i = 1, \dots, n \quad (39)$$

Allerdings erfüllen die letzten beiden Spezifikation die „Adding up“-Bedingung nicht, da die n Schätzgleichungen unterschiedliche exogene Variable beinhalten.

Dieses Problem tritt bei der von ALESSIE und KAPTEYN (1991) vorgeschlagenen Spezifikation nicht auf, da hier die Ausgabenanteile der Vorperiode aller Güter ($w_{1,t-1}, \dots, w_{n,t-1}$) in jeder Schätzgleichung als exogene Variable auftreten:⁸⁶

$$w_{it} = \alpha_i^* + \sum_{j=1}^n \theta_{ij} w_{j,t-1} + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_{jt} + \beta_i \log \left(\frac{x_t}{P_t} \right) + u_{it} \quad \text{für alle } i = 1, \dots, n \quad (40)$$

$$\text{mit } \sum_{j=1}^n \theta_{ij} = 0 \quad \text{für alle } i = 1, \dots, n \quad (41)$$

⁸³ Siehe Blanciforti und Green (1983b), S. 512.

⁸⁴ Als partielle Anpassung wird allgemein ein Modell in der Form $y_t = \theta y_{t-1} + (1-\theta)y_t^*$ bezeichnet, wobei y_t der beobachtete Wert in der Periode t , y_{t-1} der beobachtete Wert in der Vorperiode und $y_t^* = f(x_t)$ der optimale bzw. Gleichgewichtswert in der Periode t ist. Dieses Modell kann in die Form $y_t = \theta y_{t-1} + (1-\theta)f(x_t) = \theta y_{t-1} + g(x_t)$ umgewandelt und geschätzt werden.

⁸⁵ Siehe Molina (1997), S. 28.

⁸⁶ Siehe Alessie und Kapteyn (1991), S. 408.

⁸⁷ Diese Restriktion ist notwendig, um perfekte Multikollinearität zu verhindern.

Dagegen haben ANDERSON und BLUNDELL (1982) bereits 1982 eine „allgemeine dynamische Spezifikation“⁸⁸ vorgeschlagen, die in Matrixform und bei Benutzung des „Lag“-Operators L folgendermaßen geschrieben werden kann:

$$B^*(L)W_t = \Gamma^*(L)X_t + U_t \quad (42)$$

$$\text{mit } B^*(L) = I + \sum_{k=1}^p B_k^* L^k = I + B_1^* L + B_2^* L^2 + \dots + B_p^* L^p \quad (43)$$

$$\text{und } \Gamma^*(L) = \sum_{k=0}^q \Gamma_k^* L^k = \Gamma_0^* + \Gamma_1^* L + \Gamma_2^* L^2 + \dots + \Gamma_q^* L^q \quad (44)$$

$B^*(L)$ und $\Gamma^*(L)$ stellen dabei Summen von Koeffizienten-Matrizen (B_k^* und Γ_k^*) dar. Im einfachen Fall mit jeweiligen Lag-Längen von eins ($p=q=1$) ergibt sich folgendes Gleichungssystem:

$$W_t = \Gamma_0^* X_t + \Gamma_1^* X_{t-1} - B_1^* W_{t-1} + U_t \quad (45)$$

Die Koeffizienten-Matrizen sind somit folgendermaßen spezifiziert:

$$\Gamma_k^* = \begin{bmatrix} a_1^k & c_{11}^k & c_{12}^k & \dots & c_{1n}^k & b_1^k \\ a_2^k & c_{21}^k & c_{22}^k & \dots & c_{2n}^k & b_2^k \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ a_n^k & c_{n1}^k & c_{n2}^k & \dots & c_{nn}^k & b_n^k \end{bmatrix} \quad (46)$$

$$B_1^* = \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} & \dots & \theta_{1n} \\ \theta_{21} & \theta_{22} & \dots & \theta_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \theta_{n1} & \theta_{n2} & \dots & \theta_{nn} \end{bmatrix} \quad (47)$$

Daraus ergeben sich folgende Schätzgleichungen:⁸⁹

$$w_{it} = a_i^0 + \sum_{j=1}^n c_{ij}^0 \log p_{jt} + b_i^0 \log \left(\frac{x_t}{P_t} \right) + a_i^1 + \sum_{j=1}^n c_{ij}^1 \log p_{j,t-1} + b_i^1 \log \left(\frac{x_{t-1}}{P_{t-1}} \right) + \sum_{j=1}^n \theta_{ij} w_{j,t-1} + u_{it} \quad \text{für } i = 1, \dots, n \quad (48)$$

⁸⁸ Anderson und Blundell (1982), S. 1560.

⁸⁹ Um bei der Schätzung perfekte Multikollinearität zu vermeiden sind mehrere Restriktionen notwendig (siehe Abschnitt 7.4).

In dieser Diplomarbeit wird die von ANDERSON und BLUNDELL (1982) vorgeschlagene allgemeine dynamische Spezifikation verwendet, da sie eine Reihe von Vorteilen besitzt. Erstens erfüllt diese Spezifikation die „Adding up“-Bedingung, da hier in allen Schätzgleichung dieselben exogenen Variablen auftreten. Zweitens ist sowohl die Spezifikation der partiellen Anpassung von ALESSIE und KAPTEYN (1991) (Gleichung (40)) als auch die autoregressive Form⁹⁰ des statischen AIDS-Modells in der „allgemeinen dynamischen Spezifikation“ von ANDERSON und BLUNDELL (1982) enthalten.⁹¹ Drittens kann diese Spezifikation, die sowohl verzögerte exogene als auch verzögerte endogene Variablen beinhaltet, jede beliebige Form eines dynamischen Anpassungsprozesses durch Erhöhung der Lag-Längen (p und q) beliebig genau approximieren⁹², während alle anderen Spezifikationen die Form der dynamischen Anpassung a priori festlegen.

Analog zu den doppelt-logarithmischen Modellen gilt hier im hypothetischen langfristigen Gleichgewicht $W_1 = W_2 = \dots = W$, $X_1 = X_2 = \dots = X$ und $U_1 = U_2 = \dots = 0$ bzw. $w_{i1} = w_{i2} = \dots = w_i$, $p_{j1} = p_{j2} = \dots = p_j$, $x_1 = x_2 = \dots = x$ und $u_{i1} = u_{i2} = \dots = 0$ für alle $i, j = 1, \dots, n$. Somit ergibt sich für die allgemeine dynamische Spezifikation mit Lag-Längen von eins ($p=q=1$) (Gleichung (45)) folgendes Langfrist-Modell:

$$(I + B_1^*)W = (\Gamma_0^* + \Gamma_1^*)X \Leftrightarrow W = (I + B_1^*)^{-1}(\Gamma_0^* + \Gamma_1^*)X \quad (49)$$

Dabei stellen $(I + B_1^*)^{-1}(\Gamma_0^* + \Gamma_1^*)$ die langfristigen Koeffizienten dar.

7.4 Schätzung des dynamischen AIDS-Modells

Da die langfristigen Koeffizienten $(I + B_1^*)^{-1}(\Gamma_0^* + \Gamma_1^*)$ bei der Schätzung der Gleichungen (45) bzw. (48) nicht direkt geschätzt werden, müssen diese aus den Schätzergebnissen berechnet werden. Dies hat zur Folge, dass die theoretischen Restriktionen Homogenität und Symmetrie nicht auf die langfristigen Koeffizienten angewendet

⁹⁰ Als autoregressiv wird ein Modell bezeichnet, bei dem angenommen wird, dass die Residuen der Periode t mit den Residuen der Vorperiode korreliert sind ($u_t = \phi u_{t-1} + \varepsilon_t$). Die autoregressive Schätzgleichung des statischen Modells $y_t = f(x_t) + u_t$ hat somit die Spezifikation $y_t = f(x_t) - \phi f(x_{t-1}) + \phi y_{t-1} + \varepsilon_t$. Die autoregressive Form des AIDS-Modells lautet somit bei Anwendung des autoregressiven Prozesses auf das ganze Gleichungssystem (und nicht nur auf die einzelnen Gleichungen) $W_t = AX_t - \phi AX_t + \phi W_{t-1} + \varepsilon_t$.

⁹¹ Siehe Anderson und Blundell (1982); S. 1562f.

⁹² Siehe Jorgenson (1966), S. 142.

werden können und die Standardfehler der langfristigen Koeffizienten nur mit sehr großem Aufwand berechnet werden können.

Darum schlagen ANDERSON und BLUNDELL (1983) folgendes Modell vor:⁹³

$$\Delta W_t = A^* \Delta X_t - B^* (W_{t-1} - \Pi X_{t-1}) + U_t \quad (50)$$

Die Gleichung (50) ist äquivalent zu der Gleichung (45), wobei für $B^* = (I + B_1^*)$, für $A^* = \Gamma_0^*$ und für $\Pi = (B^*)^{-1}(\Gamma_0^* + \Gamma_1^*) = (I + B_1^*)^{-1}(\Gamma_0^* + \Gamma_1^*)$ eingesetzt wurde.⁹⁴ Bei dieser Spezifikation werden nicht nur die langfristigen Koeffizienten Π , sondern auch die kurzfristigen Koeffizienten A^* direkt geschätzt.

Die Gleichungen (45) und (50) sind allerdings nicht schätzbar, da die exogenen Variablen in jeder Gleichung perfekt kollinear sind.⁹⁵ Zum einen liegt dies an dem doppelten Vorhandensein des konstanten Terms im Vektor X_t und im Vektor X_{t-1} (Gleichung (45))⁹⁶ bzw. an der Null als erstes Element des Vektors ΔX_t (Gleichung (50)). Zum anderen wird Multikollinearität im Term $B_1^* W_{t-1}$ (Gleichung (45)) bzw. $B^* W_{t-1}$ (Gleichung (50)) dadurch ausgelöst, dass sich die Ausgabenanteile w_{it} in jedem Beobachtungszeitraum t genau zu eins aufsummieren ($\sum_{i=1}^n w_{it} = 1$ für $t = 1, \dots, T$).⁹⁷ Um die perfekte Multikollinearität in der Gleichung (50) zu verhindern und diese in ein schätzbares Modell zu überführen, werden einige Restriktionen angewendet:⁹⁸

$$\Delta W_t = A \Delta \tilde{X}_t - B (W_{t-1}^n - \Pi^n X_{t-1}) + U_t \quad (51)$$

Dabei entspricht der Vektor \tilde{X}_t dem Vektor X_t ohne seinem ersten Element, dem konstanten Term. Die Matrix A entspricht der Matrix A^* ohne ihre erste Spalte. Das Superscript n bedeutet das Entfallen der letzten (n -ten) Zeile.⁹⁹ Die Matrix B entspricht der Matrix B^* ohne ihre letzte (n -te) Spalte, wobei folgende Beziehung zwi-

⁹³ Siehe Anderson und Blundell (1983), S. 399.

⁹⁴ Siehe Anderson und Blundell (1983), S. 399 und Anhang, Beweis 9.

⁹⁵ Siehe Anderson und Blundell (1983), S. 399.

⁹⁶ Siehe Anderson und Blundell (1983), S. 399.

⁹⁷ Siehe Anderson und Blundell (1983), S. 399.

⁹⁸ Siehe Anderson und Blundell (1983), S. 399.

⁹⁹ Siehe Anderson und Blundell (1983), S. 399; allerdings ist der Autor dieser Diplomarbeit im Gegensatz zu Anderson und Blundell der Ansicht, dass auch die letzte Zeile des Vektors W_{t-1} entfallen muss. (Es ist natürlich auch möglich, dass dies bei Anderson und Blundell (1983) nur ein Druckfehler ist.)

schen den $n \times (n-1)$ Elementen der Matrix B und den $n \times n$ Elementen der Matrix B^* besteht.¹⁰⁰

$$\theta_{ij} = \theta_{ij}^* - \theta_{in}^* \quad \text{für alle } i = 1, \dots, n \text{ und } j = 1, \dots, n-1 \quad (52)$$

Da dieses Gleichungssystem mehr unbekannte Koeffizienten θ_{ij}^* ($n \times n$) als Gleichungen ($n \times (n-1)$) besitzt, können die Anpassungskoeffizienten θ_{ij}^* nicht aus den geschätzten Koeffizienten θ_{ij} identifiziert werden¹⁰¹.

Somit ergeben sich aus Gleichung (51) die folgenden einzelnen Schätzgleichungen:

$$\begin{aligned} \Delta w_{it} &= \sum_{j=1}^n c_{ij} \Delta \log p_{jt} + b_i \Delta \log \left(\frac{x_t}{P_t} \right) \\ &- \sum_{k=1}^{n-1} \theta_{ik} \left(w_{i,t-1} - \alpha_k + \sum_{j=1}^n \gamma_{kj} \log p_{j,t-1} + \beta_k \log \left(\frac{x_{t-1}}{P_{t-1}} \right) \right) + u_{it} \quad \text{für } i = 1, \dots, n \end{aligned} \quad (53)$$

Diese n Gleichung müssen gemeinsam als „scheinbar unabhängige Regression“ (SUR) mit einem Iterationsverfahren ökonometrisch geschätzt werden, da erstens die Störterme u_{it} der verschiedenen Gleichungen nicht unabhängig sind¹⁰², zweitens mehrere Koeffizienten in mehr als einer Gleichung vorkommen („cross-equation“-Restriktionen¹⁰³) und es sich drittens um eine nicht-lineare Schätzung handelt¹⁰⁴. Allerdings führt die Tatsache, dass sich die Ausgabenanteile w_{it} in jedem Beobachtungszeitraum t genau zu eins aufsummieren ($\sum_{i=1}^n w_{it} = 1$ für $t = 1, \dots, T$) dazu, dass bei Erfüllung der „Adding up“-Bedingung die Summe der Störterme u_{it} in jedem Beobachtungszeitraum t genau null ergibt ($\sum_{i=1}^n u_{it} = 0$ für $t = 1, \dots, T$). Da diese lineare Abhängigkeit der Störterme zu einer singulären Kovarianzmatrix führt¹⁰⁵, muss bei der Schätzung eine der n Gleichungen weggelassen werden. Dabei hat es keine Auswirkungen auf das Ergebnis, welche Gleichung herausgelassen wird, denn wegen der linearen Abhängigkeit gehen durch das Weglassen einer Gleichung keine Informationen verloren¹⁰⁶. Die Koeffizienten der weggelassenen Gleichung können durch die „Adding up“-Restriktionen (Gleichung (28)) berechnet werden.

¹⁰⁰ Siehe Anderson und Blundell (1983), S. 399.

¹⁰¹ Siehe Anderson und Blundell (1983), S. 399.

¹⁰² Siehe Hansen (1993), S. 171ff.

¹⁰³ Siehe Hansen (1993), S. 425.

¹⁰⁴ Siehe Hansen (1993), S. 119ff.

¹⁰⁵ Siehe Barten (1968), S. 222.

¹⁰⁶ Siehe Barten (1968), S. 225.

Zu diesen Schätzgleichungen (53) wurden wie bei den doppelt-logarithmischen Modellen monatliche Dummy-Variablen hinzugefügt, um bisher nicht einbezogene saisonaler Einflüsse zu berücksichtigen. Da im AIDS-Nachfragemodell Trendvariablen im Gegensatz zu den doppelt-logarithmischen Modellen einen signifikanten Einfluss hatten wurden auch diese den Gleichungen (53) hinzugefügt.

Dadurch entstehen folgende Schätzgleichungen:

$$\begin{aligned} \Delta w_{it} = & \sum_{j=1}^n c_{ij} \Delta \log p_{jt} + b_i \Delta \log \left(\frac{x_t}{P_t} \right) \\ & - \sum_{k=1}^{n-1} \theta_{ik} \left(w_{i,t-1} - \alpha_k + \sum_{j=1}^n \gamma_{kj} \log p_{j,t-1} + \beta_k \log \left(\frac{x_{t-1}}{P_{t-1}} \right) \right) \\ & + \sum_{k=1}^{12} \phi_{ik} M_{kt} + \tau_i T_t + u_{it} \quad \text{für } i=1,2 \text{ und } t=1,\dots,155 \end{aligned} \quad (54)$$

$$\text{mit } \log P_t = \sum_{k=1}^n w_{kt} \log p_{kt} \quad \text{und} \quad \sum_{k=1}^{12} \phi_{ik} = 0^{107} \quad (55)$$

Der Index i bezeichnet die Frischobstkatgorie ($i=1$: Bananen; $i=2$: Kernobst; $i=3$: anderes Frischobst) und der Index t den Beobachtungszeitraum ($t=0$ für Januar 1986 bis $t=155$ für Dezember 1998). Es werden hier keine Indizes für die Haushaltstypen dargestellt, um die Gleichung übersichtlicher zu halten. w_{it} sind die Ausgabenanteile für die Frischobstkatgorie i an den gesamten Haushaltsausgaben für Frischobst. p_{jt} sind die nominalen¹⁰⁸ Preisindizes der j -ten Frischobstkatgorie. x_t sind die Frischobstausgaben. M_{kt} sind monatliche Dummy-Variablen, die im k -ten Monat des Jahres „1“ und in allen anderen Monaten „0“ sind. T_t ist eine Trendvariable, für die $T_t = t$ gilt. u_{it} sind zufällige Störterme. c_{ij} und b_i sind die kurzfristigen und α_k , β_k und γ_{kj} die langfristigen Koeffizienten der AIDS-Nachfragefunktionen. θ_{ik} sind Anpassungskoeffizienten. ϕ_{ik} und τ_i sind Koeffizienten der monatlichen Dummy-Variablen bzw. der Trendvariable.

Um ein Modell zu schätzen, dass der mikroökonomischen Konsumtheorie entspricht, wurden die Homogenitätsrestriktionen (Gleichung (29)) und die Symmetrierestriktio-

¹⁰⁷ Siehe Fußnote 53.

¹⁰⁸ Bei Kostenfunktionen, die linear homogenen in Preisen sind, bzw. bei Nachfragefunktionen, die homogen vom Grade Null in Preisen und Ausgaben sind, hat es keinen Einfluss auf das Ergebnis, ob die Preise und Ausgaben nominal oder real verwendet werden.

nen (Gleichung (30)) auf die langfristigen Koeffizienten γ_{kj} auferlegt. Auf die kurzfristigen Koeffizienten wurden keine Restriktionen angewendet¹⁰⁹, da angenommen wird, dass sich die Verbraucher aufgrund von Gewohnheitsverhalten kurzfristig nicht im Nutzenmaximum befinden müssen.

¹⁰⁹ Siehe Anderson und Blundell (1983), S. 404.

8 Ergebnisse des AIDS-Nachfragesystems

Ursprünglich wurde das AIDS-Modell mit den vier Frischobst kategorien Bananen, Kernobst, der Kategorie „Orangen, Mandarinen und Clementinen“ sowie der Kategorie „anderes Frischobst“ geschätzt. Das Ergebnis zeigte für die Nachfrage nach Orangen, Mandarinen und Clementinen sehr hohe, positive Eigenpreiselastizitäten in allen Haushaltstypen. Zudem waren die Hicks'schen Kreuzpreiselastizitäten zu Bananen und Kernobst signifikant negativ, was eine Netto-Komplementarität zu Bananen und Kernobst bedeutet. Ersteres verletzt die aus der mikroökonomischen Theorie hervorgehende Konkavitätsbedingung¹¹⁰ der Kostenfunktion und letzteres ist intuitiv nicht verständlich. Eine Möglichkeit bestünde darin, die Konkavität durch Restriktionen auf die Koeffizienten zu erzwingen. Eine Maßnahme, welche die Güte der Regression am wenigsten beeinträchtigen würde, wäre alle Elemente der Slutsky-Matrix, die in der Zeile oder der Spalte der Kategorie „Orangen, Mandarinen und Clementinen“ vorkommen, auf Null zu setzen. Da dies die Schätzergebnisse bezüglich der Kategorie „Orangen, Mandarinen und Clementinen“ schon in starkem Maße a priori festgelegt hätte, wurde stattdessen diese Kategorie aus der gesamten Schätzung entfernt.

8.1 Test auf schwache Separierbarkeit

Das Entfernen einer Kategorie aus einer Gruppe setzt theoretisch voraus, dass diese Kategorie von den anderen Kategorien dieser Gruppe schwach separierbar¹¹¹ ist. Dies wurde mit dem Test von SELLEN und GODDARD (1995) untersucht. Die Bedingung, die in AIDS-Modellen bei schwacher Separierbarkeit der Kategorie k von den anderen Kategorien der Gruppe erfüllt sein muss, lautet:¹¹²

$$(\gamma_{ik} + w_i w_k)(\beta_j + w_j) - (\gamma_{jk} + w_j w_k)(\beta_i + w_i) = 0 \quad \text{mit } i, j = 1, \dots, n; \quad k \neq i, j \quad (56)$$

Bei dem hier untersuchten Fall mit insgesamt 4 Kategorien, in dem getestet wird, ob eine Kategorie schwach separierbar von den anderen dreien ist, ergeben sich zwei nicht-redundante Restriktionen¹¹³. Das AIDS-Modell wurde nun für jeden Haushalts-

¹¹⁰ Siehe Fußnote 72.

¹¹¹ Definition von schwacher Separierbarkeit siehe Kapitel 5.

¹¹² Siehe Sellen und Goddard (1995), S. 139.

¹¹³ Für $k=4$, z.B. $i=1; j=2$ und $i=1; j=3$. Eine Formel zur Berechnung der Anzahl der nicht-redundanten Restriktionen ist angegeben bei Sellen und Goddard (1995), S. 136.

typ mit den Bedingungen der schwachen Separierbarkeit der Orangen als Restriktionen geschätzt. Anschließend wurden diese Restriktionen mit einem Likelihood-Verhältnis-Test überprüft. Die Teststatistik für Likelihood-Verhältnis-Tests in SUR-Systemen, die asymptotisch $\chi^2(r)$ -verteilt ist, wird folgendermaßen berechnet:¹¹⁴

$$T(\log \det \Sigma_0 - \log \det \hat{\Sigma}) \quad (57)$$

Dabei ist Σ_0 die Kovarianzmatrix der Residuen unter Berücksichtigung der Restriktionen und $\hat{\Sigma}$ die Kovarianzmatrix der Residuen in der Schätzung ohne die Restriktionen. T ist die Anzahl der Beobachtungen pro Gleichung und r ist die Anzahl der Restriktionen.

Die Ergebnisse dieses Tests sind in Tabelle 14 dargestellt. Da bei Haushaltstyp 1 die (iterative) Schätzung unter der Restriktion nicht konvergierte, kann der Test für diesen Haushaltstyp nicht durchgeführt werden. Bei den Haushaltstypen 2 und 3 wurden die Restriktionen, die auf den Bedingungen für die schwache Separierbarkeit beruhen, nicht abgelehnt. Dieses bedeutet, dass in den Haushaltstypen 2 und 3 die Kategorie „Orangen, Mandarinen und Clementinen“ schwach separierbar sind und somit aus der Gruppe Frischobst entfernt werden kann. Da die Kategorie „Orangen, Mandarinen und Clementinen“ in den Haushaltstypen 2 und 3 schwach separierbar von den anderen drei Frischobstkategorien ist, dieses aber in Haushaltstyp 1 nicht testbar war, wurde vereinfachend angenommen, dass dieses auch für den Haushaltstyp 1 gilt.

Tabelle 14: Tests auf schwache Separierbarkeit

	Haushaltstyp 1	Haushaltstyp 2	Haushaltstyp 3
$\log \det \Sigma_0$	---	-24,8020	-26,1556
$\log \det \hat{\Sigma}$	-24,8476	-24,8291	-26,1798
$T(\log \det \Sigma_0 - \log \det \hat{\Sigma})$	---	4,1974	3,7589
margin. Signifikanzniveau	---	0,1226	0,1527

Quelle: eigene Berechnungen

8.2 Regressionsergebnisse

Die Regressionsergebnisse der Schätzung der AIDS-Modelle sind zusammenfassend in Tabelle 15 und ausführlich im Anhang (Tabelle A 7, Tabelle A 8 und Tabelle

¹¹⁴ Siehe Hansen (1993), S. 174.

A 9) dargestellt. Die berichtigten R^2 -Werte liegen bei den ersten beiden Schätzgleichungen (Gleichung (54) mit $i=1$ und $i=2$) zwischen 0,73 und 0,91.¹¹⁵ Dies bedeutet, dass die AIDS-Modelle wie auch schon die doppelt-logarithmischen Modelle der zweiten Stufe einen recht hohen Erklärungsgehalt haben.

Für die Koeffizienten der dritten Frischobstkatgorie ($i=3$), die aus den oben genannten Gründen nicht in die Regression einbezogen wurden, erfolgte die Berechnung durch die „Adding up“-Bedingung (Gleichung (28)). Dasselbe gilt für den Koeffizienten der Dummy-Variable des zwölften Monats. Die Standardfehler der Koeffizienten der Dummy-Variable des zwölften Monats wurden mit Gleichung (11) und die Standardfehler der Koeffizienten der dritten Gleichung wurden mit folgender Formel berechnet:¹¹⁶

$$se(\alpha_3) = \sqrt{\text{var}(\alpha_1) + \text{var}(\alpha_2) + 2\text{cov}(\alpha_1, \alpha_2)} \quad (58)$$

Da die Interpretation der Koeffizienten des AIDS-Modells $(c_{ij}, b_i, \alpha_i, \gamma_{ij}, \beta_i)$ schwierig ist und die aus ihnen errechneten Elastizitäten ausführlich im nächsten Abschnitt (8.3) dargestellt werden, sollen sie hier nicht näher erläutert werden. Auch auf die Interpretation der geschätzten Anpassungskoeffizienten θ_{ij} soll verzichtet werden, da sie nur Linearkombinationen der unbekanntten wahren Anpassungskoeffizienten θ_{ij}^* sind. Die Koeffizienten der monatlichen Dummy-Variablen (ϕ_{ik}) geben den Effekt des jeweiligen Monats bei Konstanz aller anderen Einflussfaktoren (Preise und Frischobstausgaben) auf die Ausgabenanteile an. Damit beschreiben diese Koeffizienten gleichzeitig den Effekt des Monats auf die Nachfragemengen, denn der Ausgabenanteil kann bei konstanten Preisen und konstanten Gesamtausgaben nur bei einer Änderung der Nachfragemenge variieren. Somit zeigen die Koeffizienten der monatlichen Dummy-Variablen, dass die Nachfrage nach Bananen und Kernobst im Sommer am niedrigsten und in den ersten Monaten des Jahres am höchsten ist. Dementsprechend fragen die Verbraucher in den Sommermonaten überdurchschnittlich viel von der Kategorie anderes Frischobst nach, die auch aus vielen Sommerfrüchten (z.B. Beeren, Pfirsiche) besteht.

¹¹⁵ Die Teststatistiken für die letzte (dritte) Gleichung sind nicht verfügbar, da diese nicht geschätzt wird.

¹¹⁶ Diese Formel beruht auf der allgemeinen Formel von Klein (1953), S. 258.

Tabelle 15: Regressionsergebnis der AIDS-Modelle

Koeffizient	Haushaltstyp 1			Haushaltstyp 2			Haushaltstyp 3		
	<i>i</i> =1	<i>i</i> =2	<i>i</i> =3	<i>i</i> =1	<i>i</i> =2	<i>i</i> =3	<i>i</i> =1	<i>i</i> =2	<i>i</i> =3
c_{i1}	0,075**	0,003	-0,079 ⁺	0,122**	-0,079*	-0,042**	0,130**	-0,082*	-0,047
c_{i2}	0,007	0,090	-0,097	-0,079*	0,148 ⁺	-0,069*	-0,050	0,111	-0,061
c_{i3}	-0,034 ⁺	-0,015	0,049	-0,018	-0,002	0,020	-0,032 ⁺	-0,010	0,041
b_i	-0,105**	-0,098**	0,202**	-0,117**	-0,049	0,166**	-0,095**	-0,053	0,148**
α_i	0,085 ⁺	0,111	0,804**	-0,003	0,505*	0,498*	0,111	0,269	0,620**
γ_{i1}	0,047**	-0,014	-0,033 ⁺	0,084**	-0,076**	-0,007	0,075**	-0,074**	-0,001
γ_{i2}	-0,014	0,085*	-0,071*	-0,076**	0,104 ⁺	-0,027	-0,074**	0,095**	-0,021
γ_{i3}	-0,033 ⁺	-0,071*	0,104*	-0,007	-0,027	0,034	-0,001	-0,021	0,022
β_i	-0,057*	-0,112*	0,169**	-0,094*	0,036	0,057	-0,038	-0,058	0,096 ⁺
θ_{i1}	0,723**	0,100	-0,823**	0,416**	0,047	-0,463**	0,723**	0,100	-0,823**
θ_{i2}	0,077*	0,562**	-0,639**	0,112**	0,353**	-0,465**	0,077*	0,562**	-0,639**
ϕ_{i1}	0,048**	0,052**	-0,100**	0,069**	0,074**	-0,143**	0,058**	0,074**	-0,132**
ϕ_{i2}	0,046**	0,041**	-0,087**	0,019**	0,039**	-0,057**	0,021**	0,038**	-0,058**
ϕ_{i3}	0,047**	0,051**	-0,098**	0,025**	0,041**	-0,067**	0,013*	0,042**	-0,055**
ϕ_{i4}	0,024**	0,007	-0,031*	-0,009 ⁺	0,024*	-0,015	-0,014**	0,025**	-0,011
ϕ_{i5}	0,009 ⁺	-0,022*	0,013	-0,004	-0,012	0,016	-0,008 ⁺	-0,020*	0,029**
ϕ_{i6}	-0,027**	-0,093**	0,120**	-0,041**	-0,100**	0,141**	-0,042**	-0,092**	0,134**
ϕ_{i7}	-0,042**	-0,085**	0,127**	-0,050**	-0,071**	0,120**	-0,047**	-0,073**	0,120**
ϕ_{i8}	-0,038**	-0,033 ⁺	0,071**	-0,021*	-0,020	0,041*	-0,013 ⁺	-0,025 ⁺	0,038*
ϕ_{i9}	-0,048**	-0,012	0,060**	-0,009	-0,008	0,017	-0,002	-0,003	0,005
ϕ_{i10}	-0,028**	0,050**	-0,022	0,003	0,032**	-0,035**	0,004	0,038**	-0,042**
ϕ_{i11}	-0,006	0,012	-0,006	0,027**	0,001	-0,027*	0,030**	-0,001	-0,029**
ϕ_{i12}	0,016**	0,030**	-0,046**	-0,009	-0,001	0,010	0,002	-0,003	0,001
τ_i^{\ddagger}	-0,087**	0,066	0,021	-0,031	-0,020	0,051	0,014	-0,031	0,017
Teststatistiken:									
R^2	0,856	0,820	---	0,903	0,770	---	0,921	0,836	---
\bar{R}^2	0,830	0,787	---	0,885	0,727	---	0,906	0,806	---
DW	2,109	2,184	---	2,276	2,084	---	2,096	2,098	---

⁺, * und ** bedeuten ein Signifikanzniveau von 10%, 5% bzw. 1%.

i=1 steht für Bananen, *i*=2 für Kernobst und *i*=3 für die Kategorie „anderes Frischobst“.

[‡] Der Koeffizient und der Standardfehler von τ_i sind in 10^{-3} angegeben.

Quelle: Eigene Berechnungen

Von den Koeffizienten der Trendvariablen τ_i ist nur eine einzige, die des Bananenkonzums in Haushaltstyp 1, signifikant von Null verschieden.¹¹⁷ Dieser signifikant negative Wert von $-0,087 \cdot 10^{-3}$ bedeutet, dass der Anteil der Frischobstausgaben für Bananen in Haushaltstyp 1 während des Untersuchungszeitraums – ceteris paribus – um 1,35 Prozentpunkte¹¹⁸ gesunken ist.

Die theoretisch begründeten Restriktionen der Homogenität (Gleichung (29)) und der Symmetrie (Gleichung (30)) wurden mit einem Likelihood-Verhältnis-Test (siehe Gleichung (57)) überprüft. Dazu wurde das AIDS-Modell nochmal ohne diese Restriktionen geschätzt.

Die Ergebnisse dieses Tests sind in Tabelle 16 dargestellt. In allen drei Haushaltstypen werden die Restriktionen der Homogenität und der Symmetrie abgelehnt. Dieses Ergebnis muss nicht unbedingt bedeuten, dass die Annahmen der mikroökonomischen Theorie falsch sind, sondern kann auch darin begründet liegen, dass das dynamische Verhalten der Haushalte nicht ausreichend berücksichtigt wurde¹¹⁹ oder die Statistik des Likelihood-Verhältnistests nur asymptotisch also nur bei sehr großen Stichproben $\chi^2(r)$ -verteilt ist.

Tabelle 16: Tests auf Homogenität und Symmetrie

	Haushaltstyp 1	Haushaltstyp 2	Haushaltstyp 3
$\log \det \Sigma_0$	-15,9393	-16,1571	-17,0304
$\log \det \hat{\Sigma}$	-16,0217	-16,2617	-17,1634
$T(\log \det \Sigma_0 - \log \det \hat{\Sigma})$	12,7577	16,2245	20,6198
margin. Signifikanzniveau	0,0052	0,0010	0,0001

Quelle: eigene Berechnungen

¹¹⁷ Die Trendvariablen wurden in den Modellen der Haushaltstypen 2 und 3 belassen, obwohl die einzelnen Koeffizienten nicht signifikant von Null verschieden sind, da ein Likelihood-Verhältnis-Test (siehe Gleichung (57)) zeigte, dass alle Koeffizienten zusammen signifikant sind.

¹¹⁸ Berechnet aus dem Produkt von Koeffizient ($-0,087 \cdot 10^{-3}$) und Anzahl der Beobachtungen (155).

¹¹⁹ Siehe Deaton und Muellbauer (1980b), S. 77.

8.3 Elastizitäten

Aus den kurzfristigen (c_{ij}, b_i) und langfristigen Koeffizienten $(\alpha_i, \gamma_{ij}, \beta_i)$ des AIDS-Modells wurden die kurzfristigen und langfristigen Elastizitäten der Nachfrage abgeleitet. Die kurzfristigen (\mathcal{E}_{ij}^k) und langfristigen (\mathcal{E}_{ij}^l) bedingten Marshall'schen Preiselastizitäten wurden mit folgenden Formeln berechnet:¹²⁰

$$\mathcal{E}_{ij}^k = -\delta_{ij} + \frac{c_{ij} - b_i w_j}{w_i} \quad \text{bzw.} \quad \mathcal{E}_{ij}^l = -\delta_{ij} + \frac{\gamma_{ij} - \beta_i w_j}{w_i} \quad (59)$$

Dabei ist δ_{ij} das sogenannte Kronecker δ mit $\delta_{ij} = 1$ für $i = j$ und $\delta_{ij} = 0$ für $i \neq j$.

Die Standardfehler dieser Elastizitäten wurden folgendermaßen berechnet:¹²¹

$$se(\mathcal{E}_{ij}^l) = \sqrt{\frac{1}{w_i^2} \text{var}(\gamma_{ij}) + \frac{w_j^2}{w_i^2} \text{var}(\beta_i) - 2 \frac{w_j}{w_i^2} \text{cov}(\gamma_{ij}, \beta_i)} \quad (60)$$

Die kurzfristigen (\mathcal{E}_i^k) und langfristigen (\mathcal{E}_i^l) bedingten Ausgabenelastizitäten ergeben sich wie folgt:¹²²

$$\mathcal{E}_i^k = 1 + \frac{b_i}{w_i} \quad \text{bzw.} \quad \mathcal{E}_i^l = 1 + \frac{\beta_i}{w_i} \quad (61)$$

Folgende Formel diente zur Berechnung der Standardfehler der bedingten Ausgabenelastizitäten:¹²³

$$se(\mathcal{E}_i^l) = \frac{1}{w_i} se(\beta_i) \quad (62)$$

Aus diesen bedingten Marshall'schen Elastizitäten wurden die unbedingten Marshall'schen Elastizitäten mit den Gleichungen (16) und (18) und die dazugehörigen Standardfehler mit den Gleichungen (17) und (19) berechnet. Die bedingten und unbedingten Hicks'schen Elastizitäten wurden aus den entsprechenden Marshall'schen

¹²⁰ Siehe Chalfant (1987).

¹²¹ Am Beispiel der langfristigen Elastizitäten. Die Berechnung für die kurzfristigen Elastizitäten erfolgt analog. Diese Formel beruht auf der allgemeinen Formel von Klein (1953), S. 258.

¹²² Siehe Blanciforti und Green (1983a), S. 5.

¹²³ Am Beispiel der langfristigen Elastizitäten. Die Berechnung für die kurzfristigen Elastizitäten erfolgt analog. Diese Formel beruht auf der allgemeinen Formel von Klein (1953), S. 258.

Elastizitäten mit Gleichung (14) und deren Standardfehler mit Gleichung (15) bestimmt. Die Ergebnisse dieser Berechnungen sind zusammenfassend in Tabelle 17, Tabelle 18 und Tabelle 19 und ausführlich im Anhang (Tabelle A 10 bis Tabelle A 15) aufgeführt.

Da die Annahme der unbedingten Marshall'schen Elastizitäten, nämlich konstante Gesamtausgaben, realitätsnäher als die Annahmen der anderen Elastizitäten ist, werden die Ergebnisse des AIDS-Modells anhand dieser Elastizitäten vorgestellt.

Die Eigenpreiselastizitäten der Nachfrage nach Bananen, Kernobst und anderem Frischobst sind fast alle signifikant kleiner als Null. Eine Ausnahme hiervon bildet lediglich die kurzfristige Eigenpreiselastizitäten der Kernobstnachfrage in Haushaltstyp 2. Die langfristigen Eigenpreiselastizitäten der Bananennachfrage liegen zwischen $-0,42$ und $-0,60$, wobei der ärmere Haushaltstyp 1 wesentlich preiselastischer als die anderen beiden Haustypen reagiert. Während die Eigenpreiselastizitäten der Nachfrage nach anderem Frischobst ($-0,45$ bis $-0,56$) in einem ähnlichen Bereich wie die der Bananennachfrage liegen, ist die Kernobstfrage etwas preisunelastischer ($-0,36$ bis $-0,46$). Die absolut größeren Werte der langfristigen Elastizitäten im Vergleich zu den kurzfristigen zeigen wieder, dass die Verbraucher bei der Frischobstnachfrage ihr Nachfrageverhalten nur langsam an veränderte Preise anpassen.

Die Kreuzpreiselastizitäten zeigen, dass zwischen Bananen und anderem Obst sowie zwischen Kernobst und anderem Obst in allen drei Haushaltstypen eine zumindest einseitig signifikante Substitutionsbeziehung¹²⁴ besteht. Dagegen ist die Substitutionsbeziehung zwischen Bananen und Kernobst nur in Haushaltstyp 1 signifikant.

Alle drei Frischobst kategorien haben in allen drei Haushaltstypen signifikant positive unbedingte Ausgabenelastizitäten, wobei diese für die Kategorie anderes Frischobst am höchsten ist. Dies bedeutet, dass mit steigendem Einkommen die Nachfrage nach Bananen, Kernobst und insbesondere nach anderem Frischobst ansteigt.

¹²⁴ Da die Marshall'schen und Hicks'schen unbedingten Elastizitäten sehr ähnlich sind, wird auf eine Unterscheidung zwischen Brutto- und Netto-Substitution verzichtet.

Tabelle 17: Elastizitäten des AIDS-Modells im Haushaltstyp 1

Nachfrage nach	Bananen		Kernobst		And. Frischobst	
	kurzfr.	langfr.	kurzfr.	langfr.	kurzfr.	langfr.
Bedingte Marshall'sche Elastizitäten in Bezug auf						
Bananenpreis	-0,525**	-0,711**	0,068	0,025	-0,266**	-0,150**
Kernobstpreis	0,212	0,027	-0,642**	-0,641**	-0,369 ⁺	-0,286**
Preis and. Frischobst	0,065	-0,037	0,085	-0,060	-1,094**	-0,938**
Frischobstausgaben	0,486**	0,721**	0,717**	0,675**	1,448**	1,374**
Bedingte Hicks'sche Elastizitäten in Bezug auf						
Bananenpreis	-0,426**	-0,564**	0,214 ⁺	0,163**	0,029	0,130**
Kernobstpreis	0,379 ⁺	0,275**	-0,395 ⁺	-0,408**	0,130	0,187 [*]
Preis and. Frischobst	0,284**	0,289**	0,409**	0,246 [*]	-0,440**	-0,317**
Unbedingte Marshall'sche Elastizitäten in Bezug auf						
Bananenpreis	-0,436**	-0,596**	0,199 ⁺	0,133**	-0,001	0,069
Kernobstpreis	0,362 ⁺	0,221**	-0,420 ⁺	-0,460**	0,079	0,083
Preis and. Frischobst	0,262**	0,217 [*]	0,376**	0,179 ⁺	-0,507**	-0,454**
Gesamtausgaben	0,136**	0,434**	0,200**	0,407 [*]	0,405**	0,827**
Unbedingte Hicks'sche Elastizitäten in Bezug auf						
Bananenpreis	-0,436**	-0,595**	0,199 ⁺	0,134**	0,000	0,071
Kernobstpreis	0,363 ⁺	0,223**	-0,419 ⁺	-0,458**	0,081	0,087
Preis and. Frischobst	0,263**	0,219 [*]	0,377**	0,181 ⁺	-0,504**	-0,449**

⁺, * und ** bedeuten ein Signifikanzniveau von 10%, 5% bzw. 1%.

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 18: Elastizitäten des AIDS-Modells im Haushaltstyp 2

Nachfrage nach	Bananen		Kernobst		And. Frischobst	
	kurzfr.	langfr.	kurzfr.	langfr.	kurzfr.	langfr.
Bedingte Marshall'sche Elastizitäten in Bezug auf						
Bananenpreis	-0,423**	-0,589**	-0,174 ⁺	-0,226**	-0,243**	-0,064
Kernobstpreis	-0,129	-0,155	-0,563**	-0,764**	-0,372**	-0,138
Preis and. Frischobst	0,090	0,098	0,041	-0,105	-1,111**	-0,960**
Frischobstausgaben	0,557**	0,646**	0,871**	1,095**	1,468**	1,162**
Bedingte Hicks'sche Elastizitäten in Bezug auf						
Bananenpreis	-0,275**	-0,418**	0,056	0,063	0,145**	0,244**
Kernobstpreis	0,083	0,091	-0,231	-0,347 [*]	0,186 [*]	0,304 [*]
Preis and. Frischobst	0,288 ⁺	0,327**	0,350	0,284 [*]	-0,590**	-0,548**
Unbedingte Marshall'sche Elastizitäten in Bezug auf						
Bananenpreis	-0,277**	-0,424**	0,054	0,055	0,141**	0,234 [*]
Kernobstpreis	0,081	0,084	-0,235	-0,360 [*]	0,180 ⁺	0,291 ⁺
Preis and. Frischobst	0,286 ⁺	0,320**	0,347	0,272 ⁺	-0,595**	-0,560**
Gesamtausgaben	0,111 ⁺	0,353 ⁺	0,173 ⁺	0,598 ⁺	0,292 ⁺	0,635 ⁺
Unbedingte Hicks'sche Elastizitäten in Bezug auf						
Bananenpreis	-0,277**	-0,423**	0,054	0,056	0,141**	0,236 [*]
Kernobstpreis	0,081	0,085	-0,235	-0,358 [*]	0,181 ⁺	0,293 ⁺
Preis and. Frischobst	0,286 ⁺	0,321**	0,347	0,274 ⁺	-0,594**	-0,558**

⁺, * und ** bedeuten ein Signifikanzniveau von 10%, 5% bzw. 1%.

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle 19: Elastizitäten des AIDS-Modells im Haushaltstyp 3

Nachfrage nach	Bananen		Kernobst		And. Frischobst	
	kurzfr.	langfr.	kurzfr.	langfr.	kurzfr.	langfr.
Bedingte Marshall'sche Elastizitäten in Bezug auf						
Bananenpreis	-0,333**	-0,629**	-0,189*	-0,164*	-0,202**	-0,058
Kernobstpreis	-0,063	-0,264 ⁺	-0,649**	-0,687**	-0,289**	-0,141
Preis and. Frischobst	0,028	0,061	0,031	0,006	-1,045**	-1,041**
Frischobstausgaben	0,581**	0,832**	0,858**	0,844**	1,368**	1,239**
Bedingte Hicks'sche Elastizitäten in Bezug auf						
Bananenpreis	-0,201**	-0,441**	0,005	0,027	0,109**	0,223**
Kernobstpreis	0,153	0,045	-0,330 ⁺	-0,373**	0,219**	0,320**
Preis and. Frischobst	0,261 ⁺	0,396**	0,376 ⁺	0,345**	-0,495**	-0,543**
Unbedingte Marshall'sche Elastizitäten in Bezug auf						
Bananenpreis	-0,200**	-0,438**	0,007	0,030	0,111**	0,228**
Kernobstpreis	0,154	0,050	-0,328 ⁺	-0,368**	0,223**	0,327**
Preis and. Frischobst	0,263	0,401**	0,379 ⁺	0,351**	-0,491**	-0,536**
Gesamtausgaben	0,210*	0,617*	0,310*	0,626*	0,494**	0,918*
Unbedingte Hicks'sche Elastizitäten in Bezug auf						
Bananenpreis	-0,200**	-0,437**	0,007	0,031	0,112**	0,229**
Kernobstpreis	0,155	0,051	-0,327 ⁺	-0,367**	0,224**	0,329**
Preis and. Frischobst	0,263 ⁺	0,402**	0,379 ⁺	0,352**	-0,490**	-0,533**

⁺, * und ** bedeuten ein Signifikanzniveau von 10%, 5% bzw. 1%.

Quelle: Eigene Berechnungen

9 Die Auswirkungen der EU Bananenmarktordnung

9.1 Auswirkungen auf Verbraucherpreise

Die ökonomischen Auswirkungen der Bananenmarktordnung sind in zahlreichen Studien analysiert worden. Durch ihre Einführung sind aufgrund der Quotierung der Bananenimporte die Preise auf den vormals relativ freien Märkten deutlich gestiegen. Die nach Wissen des Autors einzigen Studien, die explizit die Auswirkungen auf die deutschen Verbraucherpreise angeben, sind die von KERSTEN (1994a, 1994b, 1995, 2000). In der neuesten Studie von KERSTEN (2000) sind verschiedene hypothetische Verbraucherpreise für Bananen in Deutschland berechnet worden, die sich jeweils bei unterschiedlichen Zollsätzen ohne Importkontingente ergeben würden.¹²⁵ Eine eigene Extrapolation auf Grundlage dieser Ergebnisse ergab, dass bei einem Zollsatz von 0 US\$/t, d.h. bei Freihandel, der Verbraucherpreis in Deutschland bei 2,045 DM/kg liegen würde. Außerdem berechnete Kersten, dass der Verbraucherpreis bei der bisherigen Form der Bananenmarktordnung bei 2,822 DM/kg liegt. Somit entspricht die durch die Marktordnung bedingte Erhöhung des Bananenpreises 0,777 DM/kg bzw. 38%. Dieses Ergebnis bezieht sich auf die Bananenmarktordnung in der Form nach dem Rahmenabkommen und der EU-Erweiterung 1995. Es wird angenommen, dass die weiteren Änderungen der Bananenmarktordnung keinen Einfluss auf die Verbraucherpreise hatten, da die gesamte Importquote nicht verändert wurde.

9.2 Auswirkungen auf Mengen und Ausgaben

Als Basisdaten für die Quantifizierung der Auswirkungen auf die nachgefragten Mengen und die Höhe der Ausgaben wurden die durchschnittlichen Realpreise und Realausgaben der Haushalte im Zeitraum 1994 – 1998 verwendet (siehe Kapitel 4). Es wurde davon ausgegangen, dass der Bananenpreis durch die Bananenmarktordnung um 38% erhöht (siehe Abschnitt 9.1) wurde, sowie vereinfachend angenommen, dass die Preise der anderen Frischobst kategorien und die gesamten Konsumausgaben nicht beeinflusst wurden.

Zuerst wurden mit der ökonometrisch geschätzten Nachfragefunktion für Frischobst (erste Stufe) die nachgefragten Frischobstmengen (als Index) sowie die Ausgaben

¹²⁵ Siehe Kersten (2000), S. 3.

für Frischobst für die Situationen mit und ohne Bananenmarktordnung bestimmt. Anschließend wurden mit den Regressionsergebnissen der Nachfragesysteme (zweite Stufe) die Ausgabenanteile der verschiedenen Frischobstkategorien berechnet und daraus die Ausgaben und nachgefragten Mengen ermittelt (siehe Tabelle 2).

Wegen der unelastischen Frischobstnachfrage blieben die nachgefragten Frischobstmengen in etwa konstant, während die Ausgaben für Frischobst durch die Bananenmarktordnung zwischen 4,7% und 6,1% bzw. zwischen 4,61 DM und 6,64 DM pro Person und Jahr anstiegen. Dieser Anstieg entspricht allerdings nur zwischen 0,050% (Haushaltstyp 1) und 0,036% (Haushaltstyp 3) der Gesamtausgaben der Haushalte.

Im Gegensatz zum gesamten Frischobstkonsum schränkten die Haushalte ihren Bananenkonsum wegen der Erhöhung der Bananenpreise deutlich um 12,5% bis 17,6% ein, mussten aber für diese geringere Menge ca. 13,8% - 20,9% mehr ausgeben. Der „ärmere“ Haushaltstyp 1 schränkte dabei den Bananenkonsum am stärksten ein. Aufgrund von Substitutionsbeziehungen stieg die Nachfrage nach Kernobst um bis zu 3,8% und nach der Kategorie „anderes Frischobst“ um bis zu 6,1% an.

Tabelle 20: Auswirkungen der Bananenmarktordnung

	Haushaltstyp 1	Haushaltstyp 2	Haushaltstyp 3
Änderungen der Nachfragemengen [%] von ...			
Frischobst (Index)	-1,3	-0,2	0,1
Bananen	-17,6	-13,2	-12,5
Kernobst	3,8	-0,2	0,2
Anderes Frischobst	1,7	4,9	6,1
Änderungen der Ausgaben [%] für ...			
Frischobst	4,7	5,9	6,1
Bananen	13,8	19,9	20,9
Kernobst	3,8	-0,2	0,2
Anderes Frischobst	1,7	4,9	6,1
Änderungen der Ausgaben [DM(real 1995)/Jahr u. Person] für ...			
Frischobst	6,64	4,61	6,42
Bananen	3,63	3,34	3,81
Kernobst	1,86	-0,08	0,07
Anderes Frischobst	1,15	1,35	2,54

Quelle: Eigene Berechnungen

10 Schlussbetrachtung

In dieser Arbeit wurde die Bananennachfrage deutscher Haushalte detailliert untersucht. Hierzu wurden sowohl ein einfaches doppelt-logarithmisches Modell der Bananennachfrage als auch ein „Almost Ideal Demand System“ für drei Frischobstkategorien verwendet. Die Ergebnisse zeigen, dass der Bananenpreis die Bananennachfrage signifikant beeinflusst, wobei die ärmeren Haushalte besonders stark auf Preisveränderungen reagieren. Die ermittelten Eigenpreiselastizitäten der Bananennachfrage liegen für beide Modelltypen im Durchschnitt bei ca. $-0,5$. Dabei variieren diese Werte beim doppelt-logarithmischen Modell stärker zwischen den Haushaltstypen ($-0,33$ bis $-0,79$) als bei dem AIDS-Modell ($-0,42$ bis $-0,60$).

Bei den Kreuzpreiselastizitäten führen die beiden hier verwendeten Modelle allerdings zu unterschiedlichen Schlussfolgerungen. Während das doppelt-logarithmische Modell bei der Bananennachfrage keine langfristigen Substitutionsbeziehungen feststellte, deckte das AIDS-Modell eine Substitutionsbeziehung zu der Kategorie „anderes Frischobst“ in allen Haushaltstypen und eine Substitutionsbeziehung zu Kernobst in Haushaltstyp 1 auf. Die Berücksichtigung von Erkenntnissen aus der mikroökonomischen Konsumtheorie (konsistentes System mit „Adding up“, Homogenität und Symmetrie) und die Einbeziehung zusätzlicher Informationen in die Schätzungen (Ausgabenanteile der anderen beiden Frischobstkategorien) haben somit dazu beigetragen, die Beziehungen der Bananennachfrage zu anderen Frischobstkategorien genauer zu untersuchen.

Die in dieser Untersuchung ermittelten Eigenpreiselastizitäten entsprechen in etwa den in früheren Analysen festgestellten Elastizitäten (siehe Abschnitt 2.3.3). Eine Ausnahme hiervon bilden Badinger et al. (2001), deren ökonometrische Schätzung eine Eigenpreiselastizität von $-1,08$ ergab.¹²⁶ Auch stimmt die bei Untersuchungen zur Auswirkungen der EU Bananenmarktordnung häufig ad hoc angenommenen Elastizität von $-0,5$ ¹²⁷ mit den hier ermittelten Elastizitäten gut überein.

Auf Grundlage der hier vorgestellten Analyse des deutschen Bananenmarktes wurden die Auswirkungen der EU Bananenmarktordnung auf deutsche Haushalte untersucht. Die Erhöhung der Bananenpreise bewirkte sowohl einen starken Rückgang

¹²⁶ Siehe Badinger et al. (2001), S. 61. Allerdings ist der Standardfehler für die Elastizität in dieser Schätzung so groß, dass das 95% Konfidenzintervall von $-0,32$ bis $-1,84$ reicht.

¹²⁷ Siehe z.B. Kersten (1994a), S. 27.

der Bananennachfrage als auch eine deutliche Erhöhung der Ausgaben. Aufgrund von Substitutionsbeziehungen stieg die Nachfrage nach Kernobst und nach der Kategorie „anderes Frischobst“ an, so dass auch hierfür die Ausgaben stiegen. Insgesamt ist ein Anstieg der Frischobstausgaben zu verzeichnen, der allerdings nur maximal 0,05% der Gesamtausgaben der Haushalte entspricht. Doch da insbesondere die „ärmeren“ Haushalte betroffen sind, ist unter dem Gesichtspunkt der sozialen Gerechtigkeit und des Interessensausgleichs aller Betroffenen zu wünschen, dass bei der 2006 geplanten Umgestaltung der Bananenmarktordnung auch die Verbraucherinteressen berücksichtigt werden. Hinzu kommt, dass bei der derzeitigen Form der EU Bananenmarktordnung nur 22% des Wohlfahrtsverlustes der EU-Verbraucher bei den bevorzugten Produzenten in der EU und in den AKP-Staaten ankommen.¹²⁸

¹²⁸ Siehe Kersten (1995), S. 334.

11 Literaturverzeichnis

- Alessie, R. und Kapteyn, A. (1991): Habit formation, interdependent preferences and demographic effects in the almost ideal demand system. *The Economic Journal* 101, S. 404-419.
- Anderson, G. und Blundell, R. (1982): Estimation and hypothesis testing in dynamic singular equation systems. *Econometrica* 50(6), S.1559-1571.
- Anderson, G. und Blundell, R. (1983): Testing restrictions in a flexible dynamic demand system: An application to consumers' expenditure in Canada. *Review of Economic Studies* 50, S. 397-410.
- Anderson, G. und Blundell, R. (1984): Consumer non-durables in the U.K.: A dynamic demand system. *The Economic Journal* 94 (Supplement), S. 35-44.
- Badinger, H.; Breuss, F. und Mahlberg, B. (2001): Welfare Implications of the EU's Common Organization of the Market in Bananas for EU Member States. *Wirtschaftsuniversität Wien, IEF Working Paper Nr. 38, Wien.*
- Barten, A. P. (1968): Estimating Demand Equations. *Econometrica* 36(2), S. 213-251.
- Blanciforti, L. und Green, R. (1983a): The Almost Ideal Demand System: A comparison and application to food groups. *Agricultural Economics Research* 35(3), S. 1-10.
- Blanciforti, L. und Green, R. (1983b): An Almost Ideal Demand System Incorporating Habits: An Analysis of Expenditures on Food and Aggregate Commodity Groups. *Review of Economics and Statistics* 65, S. 511-515.
- Borrell, B. (1997): Policy-making in the EU: the bananarama story, the WTO and policy transparency. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 41(2), S. 263-276.
- Borrell, B. und Yang, M.-C. (1990): EC Bananarama 1992. The World Bank, International Economics Department, Working Paper WPS 523, Washington, DC.
- Borrell, B. und Yang, M.-C. (1992): EC Bananarama 1992 - The Sequel. The World Bank, International Economics Department, Working Paper WPS 958, Washington, DC.
- Burrell, A. und Henningsen, A. (2001): An Empirical Investigation of the Demand for Bananas in Germany. *Agrarwirtschaft* 50/4, S. 242-249.
- Chiang, A. C. (1984): *Fundamental Methods of Mathematical Economics*. McGraw-Hill, Singapur.
- Chalfant, J. (1987): A globally flexible, Almost Ideal demand System. *Journal of Business and Economic Statistics* 5, S. 233-42.
- Colman, D. und Young, T. (1989): *Principles of Agricultural Economics: Markets and Prices in Less Developed Countries*. Cambridge.
- Deaton, A. und Muellbauer, J. (1980a): An Almost Ideal Demand System. *The American Economic Review* 70, p. 312-326.

- Deaton, A. und Muellbauer, J. (1980b): Economics and Consumer Behaviour. Cambridge.
- Deodhar, S. Y. und Sheldon, I. (1995): Is Foreign Trade (Im)Perfectly Competitive?: An Analysis of the German Market for Banana Imports. *Journal of Agricultural Economics*, 46(3), S. 336-348.
- Europäische Kommission (1998): The US/EU Banana Dispute - Modifications to the EC banana regime. Via: <http://europa.eu.int/comm/dg01/1011banan.htm> (Aufruf 15.9.1999).
- Fan, S., Wailes, E.J. und Cramer, G.L. (1995): Household demand in rural China: a two-stage LES-AIDS model. *American Journal of Agricultural Economics* 77, S. 54-62.
- FAO (1986): The world banana economy 1970 – 1984: structure, performance and prospects. Rom.
- FAO (1999): Banana information note. ESC; BA/99, December 1999.
- FAO: Statistical Databases, via: <http://apps.fao.org>.
- Green, R. und Alston, J. M. (1990): Elasticities in AIDS models. *American Journal of Agricultural Economics* 72, S. 442-445.
- Gujarati, D. N. (1995): Basic Econometrics. 3. Aufl., Singapur.
- Guyomard, H.; Laroche, C. und Le Mouël, C. (1999a): An Economic Assessment of the Common Market Organization for Bananas in the European Union. *Agricultural Economics* 20, S. 105-120.
- Guyomard, H.; Laroche, C. und Le Mouël, C. (1999b): Impacts of the Common Market Organization for Bananas on the European Union Markets, International Trade, and Welfare. *Journal of Policy Modeling* 21(5), S. 619-631.
- Hallam, D. und Peston, M. (1997): The political economy of Europe's banana trade. University of Reading, Department of Agricultural and Food Economics, Occasional Paper 5, Reading.
- Hansen, G. (1993): Quantitative Wirtschaftsforschung. Vahlen, München.
- Hansen, G. (2001): Skript zur Vorlesung Ökonometrische Nachfrageanalysen im SS 2001. Institut für Statistik und Ökonometrie der Universität Kiel.
- Henningsen, A. (2001): Die EU Bananenmarktordnung und die Nachfrage in Deutschland. In: Österreichische Gesellschaft für Agrarökonomie (Hrsg.), Tagungsband der 11. ÖGA Jahrestagung.
- Herrmann, R. (1996): Economic implications of the new European banana market regime: the case of Germany. Universität Gießen, Discussion Papers in Agricultural Economics, Gießen.
- Herrmann, R. (1999): Economic Impacts of the New European Banana Market Regime: The Case of Germany. *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 218 (1+2), S. 63-84.

- Herrmann, R.; Kramb, M. und Mönnich, C. (2001): Tariff Rate Quotas and the Economic Impact of Agricultural Trade Liberalization in the World Trade Organization. *International Advances in Economic Research* 7(1), S. 1-19.
- Herrmann, R. und Sexton, R. (1999): Redistributive Implications of a Tariff-rate Quota Policy: How Market Structure and Conduct Matter. Universität Gießen, Discussion Papers in Agricultural Economics, Gießen.
- Islam, N. und Subramanian, A. (1989): Agricultural Exports of Developing Countries: Estimates of Income and Price Elasticities of Demand and Supply. *Journal of Agricultural Economics*, 40(2), S. 221-231.
- Johnston, J. und DiNardo, J. (1997): *Econometric Methods*. 4. Aufl., New York.
- Jorgenson, D. W. (1966): Rational Distributed Lag Functions. *Econometrica* 32(1), S. 135-149.
- Kersten, L. (1994a): The World Banana Market in Transition: a spatial QP model analysis. Bundesforschungsanstalt für Landwirtschaft (FAL), Institut für landwirtschaftliche Marktforschung, IfIM-Arbeitsbericht 94/2, Braunschweig-Völkenrode.
- Kersten, L. (1994b): Wirkungen der EWG-Marktordnung für Bananen auf Handel und Preisbildung. *Agrarwirtschaft* 43 (8/9), S. 319-327.
- Kersten, L. (1995): Impacts of the EU banana market regulation on international competition, trade and welfare. *European Review of Agricultural Economics* 22, S. 321-335.
- Kersten, L. (2000): Zur Revision der Bananenmarktordnung. Unveröffentlichter Bericht. Zusammenfassung veröffentlicht in: Bundesforschungsanstalt für Landwirtschaft (FAL), Jahresbericht 1999, Kapitel 5.1, S. 136-137, via: <http://www.ma.fal.de/dokumente/taetigkeitsberichtma99.pdf> (Aufruf: Juli 2000).
- Kesavan, T.; Hassan, Z.A.; Jensen, H.H. und Johnson, S.R. (1993): Dynamics and Long-run Structure in U.S. Meat Demand. *Canadian Journal of Agricultural Economics* 41, S.139-153.
- Klein, R. L. (1953): *A textbook of Econometrics*. New York.
- Maddala, G. S. (1977): *Econometrics*. New York.
- McCorrison, S. (2000): Market Structure Issues and the Evaluation of the Reform of the EU Banana Regime. *The World Economy* 23(7), S. 923-937.
- McCorrison, S. und Sheldon, I. M. (1996): The Effects of Vertical Markets on Trade Policy Reform. *Oxford Economic Papers* 48, S. 664-672.
- McGuirk, A.; Driscoll, P.; Alwang, J. und Huang, H. (1995): System misspecification testing and structural change in the demand for meats. *Journal of Agricultural and Resource Economics* 20(1), S.1-21.
- McInerney, J. und Peston (Lord) (1992): Fair trade in bananas? University of Exeter, Report No. 239, Exeter.
- Molina, J. A. (1997): Two-stage Budgeting as an Economic Decision-making Process for Spanish Consumers. *Managerial and Decision Economics* 18, S. 27-31.

- Ray, R. (1984): A Dynamic Generalisation of the Almost Ideal Demand System. *Economic Letters* 14, S. 235-239.
- Roche, J. (1998): *The International Banana Trade*. Cambridge.
- Sadoulet, E. und Janvry, A (1995): *Quantitative Development Policy Analysis*. Baltimore.
- Sauernheimer, K. und Kreickemeier, U. (1999): Institutionelle Rahmenbedingungen: Die europäische Bananenmarktordnung im Konflikt mit GATT und WTO. In: Zentes, J. und Swoboda, B. (Hrsg.), *Fallstudien zum internationalen Management*, Wiesbaden, S. 45-55.
- Sellen, D. und Goddard, E. (1997): Weak separability in coffee demand systems. *European Review of Agricultural Economics* 24(1), S. 133-144.
- Statistisches Bundesamt Deutschland: Zeitreihenservice, via: <http://www-zr.statistik-bund.de/home.htm>.
- Tangermann, S. (1997): Banana policy: a European perspective. *Australian Journal of Agricultural and Resource Economics* 41(2), S. 277-282.
- Thagesen, R. und Matthews, A. (1997): The EU's Common Banana Regime: An Initial Evaluation. *Journal of Common Market Studies* 35(4), S. 613-627.
- Tracy, M. (1998): CAP reform: the southern products [wine, olive oil, fruit and vegetables, bananas, cotton, tobacco – papers by Southern European experts]. Genappe.
- Varian, H. R. (1999): *Intermediate Microeconomics: A Modern Approach*. 5. Aufl., New York.
- Wegner, J. (1989): Internationale Märkte für Obst. Analyse von Angebot, Nachfrage, internationalem Handel und Preisen am Beispiel ausgewählter Obstarten. *Agarwirtschaft*, Sonderheft 120, Frankfurt/Main.
- Weiß, D. (1995): Preis- und Wechselkurstransmission auf Märkten der Agrar- und Ernährungswirtschaft - Theoretische Analyse und empirische Zusammenhänge am Beispiel des Bananenmarktes. Gießen.
- Wöhlken, E. and Filip, J. (1984): Nachfrage nach Obst in der BR Deutschland. *Agarwirtschaft* 33(2), S. 51-59.
- ZMP: ZMP-Bilanz Obst, Jahrgänge 1990 - 2000, Bonn.

Anhang

A1 Beweise

Beweis 1: Herleitung der Formel zur Berechnung der Standardfehler der langfristigen Koeffizienten im doppelt-logarithmischen Modell

Die allgemeine Formel von KLEIN (1953), S. 258., zur Berechnung der Varianz von w mit $w = f(x_1, \dots, x_n)$ lautet:

$$\text{var}(w) = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial f}{\partial x_i} \right)^2 \text{var}(x_i) + \sum_{i \neq j} \left(\frac{\partial f}{\partial x_i} \right) \left(\frac{\partial f}{\partial x_j} \right) \text{cov}(x_i, x_j)$$

Die Formel zur Berechnung der langfristigen Koeffizienten lautet:

$$c_i = \frac{\gamma_i}{(1 - \lambda_i)} \text{ bzw. } w = f(x_1, x_2) \text{ mit } w = c_i, x_1 = \gamma_i \text{ und } x_2 = \lambda_i$$

Somit kann die Varianz bzw. der Standardfehler von c_i folgendermaßen berechnet werden:

$$\begin{aligned} \text{var}(c_i) &= \left(\frac{\partial c_i}{\partial \gamma_i} \right)^2 \text{var}(\gamma_i) + \left(\frac{\partial c_i}{\partial \lambda_i} \right)^2 \text{var}(\lambda_i) + 2 \left(\frac{\partial c_i}{\partial \gamma_i} \right) \left(\frac{\partial c_i}{\partial \lambda_i} \right) \text{cov}(\gamma_i, \lambda_i) \\ \Rightarrow \text{var}(c_i) &= \left(\frac{1}{(1 - \lambda_i)} \right)^2 \text{var}(\gamma_i) + \left(\frac{\gamma_i}{(1 - \lambda_i)^2} \right)^2 \text{var}(\lambda_i) + 2 \left(\frac{1}{(1 - \lambda_i)} \right) \left(\frac{\gamma_i}{(1 - \lambda_i)^2} \right) \text{cov}(\gamma_i, \lambda_i) \\ \Rightarrow \text{var}(c_i) &= \frac{1}{(1 - \lambda_i)^2} \text{var}(\gamma_i) + \frac{\gamma_i^2}{(1 - \lambda_i)^4} \text{var}(\lambda_i) + 2 \frac{\gamma_i}{(1 - \lambda_i)^3} \text{cov}(\gamma_i, \lambda_i) \\ \Rightarrow \text{se}(c_i) &= \sqrt{\frac{1}{(1 - \lambda_i)^2} \text{var}(\gamma_i) + \frac{\gamma_i^2}{(1 - \lambda_i)^4} \text{var}(\lambda_i) + 2 \frac{\gamma_i}{(1 - \lambda_i)^3} \text{cov}(\gamma_i, \lambda_i)} \end{aligned}$$

q.e.d.

Beweis 2: Herleitung der Formel zur Berechnung der Standardfehler der Koeffizienten der Dummy-Variablen für den zwölften Monat

Die allgemeine Formel von KLEIN (1953) ist in Beweis 1 angegeben.

Die Formel zur Berechnung der Koeffizienten der Dummy-Variablen für den zwölften Monat lautet:

$$\phi_{i,12} = - \sum_{k=1}^{11} \phi_{i,k} \text{ bzw. } w = f(x_1, \dots, x_{11}) \text{ mit } w = \phi_{i,12} \text{ und } x_k = \phi_{i,k}$$

Somit kann die Varianz bzw. der Standardfehler von $\phi_{i,12}$ folgendermaßen berechnet werden:

$$\text{var}(\phi_{i,12}) = \sum_{k=1}^{11} \left(\frac{\partial \phi_{i,12}}{\partial \phi_{i,k}} \right)^2 \text{var}(\phi_{i,k}) + \sum_{k \neq l} \left(\frac{\partial \phi_{i,12}}{\partial \phi_{i,k}} \right) \left(\frac{\partial \phi_{i,12}}{\partial \phi_{i,l}} \right) \text{cov}(\phi_{i,k}, \phi_{i,l})$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow \text{var}(\phi_{i,12}) &= \sum_{k=1}^{11} (-1)^2 \text{var}(\phi_{i,k}) + \sum_{k=1}^{11} \sum_{l=1; k \neq l}^{11} (-1)(-1) \text{cov}(\phi_{i,k}, \phi_{i,l}) \\ \Rightarrow \text{var}(\phi_{i,12}) &= \sum_{k=1}^{11} \text{var}(\phi_{i,k}) + \sum_{k=1}^{11} \sum_{l=1; k \neq l}^{11} \text{cov}(\phi_{i,k}, \phi_{i,l}) \\ \Rightarrow \text{se}(\phi_{i,12}) &= \sqrt{\sum_{k=1}^{11} \text{var}(\phi_{i,k}) + \sum_{k=1}^{11} \sum_{l=1, l \neq k}^{11} \text{cov}(\phi_{i,k}, \phi_{i,l})} \end{aligned}$$

q.e.d.

Beweis 3: Herleitung der Formel zur Berechnung der Kovarianz zwischen den kurzfristigen Koeffizienten der Dummy-Variablen für den zwölften Monat und den Anpassungskoeffizienten λ_i

Die allgemeine Formel von KLEIN (1953), S. 258., zur Berechnung der Kovarianz zwischen w_r und w_s mit $w_r = f_r(x_1, \dots, x_n)$ und $w_s = f_s(x_1, \dots, x_n)$ lautet:

$$\text{cov}(w_r, w_s) = \sum_{i=1}^n \left(\frac{\partial f_r}{\partial x_i} \right) \left(\frac{\partial f_s}{\partial x_i} \right) \text{var}(x_i) + \sum_{i \neq j} \left(\frac{\partial f_r}{\partial x_i} \right) \left(\frac{\partial f_s}{\partial x_j} \right) \text{cov}(x_i, x_j)$$

Die Formeln zur Berechnung der Koeffizienten der Dummy-Variablen für den zwölften Monat und zur Berechnung der Anpassungskoeffizienten λ_i lauten:

$$\phi_{i,12} = - \sum_{k=1}^{11} \phi_{i,k} \quad \text{und} \quad \lambda_i = \lambda_i \quad \text{bzw.} \quad w_r = f_r(x_1, \dots, x_{11}) \quad \text{und} \quad w_s = f_s(x_{12})$$

mit $w_r = \phi_{i,12}$, $x_1 = \phi_{i,1}, \dots, x_{11} = \phi_{i,11}$ und $x_{12} = \lambda_i$

Somit kann die Kovarianz zwischen $\phi_{i,12}$ und λ_i folgendermaßen berechnet werden:

$$\begin{aligned} \text{cov}(\phi_{i,12}, \lambda_i) &= \sum_{k=1}^{11} \left(\frac{\partial \phi_{i,12}}{\partial \phi_{i,k}} \right) \left(\frac{\partial \lambda_i}{\partial \phi_{i,k}} \right) \text{var}(\phi_{i,k}) + \left(\frac{\partial \phi_{i,12}}{\partial \lambda_i} \right) \left(\frac{\partial \lambda_i}{\partial \lambda_i} \right) \text{var}(\lambda_i) \\ &+ \sum_{k=1}^{11} \sum_{l=1; l \neq k}^{11} \left(\frac{\partial \phi_{i,12}}{\partial \phi_{i,k}} \right) \left(\frac{\partial \lambda_i}{\partial \phi_{i,l}} \right) \text{cov}(\phi_{i,k}, \phi_{i,l}) + \sum_{k=1}^{11} \left(\frac{\partial \phi_{i,12}}{\partial \phi_{i,k}} \right) \left(\frac{\partial \lambda_i}{\partial \lambda_i} \right) \text{cov}(\phi_{i,k}, \lambda_i) \\ &+ \sum_{k=1}^{11} \left(\frac{\partial \phi_{i,12}}{\partial \lambda_i} \right) \left(\frac{\partial \lambda_i}{\partial \phi_{i,k}} \right) \text{cov}(\lambda_i, \phi_{i,k}) \\ \Rightarrow \text{cov}(\phi_{i,12}, \lambda_i) &= \sum_{k=1}^{11} (-1)(0) \text{var}(\phi_{i,k}) + (0)(1) \text{var}(\lambda_i) \\ &+ \sum_{k=1}^{11} \sum_{l=1; l \neq k}^{11} (-1)(0) \text{cov}(\phi_{i,k}, \phi_{i,l}) + \sum_{k=1}^{11} (-1)(1) \text{cov}(\phi_{i,k}, \lambda_i) \\ &+ \sum_{k=1}^{11} (0)(0) \text{cov}(\lambda_i, \phi_{i,k}) \\ \Rightarrow \text{cov}(\phi_{i,12}, \lambda_i) &= - \sum_{k=1}^{11} \text{cov}(\phi_{i,k}, \lambda_i) \end{aligned}$$

q.e.d.

Beweis 4: Lineare Homogenität in Preisen der Kostenfunktion des AIDS-Modells

unter den Bedingungen $\sum_{k=1}^n \alpha_k = 1$, $\sum_{k=1}^n \gamma_{kl}^* = \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* = \sum_{k=1}^n \beta_k = 0$

$$\begin{aligned}
& \log c(u, rp) = a(rp) + ub(rp) \\
& = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log rp_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* \log rp_k \log rp_l + \beta_0 \prod_{k=1}^n (rp_k)^{\beta_k} \\
& = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k (\log r + \log p_k) + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* (\log r + \log p_k) (\log r + \log p_l) + \beta_0 \prod_{k=1}^n r^{\beta_k} p_k^{\beta_k} \\
& = \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log r + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k \\
& \quad + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* \left((\log r)^2 + \log r \log p_k + \log r \log p_l + \log p_k \log p_l \right) + \beta_0 \prod_{k=1}^n r^{\beta_k} \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \\
& = \alpha_0 + \log r \sum_{k=1}^n \alpha_k + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* (\log r)^2 + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* \log r \log p_k \\
& \quad + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* \log r \log p_l + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* \log p_k \log p_l + \beta_0 r^{\left(\sum_{k=1}^n \beta_k \right)} \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \\
& = \alpha_0 + \log r + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} (\log r)^2 \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* + \frac{1}{2} \log r \sum_{k=1}^n \left(\log p_k \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* \right) \\
& \quad + \frac{1}{2} \log r \sum_{l=1}^n \left(\log p_l \sum_{k=1}^n \gamma_{kl}^* \right) + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* \log p_k \log p_l + \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \\
& = \log r + \alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* \log p_k \log p_l + \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \\
& = \log r + a(p) + ub(p) = \log r + \log c(u, p) = \log rc(u, p)
\end{aligned}$$

q.e.d.

Beweis 5: Herleitung der Ausgabenanteilsfunktionen des AIDS-Modells

$$\begin{aligned}
& \frac{\partial \log c}{\partial \log p_i} = \frac{p_i}{c} \frac{\partial c}{\partial p_i} = \frac{p_i}{c} q_i = w_i \quad \text{mit „Shephard's Lemma“ } q_i = \frac{\partial c}{\partial p_i} \quad ^{129} \\
& \Rightarrow w_i = \frac{\partial \log c(u, p)}{\partial \log p_i} = \frac{\partial \left(\alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* \log p_k \log p_l + u \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \right)}{\partial \log p_i} \\
& = \frac{\partial \alpha_0}{\partial \log p_i} + \frac{\partial \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k}{\partial \log p_i} + \frac{\partial \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* \log p_k \log p_l}{\partial \log p_i} + \frac{\partial u \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k}}{\partial \log p_i} \\
& = \alpha_i + \frac{1}{2} \sum_{l=1}^n \gamma_{il}^* \log p_l + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \gamma_{ki}^* \log p_k + u \beta_0 \prod_{k=1; k \neq i}^n p_k^{\beta_k} p_i \beta_i p_i^{(\beta_i - 1)}
\end{aligned}$$

¹²⁹ Beweis siehe z.B. Deaton und Muellbauer (1980b), S. 40.

$$= \alpha_i + \frac{1}{2} \sum_{l=1}^n \gamma_{il}^* \log p_l + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \gamma_{ki}^* \log p_k + \beta_i u \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k}$$

$$\text{mit Substitution von } u = \frac{\log c - a(p)}{b(p)} = \frac{\log c - \alpha_0 - \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* \log p_k \log p_l}{\beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k}}$$

$$\text{und der Annahme } \gamma_{ij} = \frac{1}{2} (\gamma_{ij}^* + \gamma_{ji}^*) = \gamma_{ji}$$

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \left(\log c - \alpha_0 - \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} \log p_k \log p_l \right)$$

$$w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \log \frac{c}{P}$$

$$\text{mit } \log P = \alpha_0 - \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} \log p_k \log p_l$$

q.e.d.

Beweis 6: „Adding up“ der Ausgabenanteilsfunktion des AIDS-Modells unter den Restriktionen $\sum_{k=1}^n \alpha_k = 1$, $\sum_{k=1}^n \gamma_{kl}^* = 0$, $\sum_{k=1}^n \beta_k = 0$ (für alle j)

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n w_i &= \sum_{i=1}^n \alpha_i + \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \sum_{i=1}^n \beta_i \left(\log c - \alpha_0 - \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} \log p_k \log p_l \right) \\ &= 1 + \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \left(\log c - \alpha_0 - \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} \log p_k \log p_l \right) \sum_{i=1}^n \beta_i \\ &= 1 + \sum_{j=1}^n \log p_j \sum_{i=1}^n \gamma_{ij} = 1 \end{aligned}$$

q.e.d.

Beweis 7: Lineare Homogenität in Preisen und Ausgaben der Ausgabenanteilsfunktion des AIDS-Modells unter den Restriktionen $\sum_{j=1}^n \gamma_{ij}^* = 0$ (für alle i) (zusätzlich zu den „Adding up“-Restriktionen)

$$\begin{aligned} w_i(rp, rx) &= \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log rp_j + \beta_i \left(\log rx - \alpha_0 - \sum_{k=1}^n \alpha_k \log rp_k - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} \log rp_k \log rp_l \right) \\ &= \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} (\log r + \log p_j) + \beta_i \left(\log r + \log x - \alpha_0 - \sum_{k=1}^n \alpha_k (\log r + \log p_k) \right. \\ &\quad \left. - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} (\log r + \log p_k) (\log r + \log p_l) \right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log r + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j \\
&\quad + \beta_i \left(\begin{aligned} &\log r + \log x - \alpha_0 - \sum_{k=1}^n \alpha_k \log r - \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k \\ &-\frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} \left((\log r)^2 + \log r \log p_k + \log r \log p_l + \log p_k \log p_l \right) \end{aligned} \right) \\
&= \alpha_i + \log r \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j \\
&\quad + \beta_i \left(\begin{aligned} &\log r + \log x - \alpha_0 - \log r \sum_{k=1}^n \alpha_k - \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} (\log r)^2 \\ &-\frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} \log r \log p_k - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} \log r \log p_l - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} \log p_k \log p_l \end{aligned} \right) \\
&= \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j \\
&\quad + \beta_i \left(\begin{aligned} &\log r + \log x - \alpha_0 - \log r - \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k - \frac{1}{2} (\log r)^2 \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} \\ &-\frac{1}{2} \log r \sum_{k=1}^n \log p_k \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} - \frac{1}{2} \log r \sum_{l=1}^n \log p_l \sum_{k=1}^n \gamma_{kl} - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} \log p_k \log p_l \end{aligned} \right) \\
&= \alpha_i + \sum_{j=1}^n \gamma_{ij} \log p_j + \beta_i \left(\log x - \alpha_0 - \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k - \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl} \log p_k \log p_l \right) = w_i(p, x)
\end{aligned}$$

q.e.d.

Beweis 8: Symmetrie der Kostenfunktion des AIDS-Modells unter den Restriktionen $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$ für alle $i, j = 1, \dots, n$

$$\begin{aligned}
&\frac{\partial \left(\frac{\partial c}{\partial p_i} \right)}{\partial p_j} = \frac{\partial \left(c \frac{\partial \log c(u, p)}{\partial p_i} \right)}{\partial p_j} \\
&= \frac{\partial \left(c \frac{\partial \left(\alpha_0 + \sum_{k=1}^n \alpha_k \log p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^n \sum_{l=1}^n \gamma_{kl}^* \log p_k \log p_l + u \beta_0 \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \right)}{\partial p_i} \right)}{\partial p_j} \\
&= \frac{\partial \left(c \left(\frac{1}{p_i} + \frac{1}{p_i} \sum_{k=1}^n \gamma_{ik} \log p_k + u \beta_0 \beta_i p_i^{(\beta_i-1)} \prod_{k=1, k \neq i}^n p_k^{\beta_k} \right) \right)}{\partial p_j}
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \frac{\partial \left(\frac{c}{p_i} + \frac{c}{p_i} \sum_{k=1}^n \gamma_{ik} \log p_k + \frac{uc\beta_0\beta_i}{p_i} \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \right)}{\partial p_j} \\
&= \frac{c\gamma_{ij}}{p_i p_j} + \frac{uc\beta_0\beta_i}{p_i} \beta_j p_j^{(\beta_j-1)} \prod_{k=1, k \neq j}^n p_k^{\beta_k} = \frac{c\gamma_{ij}}{p_i p_j} + \frac{uc\beta_0\beta_i\beta_j}{p_i p_j} \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k} \\
\text{Analog gilt: } &\frac{\partial \left(\frac{\partial c}{\partial p_j} \right)}{\partial p_i} = \frac{c\gamma_{ij}}{p_j p_i} + \frac{uc\beta_0\beta_j\beta_i}{p_j p_i} \prod_{k=1}^n p_k^{\beta_k}
\end{aligned}$$

$$\text{Und wegen der Restriktion } \gamma_{ij} = \gamma_{ji} \text{ gilt: } \frac{\partial \left(\frac{\partial c}{\partial p_i} \right)}{\partial p_j} = \frac{\partial \left(\frac{\partial c}{\partial p_j} \right)}{\partial p_i}$$

q.e.d.

Beweis 9: Herleitung der von Anderson und Blundell (1983) vorgeschlagenen Schätzgleichungen, wobei $B^* = (I + B_1^*)$, $A^* = \Gamma_0^*$ und $\Pi = (B^*)^{-1}(\Gamma_0^* + \Gamma_1^*)$

$$W_t = \Gamma_0^* X_t + \Gamma_1^* X_{t-1} - B_1^* W_{t-1} + U_t \quad (= \text{Gleichung (45)})$$

$$W_t = \Gamma_0^* X_t - \Gamma_0^* X_{t-1} + \Gamma_0^* X_{t-1} + \Gamma_1^* X_{t-1} - B_1^* W_{t-1} - W_{t-1} + W_{t-1} + U_t$$

$$W_t = \Gamma_0^* X_t - \Gamma_0^* X_{t-1} + W_{t-1} - W_{t-1} - B_1^* W_{t-1} + \Gamma_0^* X_{t-1} + \Gamma_1^* X_{t-1} + U_t$$

$$W_t = \Gamma_0^* X_t - \Gamma_0^* X_{t-1} + W_{t-1} - (I + B_1^*) W_{t-1} + (\Gamma_0^* + \Gamma_1^*) X_{t-1} + U_t$$

$$W_t - W_{t-1} = \Gamma_0^* (X_t - X_{t-1}) - B^* W_{t-1} + B^* (B^*)^{-1} (\Gamma_0^* + \Gamma_1^*) X_{t-1} + U_t$$

$$\Delta W_t = \Gamma_0^* \Delta X_t - B^* \left(W_{t-1} - (B^*)^{-1} (\Gamma_0^* + \Gamma_1^*) X_{t-1} \right) + U_t$$

$$\Delta W_t = A^* \Delta X_t - B^* (W_{t-1} - \Pi X_{t-1}) + U_t \quad (= \text{Gleichung (50)})$$

q.e.d.

A2 Tabellen

Tabelle A1: Regressionsergebnis der ersten Stufe für Haushaltstyp 1

Ko- effi- zient	Kurzfrist-Modell				Langfrist-Modell			
	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	t-Sta- tistik	margin. Signif.	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	t-Sta- tistik	margin. Signif.
α_i	-2,4817	0,8690	-2,856	0,0049	-5,3440	1,6280	-3,282	0,0013
β_i	-0,1020	0,0745	-1,370	0,1730	-0,2197	0,1636	-1,343	0,1815
γ_i	0,2796	0,0944	2,964	0,0036	0,6021	0,1834	3,283	0,0013
λ_i	0,5356	0,0698	7,679	0,0000	---	---	---	---
ϕ_{i1}	-0,2285	0,0284	-8,044	0,0000	-0,4921	0,0664	-7,411	0,0000
ϕ_{i2}	-0,1526	0,0303	-5,029	0,0000	-0,3285	0,0385	-8,524	0,0000
ϕ_{i3}	0,0714	0,0320	2,233	0,0271	0,1538	0,0887	1,735	0,0850
ϕ_{i4}	0,0358	0,0152	2,357	0,0198	0,0771	0,0412	1,871	0,0635
ϕ_{i5}	0,0670	0,0150	4,461	0,0000	0,1442	0,0436	3,310	0,0012
ϕ_{i6}	0,2544	0,0218	11,680	0,0000	0,5478	0,0855	6,404	0,0000
ϕ_{i7}	0,1389	0,0359	3,867	0,0002	0,2990	0,0712	4,198	0,0000
ϕ_{i8}	0,1395	0,0254	5,492	0,0000	0,3004	0,0347	8,656	0,0000
ϕ_{i9}	0,0973	0,0255	3,821	0,0002	0,2096	0,0404	5,189	0,0000
ϕ_{i10}	0,0456	0,0255	1,786	0,0762	0,0983	0,0479	2,052	0,0420
ϕ_{i11}	-0,2182	0,0288	-7,590	0,0000	-0,4699	0,1183	-3,971	0,0001
ϕ_{i12}	-0,2506	0,0222	-11,287	0,0000	-0,5397	0,0748	-7,220	0,0000
Teststatistiken:								
R^2 : 0,9299			\bar{R}^2 : 0,9229		Durbin-W.: 2,0646		Durbin's h: -0,8105	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A 2: Regressionsergebnis der ersten Stufe für Haushaltstyp 2

Ko- effi- zient	Kurzfrist-Modell				Langfrist-Modell			
	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	t-Sta- tistik	margin. Signif.	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	t-Sta- tistik	margin. Signif.
α_i	-2,3195	0,9013	-2,574	0,0111	-6,3749	2,2804	-2,796	0,0059
β_i	-0,0108	0,0724	-0,149	0,8815	-0,0297	0,1995	-0,149	0,8819
γ_i	0,1989	0,1067	1,864	0,0644	0,5466	0,2934	1,863	0,0646
λ_i	0,6362	0,0726	8,758	0,0000	---	---	---	---
ϕ_{i1}	0,0200	0,0384	0,522	0,6025	0,0550	0,1144	0,481	0,6312
ϕ_{i2}	-0,0557	0,0258	-2,155	0,0328	-0,1531	0,0552	-2,775	0,0063
ϕ_{i3}	0,1671	0,0237	7,047	0,0000	0,4593	0,1455	3,156	0,0020
ϕ_{i4}	0,0647	0,0171	3,774	0,0002	0,1777	0,0623	2,853	0,0050
ϕ_{i5}	0,1040	0,0188	5,542	0,0000	0,2859	0,0644	4,443	0,0000
ϕ_{i6}	0,2396	0,0192	12,468	0,0000	0,6584	0,1085	6,066	0,0000
ϕ_{i7}	-0,0191	0,0331	-0,577	0,5651	-0,0524	0,0987	-0,531	0,5963
ϕ_{i8}	0,1051	0,0206	5,091	0,0000	0,2887	0,0415	6,964	0,0000
ϕ_{i9}	0,0506	0,0285	1,773	0,0784	0,1390	0,0642	2,163	0,0323
ϕ_{i10}	-0,0997	0,0213	-4,672	0,0000	-0,2740	0,0920	-2,979	0,0034
ϕ_{i11}	-0,2549	0,0179	-14,222	0,0000	-0,7005	0,1609	-4,352	0,0000
ϕ_{i12}	-0,3217	0,0275	-11,689	0,0000	-0,8840	0,1346	-6,567	0,0000
Teststatistiken:								
R^2 : 0,9386		\bar{R}^2 : 0,9325		Durbin-W.: 2,0373		Durbin's h: -0,5437		

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A 3: Regressionsergebnis der ersten Stufe für Haushaltstyp 3

Ko- effi- zient	Kurzfrist-Modell				Langfrist-Modell			
	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	t-Sta- tistik	margin. Signif.	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	t-Sta- tistik	margin. Signif.
α_i	-3,8562	1,0872	-3,547	0,0005	-7,9114	2,2820	-3,467	0,0007
β_i	0,0074	0,0686	0,108	0,9138	0,0153	0,1403	0,109	0,9135
γ_i	0,3613	0,1356	2,665	0,0086	0,7412	0,3017	2,457	0,0152
λ_i	0,5126	0,0766	6,692	0,0000	---	---	---	---
ϕ_{i1}	-0,0614	0,0362	-1,693	0,0928	-0,1259	0,0587	-2,143	0,0338
ϕ_{i2}	-0,0829	0,0297	-2,793	0,0059	-0,1701	0,0446	-3,817	0,0002
ϕ_{i3}	0,1135	0,0280	4,050	0,0001	0,2328	0,0875	2,660	0,0087
ϕ_{i4}	0,0323	0,0234	1,376	0,1709	0,0662	0,0523	1,266	0,2075
ϕ_{i5}	0,1635	0,0148	11,050	0,0000	0,3355	0,0563	5,959	0,0000
ϕ_{i6}	0,2701	0,0215	12,582	0,0000	0,5542	0,0716	7,741	0,0000
ϕ_{i7}	-0,0373	0,0386	-0,967	0,3350	-0,0765	0,0886	-0,864	0,3889
ϕ_{i8}	0,1408	0,0232	6,077	0,0000	0,2888	0,0403	7,160	0,0000
ϕ_{i9}	0,1040	0,0321	3,236	0,0015	0,2133	0,0507	4,205	0,0000
ϕ_{i10}	-0,0971	0,0231	-4,209	0,0000	-0,1992	0,0692	-2,878	0,0046
ϕ_{i11}	-0,2052	0,0104	-19,784	0,0000	-0,4211	0,0751	-5,610	0,0000
ϕ_{i12}	-0,3403	0,0245	-13,897	0,0000	-0,6981	0,0896	-7,795	0,0000
Teststatistiken:								
R^2 : 0,9350			\bar{R}^2 : 0,9285		Durbin-W.: 2,0899		Durbin's h: -1,8579	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A 4: Regressionsergebnis der zweiten Stufe für Haushaltstyp 1

Ko- effi- zient	Kurzfrist-Modell				Langfrist-Modell			
	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	t-Sta- tistik	margin. Signif.	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	t-Sta- tistik	margin. Signif.
α_i	6,0249	0,8058	7,477	0,0000	8,7123	0,6592	13,216	0,0000
β_{i1}	-0,6282	0,0704	-8,919	0,0000	-0,9085	0,0832	-10,923	0,0000
β_{i2}	-0,0566	0,1190	-0,476	0,6350	-0,0819	0,1756	-0,466	0,6418
β_{i3}	0,1106	0,1756	0,630	0,5295	0,1600	0,2594	0,617	0,5384
γ_i	0,5209	0,0880	5,920	0,0000	0,7533	0,1433	5,258	0,0000
λ_i	0,3085	0,0653	4,721	0,0000	---	---	---	---
ϕ_{i1}	0,1944	0,0354	5,495	0,0000	0,2812	0,0600	4,689	0,0000
ϕ_{i2}	0,1349	0,0328	4,115	0,0001	0,1950	0,0465	4,197	0,0000
ϕ_{i3}	0,1645	0,0246	6,683	0,0000	0,2379	0,0383	6,211	0,0000
ϕ_{i4}	0,1077	0,0211	5,093	0,0000	0,1557	0,0268	5,806	0,0000
ϕ_{i5}	0,0446	0,0222	2,008	0,0466	0,0645	0,0300	2,150	0,0333
ϕ_{i6}	-0,1265	0,0438	-2,888	0,0045	-0,1830	0,0699	-2,618	0,0098
ϕ_{i7}	-0,1369	0,0353	-3,880	0,0002	-0,1979	0,0523	-3,786	0,0002
ϕ_{i8}	-0,2240	0,0293	-7,642	0,0000	-0,3239	0,0500	-6,477	0,0000
ϕ_{i9}	-0,2494	0,0243	-10,281	0,0000	-0,3607	0,0410	-8,796	0,0000
ϕ_{i10}	-0,0688	0,0287	-2,394	0,0180	-0,0995	0,0377	-2,635	0,0093
ϕ_{i11}	0,0461	0,0262	1,760	0,0806	0,0666	0,0399	1,668	0,0976
ϕ_{i12}	0,1135	0,0372	3,047	0,0028	0,1641	0,0581	2,823	0,0054
Teststatistiken:								
R^2 : 0,7885			\bar{R}^2 : 0,7639		Durbin-W.: 2,0787		Durbin's h: -0,8429	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A 5: Regressionsergebnis der zweiten Stufe für Haushaltstyp 2

Ko- effi- zient	Kurzfrist-Modell				Langfrist-Modell			
	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	t-Sta- tistik	margin. Signif.	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	t-Sta- tistik	margin. Signif.
α_i	5,7329	0,7192	7,971	0,0000	9,6906	0,6958	13,927	0,0000
β_{i1}	-0,3806	0,0637	-5,976	0,0000	-0,6434	0,0920	-6,996	0,0000
β_{i2}	-0,1261	0,0886	-1,423	0,1569	-0,2131	0,1539	-1,385	0,1683
β_{i3}	-0,0872	0,1362	-0,640	0,5231	-0,1474	0,2284	-0,646	0,5196
γ_i	0,4461	0,0853	5,227	0,0000	0,7541	0,1489	5,065	0,0000
λ_i	0,4084	0,0639	6,395	0,0000	---	---	---	---
ϕ_{i1}	0,2870	0,0270	10,620	0,0000	0,4851	0,0808	6,007	0,0000
ϕ_{i2}	0,0818	0,0234	3,488	0,0007	0,1383	0,0357	3,872	0,0002
ϕ_{i3}	0,1085	0,0196	5,550	0,0000	0,1834	0,0363	5,047	0,0000
ϕ_{i4}	-0,0099	0,0194	-0,509	0,6117	-0,0167	0,0337	-0,495	0,6216
ϕ_{i5}	-0,0156	0,0223	-0,698	0,4865	-0,0263	0,0380	-0,692	0,4900
ϕ_{i6}	-0,1661	0,0343	-4,838	0,0000	-0,2807	0,0652	-4,305	0,0000
ϕ_{i7}	-0,1845	0,0293	-6,299	0,0000	-0,3118	0,0555	-5,623	0,0000
ϕ_{i8}	-0,1757	0,0294	-5,967	0,0000	-0,2969	0,0529	-5,613	0,0000
ϕ_{i9}	-0,0477	0,0201	-2,373	0,0190	-0,0806	0,0299	-2,694	0,0079
ϕ_{i10}	0,0220	0,0172	1,280	0,2026	0,0372	0,0300	1,241	0,2168
ϕ_{i11}	0,1109	0,0302	3,678	0,0003	0,1875	0,0529	3,544	0,0005
ϕ_{i12}	-0,0109	0,0429	-0,254	0,7995	-0,0185	0,0730	-0,253	0,8006
Teststatistiken:								
R^2 : 0,8000			\bar{R}^2 : 0,7768		Durbin-W.: 2,1260		Durbin's h: -1,2932	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A 6: Regressionsergebnis der zweiten Stufe für Haushaltstyp 3

Ko- effi- zient	Kurzfrist-Modell				Langfrist-Modell			
	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	t-Sta- tistik	margin. Signif.	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	t-Sta- tistik	margin. Signif.
α_i	4,4536	0,7222	6,166	0,0000	9,1079	0,8089	11,260	0,0000
β_{i1}	-0,2634	0,0536	-4,916	0,0000	-0,5386	0,0863	-6,242	0,0000
β_{i2}	-0,1094	0,0719	-1,521	0,1305	-0,2237	0,1534	-1,459	0,1469
β_{i3}	-0,1086	0,1278	-0,850	0,3970	-0,2220	0,2598	-0,855	0,3942
γ_i	0,4500	0,0836	5,383	0,0000	0,9202	0,1764	5,217	0,0000
λ_i	0,5110	0,0726	7,040	0,0000	---	---	---	---
ϕ_{i1}	0,2913	0,0248	11,748	0,0000	0,5958	0,1076	5,538	0,0000
ϕ_{i2}	0,1202	0,0256	4,706	0,0000	0,2459	0,0436	5,641	0,0000
ϕ_{i3}	0,1129	0,0200	5,658	0,0000	0,2310	0,0423	5,460	0,0000
ϕ_{i4}	-0,0155	0,0229	-0,678	0,4991	-0,0317	0,0497	-0,638	0,5244
ϕ_{i5}	-0,0286	0,0225	-1,270	0,2062	-0,0585	0,0454	-1,287	0,2001
ϕ_{i6}	-0,2124	0,0370	-5,740	0,0000	-0,4343	0,0880	-4,937	0,0000
ϕ_{i7}	-0,2610	0,0276	-9,452	0,0000	-0,5338	0,0822	-6,498	0,0000
ϕ_{i8}	-0,1493	0,0308	-4,847	0,0000	-0,3053	0,0566	-5,393	0,0000
ϕ_{i9}	-0,0285	0,0228	-1,250	0,2136	-0,0583	0,0420	-1,390	0,1669
ϕ_{i10}	0,0098	0,0159	0,614	0,5406	0,0200	0,0327	0,611	0,5420
ϕ_{i11}	0,1284	0,0225	5,703	0,0000	0,2627	0,0545	4,822	0,0000
ϕ_{i12}	0,0326	0,0370	0,879	0,3809	0,0666	0,0729	0,913	0,3627
Teststatistiken:								
R^2 : 0,8344			\bar{R}^2 : 0,8153		Durbin-W.: 2,2847		Durbin's h: -4,1384	

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A 7: Regressionsergebnis des AIDS-Modells für Haushaltstyp 1

Ko- effi- zient	i=1 (Bananen)			i=2 (Kernobst)			i=3 (and. Frischobst)		
	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	margin. Signif.	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	margin. Signif.	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	margin. Signif.
c_{i1}	0,0755	0,0196	0,0001	0,0034	0,0378	0,9278	-0,0789	0,0423	0,0632
c_{i2}	0,0071	0,0409	0,8624	0,0898	0,0803	0,2645	-0,0969	0,0895	0,2802
c_{i3}	-0,0341	0,0179	0,0574	-0,0148	0,0334	0,6578	0,0490	0,0384	0,2035
b_i	-0,1048	0,0167	0,0000	-0,0976	0,0321	0,0026	0,2024	0,0361	0,0000
α_i	0,0851	0,0498	0,0886	0,1107	0,1157	0,3394	0,8042	0,1141	0,0000
γ_{i1}	0,0473	0,0116	0,0001	-0,0141	0,0134	0,2961	-0,0332	0,0170	0,0513
γ_{i2}	-0,0141	0,0134	0,2961	0,0851	0,0360	0,0188	-0,0710	0,0349	0,0426
γ_{i3}	-0,0332	0,0170	0,0513	-0,0710	0,0349	0,0426	0,1043	0,0403	0,0102
β_i	-0,0569	0,0233	0,0153	-0,1118	0,0545	0,0413	0,1687	0,0538	0,0019
θ_{i1}	0,7228	0,0781	0,0000	0,1005	0,1521	0,5095	-0,8233	0,1695	0,0000
θ_{i2}	0,0771	0,0373	0,0395	0,5617	0,0726	0,0000	-0,6388	0,0810	0,0000
ϕ_{i1}	0,0478	0,0070	0,0000	0,0523	0,0134	0,0001	-0,1001	0,0152	0,0000
ϕ_{i2}	0,0455	0,0079	0,0000	0,0412	0,0154	0,0080	-0,0867	0,0172	0,0000
ϕ_{i3}	0,0471	0,0079	0,0000	0,0514	0,0154	0,0009	-0,0985	0,0171	0,0000
ϕ_{i4}	0,0239	0,0061	0,0001	0,0073	0,0118	0,5364	-0,0312	0,0131	0,0180
ϕ_{i5}	0,0090	0,0047	0,0587	-0,0215	0,0092	0,0202	0,0126	0,0103	0,2225
ϕ_{i6}	-0,0269	0,0057	0,0000	-0,0934	0,0107	0,0000	0,1203	0,0123	0,0000
ϕ_{i7}	-0,0420	0,0075	0,0000	-0,0849	0,0136	0,0000	0,1269	0,0159	0,0000
ϕ_{i8}	-0,0385	0,0089	0,0000	-0,0327	0,0170	0,0553	0,0712	0,0192	0,0003
ϕ_{i9}	-0,0476	0,0078	0,0000	-0,0122	0,0153	0,4248	0,0598	0,0170	0,0005
ϕ_{i10}	-0,0284	0,0072	0,0001	0,0504	0,0140	0,0004	-0,0220	0,0156	0,1597
ϕ_{i11}	-0,0063	0,0063	0,3204	0,0121	0,0121	0,3155	-0,0059	0,0136	0,6670
ϕ_{i12}	0,0163	0,0058	0,0057	0,0300	0,0108	0,0060	-0,0463	0,0126	0,0003
τ_i^*	-0,0870	0,0311	0,0055	0,0660	0,0561	0,2405	0,0210	0,0642	0,7444
Teststatistiken:									
R^2	0,85631			0,82006			---		
\bar{R}^2	0,82978			0,78684			---		
DW	2,10902			2,18406			---		

* Der Koeffizient und der Standardfehler von τ_i sind in 10^{-3} angegeben.

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A 8: Regressionsergebnis des AIDS-Modells für Haushaltstyp 2

Ko- effi- zient	i=1 (Bananen)			i=2 (Kernobst)			i=3 (and. Frischobst)		
	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	margin. Signif.	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	margin. Signif.	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	margin. Signif.
c_{i1}	0,1217	0,0189	0,0000	-0,0792	0,0394	0,0453	-0,0425	0,0163	0,0095
c_{i2}	-0,0786	0,0355	0,0278	0,1477	0,0761	0,0534	-0,0690	0,0300	0,0223
c_{i3}	-0,0177	0,0407	0,6643	-0,0019	0,0870	0,9823	0,0196	0,0352	0,5772
b_i	-0,1171	0,0173	0,0000	-0,0490	0,0329	0,1373	0,1661	0,0377	0,0000
α_i	-0,0029	0,1152	0,9796	0,5054	0,2295	0,0285	0,4976	0,1975	0,0123
γ_{i1}	0,0839	0,0197	0,0000	-0,0765	0,0245	0,0020	-0,0074	0,0250	0,7675
γ_{i2}	-0,0765	0,0245	0,0020	0,1036	0,0550	0,0610	-0,0271	0,0480	0,5726
γ_{i3}	-0,0074	0,0250	0,7675	-0,0271	0,0480	0,5726	0,0345	0,0529	0,5149
β_i	-0,0936	0,0435	0,0323	0,0361	0,0870	0,6787	0,0575	0,0750	0,4438
θ_{i1}	0,4159	0,0628	0,0000	0,0472	0,1195	0,6934	-0,4631	0,1365	0,0008
θ_{i2}	0,1118	0,0333	0,0009	0,3529	0,0633	0,0000	-0,4647	0,0722	0,0000
ϕ_{i1}	0,0687	0,0081	0,0000	0,0742	0,0155	0,0000	-0,1428	0,0178	0,0000
ϕ_{i2}	0,0189	0,0071	0,0085	0,0386	0,0135	0,0047	-0,0575	0,0155	0,0002
ϕ_{i3}	0,0254	0,0069	0,0003	0,0414	0,0130	0,0017	-0,0668	0,0149	0,0000
ϕ_{i4}	-0,0089	0,0053	0,0938	0,0241	0,0101	0,0177	-0,0152	0,0115	0,1875
ϕ_{i5}	-0,0038	0,0049	0,4353	-0,0124	0,0094	0,1908	0,0162	0,0108	0,1349
ϕ_{i6}	-0,0414	0,0062	0,0000	-0,0996	0,0117	0,0000	0,1409	0,0137	0,0000
ϕ_{i7}	-0,0498	0,0078	0,0000	-0,0706	0,0142	0,0000	0,1204	0,0167	0,0000
ϕ_{i8}	-0,0211	0,0088	0,0166	-0,0196	0,0164	0,2338	0,0407	0,0189	0,0321
ϕ_{i9}	-0,0090	0,0074	0,2238	-0,0079	0,0140	0,5733	0,0169	0,0160	0,2923
ϕ_{i10}	0,0030	0,0063	0,6320	0,0320	0,0117	0,0065	-0,0350	0,0135	0,0098
ϕ_{i11}	0,0267	0,0063	0,0000	0,0006	0,0114	0,9557	-0,0273	0,0135	0,0435
ϕ_{i12}	-0,0087	0,0079	0,2687	-0,0008	0,0147	0,9560	0,0095	0,0173	0,5814
τ_i^*	-0,0313	0,0285	0,2735	-0,0198	0,0473	0,6752	0,0511	0,0574	0,3737
Teststatistiken:									
R^2	0,90301			0,76985			---		
\bar{R}^2	0,88510			0,72736			---		
DW	2,27557			2,08437			---		

* Der Koeffizient und der Standardfehler von τ_i sind in 10^{-3} angegeben.

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A 9: Regressionsergebnis des AIDS-Modells für Haushaltstyp 3

Ko- effi- zient	i=1 (Bananen)			i=2 (Kernobst)			i=3 (and. Frischobst)		
	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	margin. Signif.	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	margin. Signif.	Koeffi- zient	Stand.- Fehler	margin. Signif.
c_{i1}	0,1297	0,0196	0,0000	-0,0822	0,0378	0,0306	-0,0474	0,0423	0,2632
c_{i2}	-0,0496	0,0409	0,2258	0,1109	0,0803	0,1686	-0,0612	0,0895	0,4946
c_{i3}	-0,0319	0,0179	0,0760	-0,0095	0,0334	0,7760	0,0414	0,0384	0,2822
b_i	-0,0950	0,0167	0,0000	-0,0528	0,0321	0,1014	0,1478	0,0361	0,0001
α_i	0,1105	0,1000	0,2703	0,2690	0,1831	0,1429	0,6205	0,1677	0,0003
γ_{i1}	0,0754	0,0116	0,0000	-0,0741	0,0134	0,0000	-0,0013	0,0170	0,9376
γ_{i2}	-0,0741	0,0134	0,0000	0,0949	0,0360	0,0088	-0,0209	0,0349	0,5498
γ_{i3}	-0,0013	0,0170	0,9376	-0,0209	0,0349	0,5498	0,0222	0,0403	0,5820
β_i	-0,0380	0,0233	0,1043	-0,0580	0,0545	0,2884	0,0960	0,0538	0,0756
θ_{i1}	0,7228	0,0605	0,0000	0,1005	0,1169	0,3909	-0,8233	0,1426	0,0000
θ_{i2}	0,0771	0,0335	0,0220	0,5617	0,0650	0,0000	-0,6388	0,0790	0,0000
ϕ_{i1}	0,0580	0,0061	0,0000	0,0736	0,0119	0,0000	-0,1315	0,0145	0,0000
ϕ_{i2}	0,0206	0,0062	0,0010	0,0376	0,0119	0,0018	-0,0582	0,0145	0,0001
ϕ_{i3}	0,0131	0,0060	0,0293	0,0417	0,0115	0,0004	-0,0547	0,0141	0,0001
ϕ_{i4}	-0,0140	0,0044	0,0018	0,0254	0,0087	0,0036	-0,0114	0,0105	0,2777
ϕ_{i5}	-0,0084	0,0044	0,0543	-0,0203	0,0085	0,0177	0,0288	0,0104	0,0060
ϕ_{i6}	-0,0422	0,0052	0,0000	-0,0918	0,0101	0,0000	0,1340	0,0124	0,0000
ϕ_{i7}	-0,0474	0,0065	0,0000	-0,0728	0,0125	0,0000	0,1202	0,0154	0,0000
ϕ_{i8}	-0,0134	0,0075	0,0760	-0,0249	0,0144	0,0857	0,0383	0,0176	0,0307
ϕ_{i9}	-0,0025	0,0062	0,6917	-0,0025	0,0121	0,8337	0,0050	0,0147	0,7334
ϕ_{i10}	0,0043	0,0051	0,3964	0,0379	0,0097	0,0001	-0,0423	0,0119	0,0005
ϕ_{i11}	0,0304	0,0044	0,0000	-0,0011	0,0084	0,8933	-0,0293	0,0105	0,0055
ϕ_{i12}	0,0015	0,0060	0,7983	-0,0027	0,0116	0,8184	0,0011	0,0143	0,9365
τ_i^*	0,0143	0,0240	0,5506	-0,0311	0,0424	0,4638	0,0168	0,0547	0,7589
Teststatistiken:									
R^2	0,92106			0,83583			---		
\bar{R}^2	0,90648			0,80552			---		
DW	2,09622			2,09775			---		

* Der Koeffizient und der Standardfehler von τ_i sind in 10^{-3} angegeben.

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A 10: Bedingte Elastizitäten des AIDS-Modells im Haushaltstyp 1

	kurzfristig				langfristig			
	Koeffi- zient	Stand. Fehler	t-Sta- tistik	marg. Signif.	Koeffi- zient	Stand. Fehler	t-Sta- tistik	marg. Signif.
Marshall'sche Elastizitäten der Bananennachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,5248	0,0963	-5,447	0,0000	-0,7109	0,0676	-10,518	0,0000
Kernobstpr.	0,2119	0,2072	1,023	0,3074	0,0272	0,0889	0,305	0,7603
Pr. and. Fr.	0,0648	0,0773	0,839	0,4025	-0,0369	0,0722	-0,511	0,6101
Fr.obstausg.	0,4858	0,0822	5,910	0,0000	0,7206	0,1144	6,298	0,0000
Marshall'sche Elastizitäten der Kernobstnachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	0,0677	0,1097	0,617	0,5376	0,0253	0,0516	0,490	0,6248
Kernobstpr.	-0,6417	0,2409	-2,664	0,0082	-0,6411	0,1370	-4,680	0,0000
Pr. and. Fr.	0,0850	0,0865	0,982	0,3269	-0,0596	0,0935	-0,637	0,5246
Fr.obstausg.	0,7167	0,0932	7,688	0,0000	0,6754	0,1583	4,267	0,0000
Marshall'sche Elastizitäten der Nachfrage nach and. Frischobst in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,2660	0,0937	-2,839	0,0049	-0,1497	0,0498	-3,006	0,0029
Kernobstpr.	-0,3688	0,2051	-1,798	0,0733	-0,2859	0,1035	-2,762	0,0061
Pr. and. Fr.	-1,0940	0,0752	-14,555	0,0000	-0,9379	0,0759	-12,358	0,0000
Fr.obstausg.	1,4480	0,0800	18,099	0,0000	1,3735	0,1191	11,528	0,0000
Hicks'sche Elastizitäten der Bananennachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,4258	0,0961	-4,432	0,0000	-0,5640	0,0568	-9,934	0,0000
Kernobstpr.	0,3792	0,2005	1,891	0,0597	0,2754	0,0660	4,173	0,0000
Pr. and. Fr.	0,2842	0,0878	3,238	0,0014	0,2887	0,0833	3,464	0,0006
Hicks'sche Elastizitäten der Kernobstnachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	0,2138	0,1099	1,946	0,0527	0,1629	0,0390	4,173	0,0000
Kernobstpr.	-0,3948	0,2332	-1,693	0,0916	-0,4085	0,1045	-3,909	0,0001
Pr. and. Fr.	0,4088	0,0970	4,213	0,0000	0,2456	0,1012	2,426	0,0159
Hicks'sche Elastizitäten der Nachfrage nach and. Frischobst in Bezug auf								
Bananenpr.	0,0291	0,0936	0,311	0,7562	0,1302	0,0376	3,464	0,0006
Kernobstpr.	0,1300	0,1982	0,656	0,5126	0,1872	0,0772	2,426	0,0159
Pr. and. Fr.	-0,4399	0,0850	-5,174	0,0000	-0,3174	0,0892	-3,559	0,0004

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A 11: Unbedingte Elastizitäten des AIDS-Modells im Haushaltstyp 1

	kurzfristig				langfristig			
	Koeffi- zient	Stand. Fehler	t-Sta- tistik	marg. Signif.	Koeffi- zient	Stand. Fehler	t-Sta- tistik	marg. Signif.
Marshall'sche Elastizitäten der Bananennachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,4359	0,0963	-4,529	0,0000	-0,5963	0,0633	-9,424	0,0000
Kernobstpr.	0,3621	0,2014	1,798	0,0744	0,2208	0,0807	2,735	0,0071
Pr. and. Fr.	0,2618	0,0876	2,990	0,0033	0,2171	0,0946	2,296	0,0232
Fr.obstausg.	0,1358	0,0513	2,649	0,0090	0,4339	0,1490	2,911	0,0042
Marshall'sche Elastizitäten der Kernobstnachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	0,1989	0,1102	1,804	0,0734	0,1327	0,0459	2,893	0,0044
Kernobstpr.	-0,4200	0,2345	-1,791	0,0755	-0,4596	0,1165	-3,943	0,0001
Pr. and. Fr.	0,3757	0,0982	3,827	0,0002	0,1785	0,1074	1,663	0,0987
Fr.obstausg.	0,2004	0,0725	2,765	0,0065	0,4067	0,1563	2,602	0,0103
Marshall'sche Elastizitäten der Nachfrage nach and. Frischobst in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,0010	0,0961	-0,010	0,9917	0,0687	0,0604	1,139	0,2569
Kernobstpr.	0,0791	0,2022	0,391	0,6964	0,0833	0,1127	0,739	0,4612
Pr. and. Fr.	-0,5066	0,0965	-5,247	0,0000	-0,4538	0,1315	-3,452	0,0007
Fr.obstausg.	0,4049	0,1384	2,925	0,0040	0,8270	0,2619	3,158	0,0020
Hicks'sche Elastizitäten der Bananennachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,4356	0,0962	-4,526	0,0000	-0,5952	0,0632	-9,421	0,0000
Kernobstpr.	0,3627	0,2014	1,801	0,0739	0,2226	0,0805	2,764	0,0065
Pr. and. Fr.	0,2626	0,0876	2,998	0,0032	0,2195	0,0945	2,321	0,0217
Hicks'sche Elastizitäten der Kernobstnachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	0,1993	0,1102	1,809	0,0727	0,1337	0,0457	2,923	0,0041
Kernobstpr.	-0,4192	0,2344	-1,788	0,0760	-0,4579	0,1163	-3,938	0,0001
Pr. and. Fr.	0,3768	0,0982	3,838	0,0002	0,1807	0,1073	1,684	0,0944
Hicks'sche Elastizitäten der Nachfrage nach and. Frischobst in Bezug auf								
Bananenpr.	0,0000	0,0961	0,000	0,9997	0,0707	0,0603	1,173	0,2429
Kernobstpr.	0,0807	0,2021	0,399	0,6903	0,0866	0,1125	0,770	0,4427
Pr. and. Fr.	-0,5044	0,0966	-5,224	0,0000	-0,4494	0,1315	-3,418	0,0008

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A 12: Bedingte Elastizitäten des AIDS-Modells im Haushaltstyp 2

	kurzfristig				langfristig			
	Koeffi- zient	Stand. Fehler	t-Sta- tistik	marg. Signif.	Koeffi- zient	Stand. Fehler	t-Sta- tistik	marg. Signif.
Marshall'sche Elastizitäten der Bananennachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,4227	0,0730	-5,787	0,0000	-0,5893	0,0849	-6,941	0,0000
Kernobstpr.	-0,1289	0,1411	-0,914	0,3617	-0,1545	0,1311	-1,179	0,2394
Pr. and. Fr.	0,0903	0,1524	0,593	0,5539	0,0977	0,0911	1,073	0,2841
Fr.obstausg.	0,5572	0,0656	8,500	0,0000	0,6461	0,1645	3,928	0,0001
Marshall'sche Elastizitäten der Kernobstnachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,1741	0,1053	-1,654	0,0993	-0,2261	0,0806	-2,803	0,0054
Kernobstpr.	-0,5629	0,2080	-2,706	0,0073	-0,7639	0,2007	-3,806	0,0002
Pr. and. Fr.	0,0407	0,2271	0,179	0,8580	-0,1049	0,1151	-0,912	0,3627
Fr.obstausg.	0,8712	0,0864	10,080	0,0000	1,0949	0,2288	4,786	0,0000
Marshall'sche Elastizitäten der Nachfrage nach and. Frischobst in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,2432	0,0521	-4,672	0,0000	-0,0636	0,0929	-0,685	0,4940
Kernobstpr.	-0,3723	0,1105	-3,370	0,0009	-0,1379	0,1891	-0,729	0,4666
Pr. and. Fr.	-1,1108	0,0923	-12,039	0,0000	-0,9604	0,1293	-7,430	0,0000
Fr.obstausg.	1,4676	0,1060	13,841	0,0000	1,1618	0,2110	5,505	0,0000
Hicks'sche Elastizitäten der Bananennachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,2754	0,0713	-3,861	0,0001	-0,4185	0,0745	-5,615	0,0000
Kernobstpr.	0,0831	0,1344	0,618	0,5369	0,0912	0,0927	0,985	0,3257
Pr. and. Fr.	0,2882	0,1540	1,871	0,0624	0,3272	0,0945	3,463	0,0006
Hicks'sche Elastizitäten der Kernobstnachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	0,0562	0,1035	0,543	0,5874	0,0634	0,0644	0,985	0,3257
Kernobstpr.	-0,2315	0,2001	-1,157	0,2483	-0,3474	0,1447	-2,401	0,0170
Pr. and. Fr.	0,3501	0,2288	1,530	0,1272	0,2839	0,1261	2,252	0,0251
Hicks'sche Elastizitäten der Nachfrage nach and. Frischobst in Bezug auf								
Bananenpr.	0,1448	0,0458	3,162	0,0017	0,2436	0,0703	3,463	0,0006
Kernobstpr.	0,1861	0,0846	2,200	0,0287	0,3041	0,1351	2,252	0,0251
Pr. and. Fr.	-0,5896	0,0990	-5,956	0,0000	-0,5477	0,1489	-3,678	0,0003

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A 13: Unbedingte Elastizitäten des AIDS-Modells im Haushaltstyp 2

	kurzfristig				langfristig			
	Koeffi- zient	Stand. Fehler	t-Sta- tistik	marg. Signif.	Koeffi- zient	Stand. Fehler	t-Sta- tistik	marg. Signif.
Marshall'sche Elastizitäten der Bananennachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,2770	0,0721	-3,841	0,0002	-0,4235	0,0819	-5,171	0,0000
Kernobstpr.	0,0808	0,1353	0,597	0,5514	0,0839	0,1055	0,796	0,4277
Pr. and. Fr.	0,2861	0,1547	1,850	0,0665	0,3204	0,1044	3,068	0,0026
Fr.obstausg.	0,1108	0,0609	1,821	0,0708	0,3531	0,2098	1,683	0,0946
Marshall'sche Elastizitäten der Kernobstnachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	0,0537	0,1048	0,513	0,6091	0,0548	0,0863	0,635	0,5264
Kernobstpr.	-0,2350	0,2016	-1,166	0,2456	-0,3597	0,1679	-2,142	0,0339
Pr. and. Fr.	0,3467	0,2298	1,509	0,1337	0,2724	0,1471	1,851	0,0663
Fr.obstausg.	0,1732	0,0945	1,833	0,0690	0,5984	0,3447	1,736	0,0848
Marshall'sche Elastizitäten der Nachfrage nach and. Frischobst in Bezug auf								
Bananenpr.	0,1406	0,0537	2,619	0,0098	0,2345	0,0934	2,510	0,0132
Kernobstpr.	0,1800	0,0939	1,917	0,0574	0,2910	0,1623	1,793	0,0752
Pr. and. Fr.	-0,5952	0,1058	-5,626	0,0000	-0,5600	0,1692	-3,310	0,0012
Fr.obstausg.	0,2918	0,1580	1,847	0,0668	0,6350	0,3599	1,765	0,0799
Hicks'sche Elastizitäten der Bananennachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,2768	0,0721	-3,839	0,0002	-0,4229	0,0818	-5,167	0,0000
Kernobstpr.	0,0811	0,1353	0,600	0,5498	0,0849	0,1053	0,806	0,4216
Pr. and. Fr.	0,2864	0,1547	1,852	0,0662	0,3213	0,1044	3,078	0,0025
Hicks'sche Elastizitäten der Kernobstnachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	0,0541	0,1048	0,516	0,6069	0,0559	0,0862	0,649	0,5174
Kernobstpr.	-0,2346	0,2015	-1,164	0,2464	-0,3581	0,1676	-2,136	0,0344
Pr. and. Fr.	0,3472	0,2298	1,511	0,1332	0,2739	0,1471	1,862	0,0647
Hicks'sche Elastizitäten der Nachfrage nach and. Frischobst in Bezug auf								
Bananenpr.	0,1412	0,0537	2,631	0,0095	0,2356	0,0933	2,526	0,0127
Kernobstpr.	0,1808	0,0938	1,927	0,0560	0,2927	0,1621	1,806	0,0731
Pr. and. Fr.	-0,5945	0,1058	-5,619	0,0000	-0,5584	0,1692	-3,300	0,0012

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A 14: Bedingte Elastizitäten des AIDS-Modells im Haushaltstyp 3

	kurzfristig				langfristig			
	Koeffi- zient	Stand. Fehler	t-Sta- tistik	marg. Signif.	Koeffi- zient	Stand. Fehler	t-Sta- tistik	marg. Signif.
Marshall'sche Elastizitäten der Bananennachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,3330	0,0686	-4,857	0,0000	-0,6294	0,0940	-6,693	0,0000
Kernobstpr.	-0,0631	0,1355	-0,466	0,6417	-0,2644	0,1368	-1,933	0,0543
Pr. and. Fr.	0,0277	0,1569	0,176	0,8600	0,0615	0,1074	0,572	0,5677
Fr.obstausg.	0,5810	0,0587	9,900	0,0000	0,8323	0,1898	4,386	0,0000
Marshall'sche Elastizitäten der Kernobstnachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,1891	0,0890	-2,123	0,0347	-0,1639	0,0720	-2,278	0,0235
Kernobstpr.	-0,6490	0,1812	-3,583	0,0004	-0,6866	0,1735	-3,957	0,0001
Pr. and. Fr.	0,0314	0,2098	0,150	0,8811	0,0065	0,1120	0,058	0,9538
Fr.obstausg.	0,8580	0,0692	12,405	0,0000	0,8440	0,2128	3,966	0,0001
Marshall'sche Elastizitäten der Nachfrage nach and. Frischobst in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,2015	0,0368	-5,479	0,0000	-0,0575	0,0749	-0,768	0,4434
Kernobstpr.	-0,2893	0,0845	-3,423	0,0007	-0,1408	0,1486	-0,948	0,3441
Pr. and. Fr.	-1,0447	0,0726	-14,388	0,0000	-1,0407	0,1110	-9,377	0,0000
Fr.obstausg.	1,3679	0,0782	17,502	0,0000	1,2391	0,1805	6,865	0,0000
Hicks'sche Elastizitäten der Bananennachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,2013	0,0673	-2,989	0,0031	-0,4407	0,0833	-5,287	0,0000
Kernobstpr.	0,1529	0,1289	1,186	0,2367	0,0450	0,0957	0,470	0,6389
Pr. and. Fr.	0,2610	0,1579	1,653	0,0995	0,3957	0,1036	3,818	0,0002
Hicks'sche Elastizitäten der Kernobstnachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	0,0054	0,0878	0,062	0,9507	0,0274	0,0584	0,470	0,6389
Kernobstpr.	-0,3301	0,1739	-1,898	0,0588	-0,3728	0,1252	-2,978	0,0032
Pr. and. Fr.	0,3760	0,2110	1,782	0,0758	0,3454	0,1144	3,019	0,0028
Hicks'sche Elastizitäten der Nachfrage nach and. Frischobst in Bezug auf								
Bananenpr.	0,1086	0,0324	3,355	0,0009	0,2234	0,0585	3,818	0,0002
Kernobstpr.	0,2192	0,0621	3,530	0,0005	0,3197	0,1059	3,019	0,0028
Pr. and. Fr.	-0,4954	0,0769	-6,441	0,0000	-0,5431	0,1219	-4,456	0,0000

Quelle: Eigene Berechnungen

Tabelle A 15: Unbedingte Elastizitäten des AIDS-Modells im Haushaltstyp 3

	kurzfristig				langfristig			
	Koeffi- zient	Stand. Fehler	t-Sta- tistik	marg. Signif.	Koeffi- zient	Stand. Fehler	t-Sta- tistik	marg. Signif.
Marshall'sche Elastizitäten der Bananennachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,2003	0,0679	-2,948	0,0038	-0,4378	0,0875	-5,006	0,0000
Kernobstpr.	0,1545	0,1297	1,191	0,2358	0,0497	0,1048	0,474	0,6361
Pr. and. Fr.	0,2628	0,1588	1,655	0,1002	0,4008	0,1141	3,513	0,0006
Fr.obstausg.	0,2099	0,0816	2,574	0,0111	0,6170	0,2878	2,143	0,0338
Marshall'sche Elastizitäten der Kernobstnachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	0,0069	0,0888	0,078	0,9383	0,0303	0,0643	0,472	0,6379
Kernobstpr.	-0,3277	0,1753	-1,870	0,0637	-0,3681	0,1322	-2,783	0,0061
Pr. and. Fr.	0,3785	0,2123	1,783	0,0768	0,3506	0,1244	2,818	0,0055
Fr.obstausg.	0,3100	0,1190	2,606	0,0102	0,6256	0,2995	2,089	0,0386
Marshall'sche Elastizitäten der Nachfrage nach and. Frischobst in Bezug auf								
Bananenpr.	0,1109	0,0387	2,862	0,0049	0,2277	0,0705	3,230	0,0016
Kernobstpr.	0,2230	0,0711	3,136	0,0021	0,3268	0,1237	2,642	0,0092
Pr. and. Fr.	-0,4913	0,0857	-5,730	0,0000	-0,5355	0,1409	-3,801	0,0002
Fr.obstausg.	0,4942	0,1876	2,635	0,0094	0,9185	0,3970	2,313	0,0222
Hicks'sche Elastizitäten der Bananennachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	-0,2000	0,0679	-2,944	0,0038	-0,4369	0,0874	-5,000	0,0000
Kernobstpr.	0,1550	0,1297	1,195	0,2342	0,0512	0,1046	0,490	0,6252
Pr. and. Fr.	0,2633	0,1588	1,659	0,0995	0,4024	0,1140	3,530	0,0006
Hicks'sche Elastizitäten der Kernobstnachfrage in Bezug auf								
Bananenpr.	0,0073	0,0888	0,083	0,9342	0,0313	0,0642	0,487	0,6271
Kernobstpr.	-0,3269	0,1752	-1,866	0,0642	-0,3665	0,1320	-2,777	0,0063
Pr. and. Fr.	0,3794	0,2123	1,787	0,0762	0,3522	0,1243	2,834	0,0053
Hicks'sche Elastizitäten der Nachfrage nach and. Frischobst in Bezug auf								
Bananenpr.	0,1116	0,0387	2,883	0,0046	0,2290	0,0704	3,253	0,0014
Kernobstpr.	0,2242	0,0710	3,157	0,0020	0,3290	0,1235	2,664	0,0086
Pr. and. Fr.	-0,4900	0,0857	-5,716	0,0000	-0,5331	0,1409	-3,785	0,0002

Quelle: Eigene Berechnungen