

Diskontsatz in Kosten-Nutzen-Analysen im Verkehr

**Taux d'actualisation pour les analyses
coûts / avantages du trafic**

**Discount rate in cost benefit analyses
in transportation**

**Rapp Trans AG, Zürich
G. Abay, Dr. oec. publ.**

**Forschungsauftrag VSS 2003/201 auf Antrag des
Schweizerischen Verbandes der Strassen- und Verkehrsfachleute (VSS)**

Mai 2006

**Eidgenössisches Departement für Umwelt, Verkehr, Energie
und Kommunikation**

Diskontsatz in Kosten-Nutzen-Analysen im Verkehr

**Taux d'actualisation pour les analyses
coûts /avantages du trafic**

**Discount rate in cost benefit analyses
in transportation**

**Rapp Trans AG, Zürich
G. Abay, Dr. oec. publ.**

**Forschungsauftrag VSS 2003/201 auf Antrag des
Schweizerischen Verbandes der Strassen- und Verkehrsfachleute (VSS)**

Mai 2006

Forschungsstelle

Rapp Trans AG

Uetlibergstrasse 132, 8045 Zürich, Tel. 043 268 60 30, www.rapp.ch

Georg Abay, Dr. oec. publ.

Mitglieder der Begleitkommission

Kay W. Axhausen, Prof. für Verkehrsplanung, Zürich (Präsident)

Ralf Chaumet, Ernst Basler und Partner

Alain Cuche, Bundesamt für Strassen

Kurt Infanger, Bundesamt für Raumentwicklung

Jost Lücking, R+R Burger und Partner

François Reber, Neuenburg

Paul Widmer, Ingenieur und Planungsbüro Paul Widmer

Christoph Lieb, Ecoplan

Rico Maggi, Prof. für Verkehrsökonomie, Lugano

Inhaltsverzeichnis
Kurzfassung, Résumé, Summary**K1, R1, S1**

1	Einleitung	1
1.1	Anlass	1
1.2	Auftrag und Ziele	2
2	Die Grundlagen der Kosten-Nutzen-Analyse	3
3	Diskontsatzproblematik in der ökonomischen Literatur	5
3.1	Gründe für die Diskontierung	5
3.2	Die Suche nach der richtigen Diskontrate	6
3.3	Die sozialen Opportunitätskosten des Kapitals	7
3.4	Die soziale Zeitpräferenzrate	8
4	Methoden für die Ermittlung der sozialen Zeitpräferenzrate	8
4.1	Mikroökonomisches Modell mit einem repräsentativem Individuum	8
4.2	Ansatz „intertemporale Konsumententscheidungen“	13
4.3	Ansatz „Steuerprogression“	16
5	Ergebnisse empirischer Studien	18
5.1	Empirische Studien basierend auf dem Ansatz „intertemporale Konsumententscheidungen“	18
5.2	Empirische Studien basierend auf dem Ansatz „Aversion gegen Ungleichheit“	19
6	Empirische Analyse	20
6.1	Einleitung	20
6.2	Die "pure" Zeitpräferenzrate	20
6.3	Wachstumsrate des Konsums	21
6.4	Die Elastizität des Grenznutzens des Konsums	23
6.4.1	Ansatz „intertemporale Konsumententscheidungen“	23
6.4.2	Ansatz „Steuerprogression“	28
7	Berechnung der sozialen Zeitpräferenzrate	31
8	Schlussfolgerungen	32
9	Anhang	33
9.1	Stationarität	35
9.2	Nicht stationäre Zeitreihen	36
9.3	Stationaritätstests	37
9.4	Kointegration	40
9.5	Kointegration und Fehlerkorrektur-Modelle	41
9.6	Test und Schätzmethode	42

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Diskontraten für öffentliche Investitionen in einigen Ländern	2
Tabelle 2: Übersicht zeitreihenanalytische Schätzungen der SDR	18
Tabelle 3: Übersicht steuerprogressionsbasierte Berechnungen der SDR	19
Tabelle 4: Länderüberblick über steuerprogressionsbasierte Berechnungen der SDR	28
Tabelle 5: Datengrundlage	33
Tabelle 6: Tests auf Einheitswurzel für die logarithmierten Niveau Variablen	38
Tabelle 7: Tests auf Einheitswurzel für die logarithmierten differenzierten Variablen	39
Tabelle 8: Bestimmung der Lag-Länge	43
Tabelle 9: Kointegrationstest	44
Tabelle 10: Schätzung des Fehlerkorrektur-Modells	44

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Grenzrate der Substitution des Konsums in einer Zweiperioden-Analyse	9
Abbildung 2: Grobstruktur und Gewichtung des Warenkorb 2004	25
Abbildung 3: Steuerfüsse 2003/2004 in Prozent der einfachen Staatsteuer der Zürcher Gemeinden	30

Projektleitung und Sachbearbeitung: Georg Abay, Dr. oec. publ., Rapp Trans AG, Zürich

Ökonometrische Berechnungen: Gregor Bäurle, Universität Bern

Kurzfassung

Im Rahmen der vorliegenden Forschungsstudie wurde zum ersten Mal in der Schweiz eine ökonometrische Schätzung des Diskontsatzes, der im Rahmen von Bewertungen öffentlicher Infrastrukturprojekte berücksichtigt werden soll, durchgeführt.

Im ersten Teil des Berichtes wird der theoretische Background der Diskontsatzproblematik und auch ihre Einbettung in die Kosten-Nutzen-Analyse beschrieben. Im Rahmen der Aufarbeitung der relevanten ökonomischen Literatur konnte festgestellt werden, dass das theoretische Wissen relativ alt ist, dass aber die empirisch ökonometrischen Arbeiten auf diesem Gebiet erstaunlich jung sind.

In der ökonomischen Literatur gibt es zwei Konzepte für die Diskontrate:

- Die soziale Zeitpräferenzrate und
- Die soziale Opportunitätskostenrate

Die erste wird auch als die Konsumzinsrate bezeichnet. Diese drückt aus, wie viel Einheiten „Konsum morgen“ von den Konsumenten erwartet werden, wenn ihnen eine Einheit „Konsum heute“ entzogen wird. Sie entspricht in einer Zweiperioden Analyse der Grenzrate der Substitution des Konsums zwischen zwei Zeitpunkten minus 1.

Die soziale Opportunitätskostenrate misst die Rendite eines marginalen (d.h. nicht durchschnittlichen) Projekts, sie misst die Grenzertragsrate von privaten Investitionen.

Die Mehrheit der Ökonomen, die sich mit dieser Problematik beschäftigt haben, ist der Ansicht, dass der korrekte Diskontsatz für öffentliche Investitionen die soziale Zeitpräferenzrate ist. Ihre Argumente sind eigentlich logisch: Die Absicht hinter jeder Investition ist, den künftigen Konsum zu erhöhen und dies bedingt, dass auf heutigen Konsum verzichtet werden muss.

Die soziale Zeitpräferenzrate ist zudem aufgrund der günstigen Datenlage auch wesentlich einfacher und sauberer zu schätzen als die soziale Opportunitätskostenrate.

Dieses Konzept findet auch in der EU zunehmend Verbreitung, so etwa in Grossbritannien oder in Frankreich, wobei die meisten empirischen Analysen in Grossbritannien durchgeführt wurden.

In der vorliegenden Studie wurde ausschliesslich dieses Konzept verfolgt.

Die soziale Zeitpräferenzrate wird durch die folgende Formel erklärt¹:

$$S = (1 + \delta)(1 + g)^\mu - 1$$

In dieser Formel gibt es drei Bestimmungsgrössen:

- Die "pure" Zeitpräferenzrate (δ),
- Die (künftige) pro Kopf-Wachstumsrate des Konsums (g) und
- Die Elastizität des Grenznutzens des Konsums (μ)

¹ Aus dieser Formel kann durch Linearisierung die so genannte „Ramsey Formel“ abgeleitet werden, die in der Literatur häufig erwähnt wird.

Die **"pure" Zeitpräferenzrate** basiert auf dem Wissen, dass man das nächste Jahr mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit nicht mehr erlebt und deshalb eine bestimmte Menge Konsum heute derselben Menge in einem Jahr vorzieht. Meistens wird sie mit der mittleren jährlichen Sterberate gleichgesetzt.

Die **pro Kopf-Wachstumsrate des Konsums** zeigt die jährliche Zunahme des Konsums in Prozenten.

Die **Elastizität des Grenznutzens des Konsums** misst die prozentuale Abnahme des Grenznutzens, wenn der Konsum um ein Prozent zunimmt. Je höher dieser Wert, umso weniger sind die Haushalte bereit, einer besseren Zukunft zu liebe zu sparen. Hinter diesem Konzept steht das Prinzip des abnehmenden Grenznutzens. Der zusätzliche Nutzen von zusätzlichen Konsumeinheiten nimmt in abnehmender Rate zu.

Die Formel für soziale Zeitpräferenzrate zeigt aber auch, dass je höher die Wachstumsrate des Konsums pro Kopf ist, oder zumindest die diesbezüglichen Erwartungen, umso weniger ist man bereit, zu sparen.

Die Schlüsselgrösse in der Formel ist die **Elastizität des Grenznutzens des Konsums**. Sie ist auch am schwierigsten zu schätzen.

In der Studie wurden dafür zwei Ansätze verfolgt: Der erste basiert auf intertemporalen Konsumentenscheiden. Bei diesem Ansatz wird eine Nachfragefunktion für Nahrungsmittel aus Zeitreihendaten geschätzt. Die Schätzung erfolgte mit Hilfe relativ komplizierter ökonometrischer Verfahren, die im Anhang des Berichtes beschrieben sind.

Aus den Parametern der Nachfragefunktion kann dann die Elastizität des Grenznutzens des Konsums abgeleitet werden.

Der zweite Ansatz basiert auf dem Ansatz der Steuerprogression. Bei diesem wird davon ausgegangen, dass in einem modernen Staat die Steuerlast für jedes Individuum zum gleich grossem Nutzenverlust führt. Es kann mathematisch gezeigt werden, dass die Elastizität des Grenznutzens des Konsums bei einem beliebigen Einkommen aus dem durchschnittlichen Steuersatz und dem marginalen Steuersatz berechnet werden kann.

Die empirische Analyse ergab bei beiden Ansätzen einen praktisch identischen Wert für Elastizität des Grenznutzens des Konsums, nämlich rund 1,5. Bei einem zusätzlichen Konsum von 1% nimmt also der Grenznutzen um 1,5% ab. Dieser Wert ist auch im internationalen Vergleich plausibel.

Die Ermittlung der übrigen Bestimmungsgründe der sozialen Zeitpräferenzrate war wesentlich einfacher: Die "pure" Zeitpräferenzrate kann als die mittlere jährliche Sterberate in der Schweiz berechnet werden. Diese beträgt 0,0086 und bedeutet, dass ein mittleres Individuum in der Schweiz mit 99,14% Wahrscheinlichkeit in einem Jahr noch leben wird.

Die künftige Pro-Kopf-Wachstumsrate des Konsums wurde einer aktuellen Studie des Staatssekretariats für Wirtschaft (SECO) entnommen. Sie beträgt für die Periode 2000-2040 0,9%.

Werden diese Werte in die Formel für die soziale Zeitpräferenzrate eingesetzt, dann ergibt sich ein Wert für die soziale Zeitpräferenzrate von rund 2%.

Dies ist die Diskontrate, die bei der Bewertung von Verkehrsinfrastrukturinvestitionen künftig verwendet werden soll. Wird eine Sensitivitätsanalyse durchgeführt, so sollte mit einer Diskontrate von 3% gerechnet werden.

Résumé

Pour la première fois en Suisse, une estimation économétrique du taux d'actualisation à utiliser lors des évaluations des projets d'infrastructures publiques a été réalisée dans le cadre de la présente étude de recherche.

La première partie du rapport décrit l'arrière-plan théorique de la problématique du taux d'actualisation et de son inclusion dans l'analyse coûts / avantages. L'examen de la littérature économique sur le sujet a permis de constater que les connaissances théoriques étaient relativement anciennes mais que les travaux économétriques empiriques dans ce domaine étaient étonnamment récents.

La littérature économique distingue deux concepts pour le taux d'actualisation:

- le taux social de préférence temporelle et
- le taux social des coûts d'opportunité.

Le premier est également appelé "taux d'intérêt de la consommation". Il exprime la quantité de consommation future à laquelle s'attendent les consommateurs lorsqu'on leur en supprime une unité aujourd'hui. Dans une analyse sur deux périodes, il correspond au taux marginal de substitution de la consommation entre deux horizons temporels moins 1.

Le taux social des coûts d'opportunité mesure la rentabilité d'un projet marginal (c. à d. pas dans la moyenne); il mesure le taux de rendement marginal des investissements privés.

La plupart des économistes qui se sont occupés de cette problématique sont d'avis que le taux d'actualisation correct pour les investissements publics est le taux social de préférence temporelle. Leurs arguments sont à vrai dire logiques: l'intention en arrière-plan de chaque investissement est d'augmenter la consommation future, ce qui entraîne qu'il faut renoncer à la consommation d'aujourd'hui.

Etant donné une situation favorable en matière de données à disposition, le taux social de préférence temporelle est en outre aussi sensiblement plus simple et plus précis à estimer que le taux social des coûts d'opportunité.

Ce concept s'étend aussi de plus en plus au sein de l'EU, à l'exemple de la France ou de la Grande-Bretagne, la plupart des analyses empiriques étant effectuées dans ce dernier pays.

C'est donc ce concept qui est exclusivement employé dans la présente étude.

Le taux social de préférence temporelle est donné par la formule suivante²:

$$S = (1 + \delta)(1 + g)^{\mu} - 1$$

On trouve dans cette formule trois valeurs à définir:

- le "pur" taux de préférence temporelle (δ),
- le (futur) taux de croissance de la consommation par habitant (g) et
- l'élasticité de l'utilité marginale de la consommation (μ).

² A partir de cette formule, on peut dériver par une linéarisation la "formule de Ramsay" qui est souvent mentionnée dans la littérature.

Le "**pur**" **taux de préférence temporelle** se base sur le fait que nous savons avec une certaine probabilité que nous ne vivrons pas l'année suivante. Dès lors, nous préférons une certaine consommation aujourd'hui plutôt que la même consommation dans une année. La plupart du temps, on peut approximer ce taux par le taux annuel moyen de mortalité.

Le **taux de croissance de la consommation par habitant** indique l'augmentation annuelle de la consommation en pourcents.

L'élasticité de l'utilité marginale de la consommation mesure le pourcentage de diminution de l'utilité marginale lorsque la consommation augmente de un pourcent. Plus cette valeur est élevée, moins les ménages sont prêts à épargner pour avoir un meilleur futur. On trouve à la base de ce concept le principe de l'utilité marginal diminuant. Le surplus d'avantage dû à des unités de consommation supplémentaires augmente à un taux décroissant.

La formule du taux social de préférence temporelle montre aussi que plus le taux de croissance de la consommation par habitant est haut (ou pour le moins les attentes à son sujet), moins on est prêt à épargner.

La valeur-clé de la formule est **l'élasticité de l'utilité marginale de la consommation**. C'est aussi la valeur la plus difficile à évaluer.

Deux approches ont été suivies à cet effet dans l'étude: la première se base sur des décisions de consommation inter-temporelles. Dans cette approche, on estime une fonction de la demande en denrées alimentaires à partir de données de séries chronologiques. L'estimation a lieu à l'aide de méthodes économétriques relativement compliquées qui sont décrites dans l'annexe au rapport.

On peut alors dériver l'élasticité de l'utilité marginale de la consommation à partir des paramètres de la fonction de la demande.

La deuxième approche se base sur la progressivité fiscale. On part là du principe que dans un Etat moderne la charge fiscale provoque une perte d'avantages de même taille pour chaque individu. On peut démontrer mathématiquement que l'élasticité de l'utilité marginale de la consommation peut être calculée pour un revenu quelconque à partir du taux fiscal moyen et du taux fiscal marginal.

L'analyse empirique au moyen des deux approches a fourni une valeur pratiquement identique pour l'élasticité de l'utilité marginale de la consommation, à savoir environ 1,5. Cela signifie que dans le cas d'une consommation supplémentaire de 1%, l'utilité marginal diminue alors de 1,5%. Cette valeur est aussi plausible en comparaison internationale.

La détermination des autres valeurs à définir du taux social de préférence temporelle a été nettement plus simple. Le "pur" taux de préférence temporelle peut être calculé comme le taux moyen annuel de mortalité suisse. Il se monte à 0,0086, ce qui signifie qu'en Suisse un individu moyen a 99,14% de probabilité de vivre encore dans une année.

Le futur taux de croissance de la consommation par habitant a été repris d'une étude actuelle du Secrétariat d'Etat à l'économie (SECO). Il se monte à 0,9% pour la période 2000-2040.

Si on utilise ces valeurs dans la formule du taux social de préférence temporelle, ce dernier se monte alors à environ 2%.

Il s'agit là du taux d'actualisation qui doit être utilisé à l'avenir lors d'évaluation d'investissements pour les infrastructures de transport. Si une analyse de sensibilité est faite, il faut alors utiliser un taux d'actualisation de 3%.

Summary

As part of the present research study, and for the first time in Switzerland, an econometric estimate was made of the discount rate which should be considered when evaluating public infrastructure projects.

The first part of the report describes the theoretical background to the problem of discount rates and their inclusion in cost-benefit analyses. During the evaluation of the relevant literature on economics it became clear that whilst theoretical understanding is relatively old, the empirical econometric studies in this area are surprisingly young.

The literature on economics contains two concepts for the discount rate:

- the social time preference rate and
- the social opportunity cost rates

The first is also known as the consumption interest rate. This expresses how many units of "consumption tomorrow" can be expected from the consumers if they are deprived of a unit of "consumption today". In a two-period analysis they correspond with the threshold rates for the substitution of consumption between two points in time minus 1.

The social opportunity cost rate measures the return on a marginal (i.e. non-average) project; it measures the threshold rate of return of private investments.

The majority of economists who have studied this problem are of the view that the correct discount rate for public investments is the social time preference rate. Indeed their arguments are quite logical: The intention behind every investment is to increase future consumption and this means giving up some consumption today.

Given the favourable situation in terms of available data, the social time preference rate is also much simpler and easier to estimate than the social opportunity cost rate.

This concept is also becoming increasingly used in the EU, for example in Great Britain or France, whereby most of the empirical analyses have been carried out in Great Britain.

The present study only pursued this concept.

The social time preference rate is expressed by the following formula³:

$$S = (1 + \delta)(1 + g)^\mu - 1$$

This formula contains three determinants:

- the pure time preference rate (δ),
- the (future) per capita growth rate in consumption (g) and
- the elasticity of the marginal utility of consumption (μ)

The **pure time preference rate** is based on the knowledge that there is a certain probability that a person will not live to experience the next year and so the person would prefer a certain amount of

³ Linearisation can be used with this formula to derive the "Ramsey Formula" which is frequently referred to in the literature.

consumption today rather than the same amount in a year's time. In most cases the figure taken is the value of the average annual rate of death.

The **per capita rate of growth in consumption** shows the annual increase in consumption, in percent.

The **elasticity in the marginal utility of consumption** measures the percentage decrease in the marginal utility when consumption increases by one percent. The higher this value is, the less are households prepared to save towards a better future. The principle behind this concept is that of decreasing marginal utility. The additional utility of additional units of consumption increases at a decreasing rate.

However the formula for the social time preference rate also shows that the higher the rate of growth of per capita consumption, or at least the higher are the expectations for this, the less a person is ready to save.

The key value in the formula is the **elasticity in the marginal utility of consumption**. It is also the most difficult to estimate.

Two different approaches were therefore used in the study: The first is based on intertemporal decisions on consumption. This approach involves using time series data to estimate a demand function for food. The estimation is made using relatively complicated econometric procedures, which are described in the appendix to the report.

The elasticity in the marginal utility of consumption can be derived from the parameters of the demand function.

The second approach is based on the approach involving progressive taxation. This assumes that in a modern state the tax burden for each individual leads to the same degree of loss of utility. It can be shown mathematically that for any value of income, the elasticity of the marginal utility of consumption can be calculated from the average rate of taxation and the marginal rate of taxation.

The empirical analysis produced, for both approaches, practically the same value for the elasticity of the marginal utility of consumption, i.e. a figure of around 1.5. Thus for an increase in consumption of 1% the marginal utility reduces by 1.5%. This value also appears plausible when compared with other figures available internationally.

The evaluation of the other determinants for the social time preference rate was much simpler: The "pure" time preference rate can be taken as the average annual death rate in Switzerland. This is 0.0086; it means that the probability that an average individual in Switzerland will still be alive in a year's time is 99.14%.

The future per capita growth rate in consumption was taken from a current study by SECO (Switzerland's State Secretariat for Economic Affairs). The value for the period 2000 to 2040 is 0.9%.

When these values are inserted into the formula for the social time preference rate, the resulting value for the social time preference rate is around 2%.

This is the discount rate which should be used in future when evaluating investments in transport infrastructure. If a sensitivity analysis is being made then a discount rate of 3% should be used in the calculation.

1 Einleitung

1.1 Anlass

Der soziale Nettonutzen einer öffentlichen Infrastrukturinvestition, wie beispielsweise eines neuen Autobahnabschnittes, wird mit Hilfe der Kosten-Nutzen-Analyse (KNA) ermittelt. Die KNA ist eine ökonomische Analyse, die auf der Wohlfahrtsheorie basiert. Für die Bewertung eines Infrastrukturprojekts kann ein eindeutiges, systematisches Vorgehen angegeben werden. Voraussetzung ist dabei, dass die relevanten Projektwirkungen ermittelt, bzw. prognostiziert werden.

Nutzen und Kosten einer Verkehrsinfrastruktur-Investitionsmassnahme fallen meist zu unterschiedlichen Zeitpunkten an. Zudem sind im Allgemeinen weder die jährlichen Kosten noch die jährlichen Nutzen während der wirtschaftlichen Lebensdauer konstant. Um Kosten und Nutzen miteinander vergleichen zu können, müssen deshalb die Kosten- und Nutzenströme auf einen gemeinsamen Bezugszeitpunkt diskontiert werden. Wenn der Barwert der Nutzenströme grösser ist als der Barwert der Kostenströme, dann kann die Investition als volkswirtschaftlich "rentabel" betrachtet werden.

Meistens werden zudem mehrere Projektvarianten miteinander verglichen, die unterschiedliche Kosten- und Nutzenprofile aufweisen. Gewählt wird dann die Variante mit dem grössten Barwert oder dem grössten Nutzen/Kosten-Verhältnis.

Die Wahl der Diskontrate ist in dieser Beziehung von grösster Wichtigkeit; eine tiefe Rate macht die Investition "rentabler" als eine grosse. Im ersten Fall besteht die Gefahr, dass die Investition zu volkswirtschaftlichen Verlusten führt, und im zweiten, dass eine sinnvolle Investition unterbleibt. Ein hoher Diskontsatz "benachteiligt" zudem Projekte, bei denen die Nutzenströme später zu fliessen beginnen.

Die Bedeutung des Diskontsatzes im Rahmen einer Kosten - Nutzen - Analyse ist also, insbesondere bei langfristigen Projekten, erheblich. Erheblich ist die Bedeutung schon deshalb, weil Schwankungen von wenigen Prozenten den Stellenwert eines Projektes entscheidend verändern können. Von der Wahl der Diskontrate kann zudem auch die Rangfolge von Projektvarianten abhängen.

Die ökonomische Theorie definiert die richtige soziale Diskontrate als denjenigen Satz, bei dem die Gesellschaft als Ganzes bereit wäre, heutige gegen zukünftige Kosten und Nutzen auszutauschen. Dies ist das Konzept der sozialen Diskontrate (SDR). Für die Ermittlung eines solchen Diskontsatzes gibt es heute geeignete, jedoch bisher eher selten angewandte ökonometrische Verfahren.

Dieser „richtige“ Diskontsatz wurde auch in der Schweiz noch nie ermittelt. Bei Bewertungen von Verkehrsinfrastrukturprojekten wurde mit Diskontsätzen zwischen 1,5% bis 6% gerechnet. Dadurch konnten möglicherweise einige Projekte "durchgeboxt" und andere verhindert werden.

Aber auch in den meisten ausländischen Staaten wurde die „richtige“ Diskontrate bisher kaum empirisch ermittelt sondern je nach Art und Lebensdauer der Investition administrativ vorgeschrieben.

Die nachfolgende Tabelle zeigt diese Praxis in einigen wichtigen Ländern.

Tabelle 1: Diskontraten für öffentliche Investitionen in einigen Ländern

	Diskontsatz (in %)	Wirtschaftliche Lebensdauer in Jahren
Südafrika	8	20-40
Deutschland	3	Variabel
Australien	6-7	20-30
Canada	5-10	20-50
USA	3-7	variabel
Italien	5	
Frankreich	8	30
Ungarn	6	30
Japan	4	40
Mexiko	12	30
Norwegen	5	25
Neuseeland	10	25
Niederland	4	30
Portugal	3	20-30
Tschechien	7	20-30
Grossbritannien	3.5	30
Schweden	4	15-60
Europäische Kommission	5	
Weltbank	10-12	

Quelle: Die Daten sind der Studie „Economic Evaluation Methods for Road Projects in PIARC Member Countries, PIARC Committee C9, august 2003“, entnommen

Wie diese Tabelle zeigt, gibt es zwischen den einzelnen Ländern sehr grosse Unterschiede. Aber auch innerhalb der einzelnen Länder gibt es Unterschiede, je nach Region und Infrastrukturprojekt. In vielen Bewertungsstudien wurde die Diskontrate zudem von den mit der Bewertung beauftragten Institutionen selber ausgewählt. In gewissen Fällen besteht deshalb ein berechtigter Verdacht, dass die Bewertungsergebnisse auf diese Weise manipuliert worden sind.

Innerhalb der EU-Staaten verzeichnet zur Zeit Frankreich mit 8% eine Spitzenposition. Kürzlich wurde jedoch durch eine Expertengruppe in einer auf theoretischen Überlegungen basierenden Studie vorgeschlagen, diese Rate auf 4% zurückzunehmen⁴. In Grossbritannien wurde die bis vor kurzem verwendete Diskontrate von 6%, aufgrund ökonomischer Studien auf 3.5% gesenkt⁵.

1.2 Auftrag und Ziele

Ziel der vorliegenden Forschungsarbeit war, eine einheitliche Diskontrate für die kosten-nutzen-analytische Bewertung von Verkehrsinfrastrukturinvestitionen in der Schweiz herzuleiten.

Dieser Diskontsatz ist als VSS-Detailnorm im Rahmen der Grundnorm "Kosten-Nutzen-Analysen im Strassenverkehr" (SN671810) zu verstehen und sollte bei der Bewertung von allen Verkehrsinfrastrukturprojekten (Schiene und Strasse) verwendet werden.

⁴ Révision du taux d'actualisation des investissements public, Commissariat général du plan, jan. 2005

⁵ HM Treasury, The Green Book, London (2004)

2 Die Grundlagen der Kosten-Nutzen-Analyse

Die Kosten-Nutzen-Analyse (KNA) als Bewertungsmethode wurde nach dem zweiten Weltkrieg in den USA für die Beurteilung und für die Auswahl von öffentlichen Infrastrukturprojekten entwickelt. Die theoretische Basis der Kosten-Nutzen-Analyse ist die Wohlfahrtstheorie, die ein Teilgebiet der mikroökonomischen Theorie ist. In einer KNA werden alle Wirkungen eines Projektes in monetären Einheiten quantifiziert.

Bei der Durchführung einer KNA werden zunächst die Kosten- und Nutzenströme, die das Projekt generiert, im Zeitablauf ermittelt. Die monetäre Bewertung basiert dabei auf den folgenden Postulaten:

- Der soziale Wert eines Projekts entspricht der Summe der individuellen Wertschätzungen, die jedes Mitglied der Gesellschaft dem Projekt beimisst.
- Der Wert, den ein Einzelner einem Projekt beimisst, ist mit seiner „Zahlungsbereitschaft“ für das Projekt identisch.

Die Gesellschaft wird dabei als die Summe der einzelnen Individuen verstanden. Die individuellen Zahlungsbereitschaften können positiv oder negativ sein. Bei einer positiven Projektwirkung, die für eine bestimmte Person Nutzen bringt, geht es darum, die maximale Summe zu ermitteln, die diese Person für diesen Nutzen zu zahlen bereit wäre. Bei einer negativen Projektwirkung geht es darum, die minimale Summe zu ermitteln, welche die benachteiligte Person als Entschädigung akzeptieren würde. Diese Beträge werden auch als Kompensationsvariationen bezeichnet, da sie die Aufrechterhaltung des bisherigen Wohlstandsniveaus garantieren.

Die Ermittlung der individuellen Zahlungsbereitschaften für jede einzelne Projektwirkung wäre im Allgemeinen sehr aufwendig oder sogar unmöglich, aber meistens auch nicht nötig, weil für die meisten Projektwirkungen die aggregierten Zahlungsbereitschaften auf indirektem Wege ermittelt werden können. So kann etwa die aggregierte Zahlungsbereitschaft für Reisezeitgewinne und Reisekostensparnisse mit Hilfe des Konzepts der Konsumentenrente ermittelt werden. Für Güter, welche auf kompetitiven Märkten gehandelt werden, sind die aggregierten Zahlungsbereitschaften durch ihre Marktpreise gegeben. Bei Nutzen und Kosten, für welche keine Marktpreise existieren, ist die Monetarisierung allerdings schwieriger, aber das Zahlungsbereitschaftskriterium sollte auch hier als Richtlinie dienen.

Sind die Nutzen- und Kostenströme ermittelt, so werden sie, damit sie miteinander verglichen werden können, auf einen gemeinsamen Vergleichszeitpunkt diskontiert. Durch diese Diskontierung werden die Barwerte der Nutzen- und Kostenströme ermittelt. Dazu wird also die Diskontrate gebraucht.

Ist der Nettobarwert (Barwert der Nutzenströme minus Barwert der Kostenströme) positiv, dann ist das Projekt ökonomisch sinnvoll. Sind sich gegenseitig ausschliessende Alternativen vorhanden, dann sollte das Projekt mit dem höchsten Nettobarwert realisiert werden. Bei Budgetrestriktionen (und das dürfte der Normalfall sein), können allerdings nicht alle Projekte mit positivem Nettobarwert realisiert werden. Ein positiver Nettobarwert ist also ein notwendiges aber kein hinreichendes Kriterium, um ein Projekt zu realisieren. Zudem muss an dieser Stelle darauf hingewiesen werden, dass das Ergebnis ei-

ner KNA ein Mass für die Änderung des Wohlfahrtsniveaus ist und nicht ein Mass für die Änderung des Bruttosozialprodukts⁶.

Die wohlfahrtsanalytische Basis des Nettobarwert-Kriteriums ist das sogenannte „Kaldor-Hicks’sche“ Kompensationskriterium. Danach ist ein ökonomischer Zustand 1 dann einem Zustand 0 vorzuziehen, wenn die Gewinner die Verlierer vollständig entschädigen könnten und danach immer noch besser dastehen würden als im Zustand 0. Würden diese Kompensationsbeiträge effektiv ausbezahlt, dann würde dies zu einer eindeutigen Erhöhung des Wohlfahrtsniveaus führen. Dieses Kompensationskriterium setzt implizit auch voraus, dass der Kreis der vom Projekt betroffenen sich im Laufe der Zeit nicht ändert. Das Problem besteht jedoch darin, dass solche Kompensationszahlungen nur in den seltensten Fällen erfolgen. In den meisten Fällen wäre eine exakte Kompensation gar nicht durchführbar. In der Realität wird es deshalb immer Personen geben, die vom Projekt einen Nutzen haben und solche, die vom Projekt nachteilig betroffen sind. Eine eindeutige Erhöhung des Wohlfahrtsniveaus gibt es deshalb nur unter der Annahme, dass die Nutzen und Kosten für jedes Individuum gleiche Gewichte haben.

Der politische Entscheidungsträger wird sich deshalb kaum mit einem positiven Ergebnis einer KNA allein zufrieden geben. Er wird darüber hinaus auch wissen wollen, wer die Kostenträger und wer die Nutzniesser sind. Ein Projekt, das die Reichen auf Kosten der Armen begünstigt, wird aus gesellschaftspolitischer Sicht in der Regel weniger positiv beurteilt, als der umgekehrte Fall.

Erst recht problematisch wird es jedoch dann, wenn die Nutzniesser eines Projektes Individuen sind, die erst dann auf die Welt kommen, wenn die heutigen Kostenträger gar nicht mehr leben, wenn sich also der Kreis der vom Projekt betroffenen nicht aus denselben Personen zusammensetzen würde. Eine direkte Kompensation wäre dann gar nicht möglich; das „Kaldor-Hicks’sche“ Kompensationskriterium wäre in solchen Fällen nicht erfüllt. Bei Projekten also, bei denen die, den Berechnungen zugrunde liegende Lebensdauer eine kritische Grenze überschreitet, ist also die wohlfahrtsanalytische Basis des Nettobarwert-Kriteriums nicht mehr gegeben. Solche Projekte dürften denn politisch entsprechend schwierig durchzusetzen sein, ausser es kann nachgewiesen werden, dass ohne die Projektrealisierung die Zukunft der Menschheit gefährdet ist.

⁶ Werden durch ein Projekt beispielsweise die Schadstoffemissionen verringert, so führt dies zu einer Erhöhung des Wohlfahrtsniveaus, aber das Bruttosozialprodukt wird dadurch nicht betroffen.

3 Diskontsatzproblematik in der ökonomischen Literatur

3.1 Gründe für die Diskontierung

Aufgrund des beobachtbaren Verhaltens, dass Individuen den Konsum einer bestimmten Gütermenge heute dem Konsum der gleich grossen Gütermenge morgen vorziehen, kann auf einen positiven Diskontsatz geschlossen werden. Aber was sind die Gründe für dieses Verhalten? Diese Frage hat in der Geschichte der Ökonomie eine Reihe von Ökonomen zu beantworten versucht. Einige behaupteten, dass dieses Verhalten auf irrationalem menschlichem Verhalten beruht; Menschen tendieren dazu, ihre künftigen Bedürfnisse unterzubewerten. Pigou (1929) hat in diesem Zusammenhang den Ausdruck „defective telescopic faculty“ geprägt. Je weiter wir in die Zukunft schauen, umso kleiner werden die Abstände auf dem „Messband“ wegen unserer „Kurzsichtigkeit“. Nach Fisher (1930) sind die Gründe für dieses Verhalten Kurzsichtigkeit, Egoismus, der Mangel an Voraussicht und Selbstkontrolle. Viele Menschen haben die Einstellung des ledigen Matrosen oder eines Söldners; „kurzes Leben, dafür aber ein lustiges“.

Viele Ökonomen dachten in der Vergangenheit, dass irrationales Verhalten, Rückständigkeit und egoistisches Verhalten und Neigung zur Leichtfertigkeit die wichtigsten Faktoren bei intertemporalen Entscheidungen darstellen. Sie betrachteten diese Gründe für die Diskontierung jedoch aus moralischen Überlegungen für ungerechtfertigt. Diese „niedrigen“ Beweggründe würden jedoch durch das altruistische Verhalten vieler Individuen (zum Beispiel aus Liebe zu den eigenen Kindern oder zu den Benachteiligten) gemildert. Es wird also nicht alles konsumiert sondern auch gespart, aus Liebe und Fürsorge zu den Kindern und Verwandten aber auch aus Angst vor der Zukunft.

Damit ist auch ein zweiter Grund für die Diskontierung angedeutet, das Risiko oder die Unsicherheit, was die Zukunft betrifft. Wenn wir sparen, dann gehen wir Risiken ein, sei es dass wir die nächste Periode nicht mehr erleben, sei es dass wir bezüglich des zukünftigen Einkommens unsicher sind oder dass unser Sparguthaben verloren geht. Niemand, auch keine Bank kann ganz sicher sein, dass das ausgeliehene Geld zurückerstattet wird. Diese Risiken allein können schon einen positiven Diskontsatz, beziehungsweise eine positive Zeitpräferenz rechtfertigen.

Für eine positive Zeitpräferenzrate gibt es jedoch noch einen weiteren gewichtigen Grund: der abnehmende Grenznutzen des Konsums. In den meisten Ländern verbessern sich allmählich die Lebensumstände der Einwohner mit der Zeit. In normalen Zeiten ist also mit einem positiven Wirtschaftswachstum zu rechnen. Dieser Umstand muss bei der Ermittlung des Diskontsatzes berücksichtigt werden.

Wenn das Einkommen einer Person zunimmt, so nimmt auch ihre Zufriedenheit, ihr Nutzen oder Wohlbefinden aus dem grösseren Konsum zu. Der zusätzliche Nutzen nimmt aber in abnehmender Rate zu. Dies ist das Konzept des abnehmenden Grenznutzens. Wenn eine Person heute auf eine Konsumeinheit verzichtet, damit sie morgen um diese Einheit zusätzlich konsumieren kann, dann ist die Nutzeneinbusse heute grösser als der Nutzengewinn morgen. Um den Nutzenverlust von heute morgen kompensieren zu können, braucht es also morgen etwas mehr als nur eine zusätzliche Konsumeinheit. Dies führt automatisch zu einem Zinssatz, der grösser ist als Null.

Das Konzept des abnehmenden Grenznutzens des Einkommens geht auf die Arbeiten von Dupuit (1844) und von Gossen (1854) zurück. Fisher (1927) hat mit diesem Konzept die progressive Ausgestaltung der Einkommenssteuer gerechtfertigt.

Mathematisch kann dieses Konzept wie folgt formuliert werden:

Ist $U(C)$ die Nutzenfunktion aus dem Konsum, dann ist der Grenznutzen durch die folgende Gleichung gegeben:

$$U'(C) = \frac{dU}{dC} > 0, \text{ d.h. der Grenznutzen ist grösser als Null, aber}$$

$$U''(C) = \frac{d^2U}{dC^2} < 0, \text{ und dies bedeutet, dass der Grenznutzen abnehmend ist.}$$

3.2 Die Suche nach der richtigen Diskontrate

Die Frage nach der richtigen Diskontrate ist parallel zur Entwicklung der Kosten-Nutzen-Analyse (KNA) erhoben worden. Diese Bewertungsmethode wurde in erster Linie für die Beurteilung und für die Auswahl von öffentlichen Infrastrukturprojekten nach dem zweiten Weltkrieg in den USA entwickelt. Die theoretische Basis der Kosten-Nutzen-Analyse ist die Wohlfahrtstheorie, die ein Teilgebiet der mikroökonomischen Theorie ist. In einer KNA werden alle Wirkungen eines Projektes in monetären Einheiten quantifiziert. Damit die Nutzen- und Kostenströme, die ein Projekt generiert und die im betrachteten Zeitraum zu unterschiedlichen Zeiten anfallen, miteinander verglichen werden können, müssen diese auf einen gemeinsamen Zeitpunkt diskontiert werden.

Die Wahl und die theoretische Begründung des richtigen Diskontsatzes hat eine Reihe von Ökonomen beschäftigt. Der richtige Diskontsatz ist dabei derjenige, der sicherstellt, dass die Allokation der Ressourcen für öffentliche Projekte optimal erfolgt. Dabei war von Anfang an klar, dass die Diskontrate von zwei Seiten betrachtet werden kann; von der Konsumseite und von der Produktionsseite. Fisher (1907)⁷ war der erste, der die Zusammenhänge erkannte. Eine durch Individuen zusätzlich gesparte Einheit hat zwei Konsequenzen:

- Eine Reduktion des heutigen Konsums um diese Einheit und
- Eine Zunahme der künftigen Produktion, die zu grösseren Konsummöglichkeiten führt

In der ökonomischen Literatur wird der Zinssatz, der auf der ersten Konsequenz basiert, als **die soziale Zeitpräferenzrate** und der Zinssatz, der auf der zweiten Konsequenz basiert, als die Grenzproduktivität des Kapitals oder **die soziale Opportunitätskostenrate** bezeichnet. Die soziale Zeitpräferenzrate, die in der Literatur oft auch als die Konsumzinsrate bezeichnet wird (consumption rate of interest) drückt aus, wie viele Einheiten „Konsum morgen“ von den Konsumenten erwartet werden, wenn ihnen eine Einheit „Konsum heute“ entzogen wird. Die soziale Opportunitätskostenrate wird in der Regel mit der Rendite eines marginalen (nicht durchschnittlichen) Projekts identifiziert, sie misst die Grenzertragsrate von privaten Investitionen.

Mit Hilfe eines einfachen, idealisierten Zweiperioden-Modells sowie einiger vereinfachenden Annahmen (keine Marktverzerrungen) kann gezeigt werden, dass im sozialen Optimum die zwei Zinssätze zu-

⁷ Der Untertitel seines Buches ist lang aber deutlich: „The Theorie of Interest: As determined by impatience to spend Income and Opportunity to invest“.

sammenfallen. Die reale Welt ist jedoch wesentlich komplexer, so dass die Annahme eines einzigen Zinssatzes unrealistisch ist. Dafür gibt es eine Reihe von Gründen. Die wichtigsten sind:

- Der Zinssatz, zu dem Geld ausgeliehen wird, hängt von der Bonität des Ausleihers ab
- Unterschiedliche Steuersätze sowohl auf der Ersparnisseite als auch auf der Produktionsseite

Aufgrund dieser Komplikationen und der Schwierigkeiten, geeignete Schätzmethode herzuleiten, wurde eine Reihe von Diskontsatzansätzen vorgeschlagen, von denen sich aber die meisten als zu ungenau oder ungeeignet erwiesen. Nachfolgend werden die zwei Hauptkonzepte, die soziale Opportunitätskosten und die soziale Zeitpräferenzrate, diskutiert und einige der vorgeschlagenen Schätzmethode kurz beschrieben.

3.3 Die sozialen Opportunitätskosten des Kapitals

Die Verfechter dieses Ansatzes gehen von der Überlegung aus, dass öffentliche Projekte andere, private Projekte in der Wirtschaft verdrängen und deshalb sollte die „nächst beste“ Investition in der Privatwirtschaft als Massstab genommen werden, das heisst die Rendite eines vergleichbaren Projektes im Privatsektor. Doch dabei wird vergessen, dass die Rendite im privaten Sektor nicht identisch ist mit der volkswirtschaftlichen (sozialen) Rendite. Der Grund dafür ist, dass in der privaten Renditenberechnung erstens keine externen Kosten (Lärm, Luftverschmutzung, Unfälle etc.) berücksichtigt sind. Zweitens ist die Höhe der privaten Rendite nicht unbedingt das Resultat effizienten Einsatzes der Ressourcen, sie kann auch das Resultat restriktiver Geschäftspraktiken sein (Kartellabsprachen, Ausnutzung oligopolistischer Marktmacht u. ä.), die gegen öffentlicher Interessen gerichtet sind. Zudem ist es nicht immer so, dass öffentliche Projekte private Investitionen verdrängen; sie können auch, zu mindest zum Teil, zu Lasten des privaten Konsums realisiert werden.

Alternativ wurde, vor allem in den Anfängen der kosten-nutzen-analytischen Bewertungen, der Zinssatz auf dem Kapitalmarkt als Diskontsatz verwendet. Es wurde aber relativ schnell erkannt, dass dieser Ansatz ungeeignet ist. Die Gründe dafür sind: Volatilität der Finanzmärkte, Einfluss des Staates auf die Zinssätze durch Geld- und Finanzpolitik, die Vielfalt der anzutreffenden Marktzinssätze je nach Bonität der Wirtschaftsakteure, unterschiedliche Besteuerungssätze. Als Alternative wurde auch der Zinssatz von langfristigen Staatsobligationen vorgeschlagen, da diese in der Regel eine erstrangige Bonität aufweisen. Doch auch dieser Ansatz hat sich als wenig geeignet gezeigt, da der Marktwert der Staatsobligationen von den gerade vorherrschenden Marktzinssätzen abhängig ist. Zudem wird der reale Zinssatz von der Inflationsentwicklung bestimmt. Es gab genug Beispiele dafür (auch in der Schweiz), dass der reale Zinssatz von Bundesobligationen sogar negativ wurde.

Eine differenziertere Methode, die sozialen Opportunitätskosten mit Hilfe von Wertpapierrenditen zu schätzen, basiert auf dem so genannten Capital Asset Pricing Modell. Dieser Ansatz liefert die erwartete risikofreie, inflations- und steuerbereinigte Rendite aufgrund einer speziellen Auswahl von Wertpapieren (Aktien und Obligationen). Ein gewichtiger Nachteil dieser Methode liegt jedoch darin, dass mit ihr eine durchschnittliche Rendite ermittelt wird, und nicht die theoretisch korrekte Grenzertragsrate.

Für die Schätzung der sozialen Opportunitätskosten wurden auch makroökonomische Ansätze vorgeschlagen. Der bekannteste ist der „Produktionsfunktionsansatz“. Dieser basiert auf der konventioneller Wachstumstheorie. Bei diesem Ansatz wird zunächst eine nationale Produktionsfunktion geschätzt,

wobei in der Regel eine spezielle Art einer homogenen Produktionsfunktion, die sogenannte Cobb-Douglas-Funktion benutzt wird. Diese hat die folgende (einfachste) Form:

$$Y = A \cdot K^\beta \cdot L^\alpha \cdot e^\lambda$$

Wobei Y den Output, K den Kapitalstock, L den Arbeitseinsatz, β und α Produktionselastizitäten der Produktionsfaktoren Kapital und Arbeit bedeuten. λ ist ein stochastischer Störfaktor.

Das Grenzprodukt des Kapitals ergibt sich durch die partielle Ableitung der obigen Gleichung:

$$\delta Y / \delta K = \beta \cdot (Y / K)$$

Das grösste Problem bei diesen makroökonomischen Ansätzen ist jedoch, dass es sehr schwierig ist, das eingesetzte Kapital zu schätzen, beziehungsweise den Begriff Kapital sinnvoll abzugrenzen. Zudem ist die Datenlage für die ökonometrische Schätzung der Funktionsparameter meist ungenügend.

3.4 Die soziale Zeitpräferenzrate

Eine wachsende Zahl von Ökonomen findet, dass der korrekte Diskontsatz für öffentliche Projekte, insbesondere für solche, die die Produktion öffentlicher Güter ermöglichen, die soziale Zeitpräferenzrate ist, welche, wie bereits erwähnt, auch als die Konsumzinsrate bezeichnet wird (consumption rate of interest). Die logische Grundlage ihrer Argumente ist einfach und überzeugend: Die Absicht hinter jeder Investition, öffentlich oder privat, ist, den künftigen Konsum zu erhöhen⁸, und dies bedingt, dass auf heutigen Konsum verzichtet wird. Oder anders ausgedrückt: die relevante Diskontrate ist die Konsumzinsrate oder die Zeitpräferenzrate. Sie entspricht in einer Zwei-Perioden Analyse der Grenzrate der Substitution des Konsums zwischen zwei Zeitpunkten minus eins.

Ein weiteres Argument für die soziale Zeitpräferenzrate ist die relativ günstige Datenlage; für die vorgeschlagenen Schätzmethode sind die benötigten Daten in Form von Zeitreihen weitgehend vorhanden. Zudem wird in Grossbritannien seit einigen Jahren für öffentliche Investitionen die Zeitpräferenzrate als die relevante Diskontrate vorgeschrieben (siehe HM Treasury, Green Book).

Im Rahmen dieser Studie wird, aufgrund des oben gesagten, ausschliesslich dieses Konzept weiterverfolgt.

4 Methoden für die Ermittlung der sozialen Zeitpräferenzrate

4.1 Mikroökonomisches Modell mit einem repräsentativem Individuum

Die soziale Zeitpräferenzrate orientiert sich an den Präferenzen der Konsumenten und beschreibt den Zinssatz, der die Gesellschaft „indifferent werden lässt zwischen aktuellem Konsum und dem Konsum-

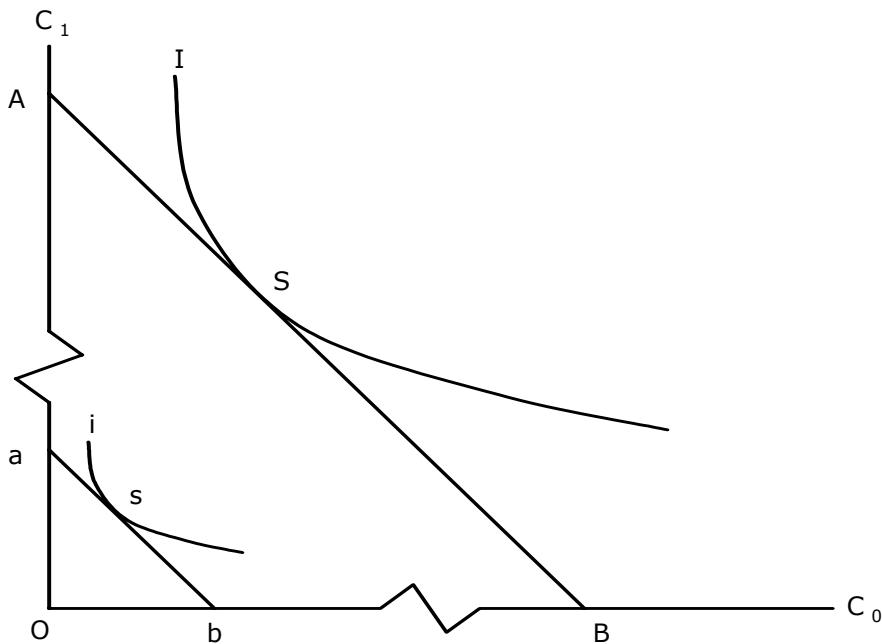
⁸ Wobei der Begriff „Konsum“ hier weiter gefasst ist als üblich; zum erweiterten Konsumbegriff gehört auch der Konsum von Freizeit, von sauberer Luft und ähnliches.

verzicht bis zur nächsten Periode". Die soziale Zeitpräferenzrate drückt aus, wie viele Einheiten „Konsum morgen“ von den Konsumenten erwartet werden, wenn ihnen eine Einheit „Konsum heute“ entzogen wird.

Für die Schätzung eines sozialen Diskontfaktors haben unter anderem Kula (1984), Sharma et al. (1991) und Evans und Sezer (2002) brauchbare Modelle erarbeitet, wobei sie sich auf die früheren Arbeiten von Tobin (1950), Stone (1954) und insbesondere Fellner (1967) abstützen konnten.

Die Formel für die Illustration der Zusammenhänge kann über folgende Argumentationslinie hergeleitet werden: Es wird ein typisches Individuum unterstellt, das die Gesellschaft in einem bestimmten Zeitpunkt repräsentiert. Die Zusammenhänge sind in Abbildung 1 dargestellt. Auf der X-Achse ist der „Konsum heute“, auf der Y-Achse der „Konsum morgen“ dargestellt. (I) ist die Indifferenzkurve⁹ der Gesellschaft und (i) ist die miniaturisierte Version der sozialen Indifferenzkurve (I) des repräsentativen Individuums. Die Steigung der Indifferenzkurve wird als die **soziale Zeitpräferenzrate** bezeichnet. Diese Rate drückt aus, wieviele Einheiten „Konsum morgen“ von den Konsumenten erwartet werden, wenn ihnen eine Einheit „Konsum heute“ entzogen wird

Abbildung 1: Grenzrate der Substitution des Konsums in einer Zweiperioden-Analyse



Das repräsentative Individuum befindet sich auf einem Punkt (s), wo seine Grenzrate der Substitution gleich gross ist wie die soziale marginale Substitutionsrate (im Punkt S), so dass $OA/OB = Oa/Ob$. Dar-

⁹ Eine Indifferenzkurve ist der geometrische Ort aller möglichen Kombinationen zwischen C_0 und C_1 mit gleichem Nutzenniveau.

aus folgt, dass seine Zeitpräferenzrate gleich gross ist wie die soziale Zeitpräferenzrate. Die soziale Zeitpräferenzrate entspricht der marginalen Substitutionsrate des Konsums¹⁰ minus eins:

$$S = |R_{t,t+1}| - 1 \quad (1)$$

S ist dabei die soziale Zeitpräferenzrate, R die marginale Substitutionsrate, t und $t+1$ sind zwei aufeinander folgende Zeitpunkte.

Dieses repräsentative Individuum verfügt über eine intertemporale Nutzenfunktion mit einem endlichen Zeithorizont (seine Lebenszeit). Die unterstellte Nutzenfunktion zeichnet sich dadurch aus, dass sie additiv und differenzierbar ist und eine konstante Elastizität besitzt. Entsprechend der mikroökonomischen Theorie geht man im weiteren davon aus, dass der Nutzen eines Individuums vom Konsum von Gütern (im erweiterten Sinn) bestimmt wird.

Wird die Nutzenfunktion mit $U(C)$ bezeichnet, dann beträgt der Gegenwartswert der Nutzenströme des Individuums:

$$V = \sum_{t=0}^n \frac{U(C_t)}{(1 + \delta)^t} \quad (2)$$

Dabei ist δ der Diskontsatz zur Ermittlung des Barwertes, $U(C_t)$ ist der Nutzen aus dem Konsum in der Zeitperiode t .

Der Grenznutzen des Konsums ist durch die folgende Gleichung gegeben:

$$U'(C) = \frac{dU}{dC} > 0, \text{ d.h. der Grenznutzen ist immer grösser als Null.}$$

Gleichzeitig geht man vom abnehmenden Grenznutzen aus, d.h.:

$$U''(C) = \frac{d^2U}{dC^2} < 0$$

Für die weitere Analyse wird eine Elastizitätskenngrösse benötigt. Eine Elastizität ist definiert als der Quotient der relativen Änderung einer Wirkungsgrösse W und der relativen Änderung einer verursachenden Grösse V :

$$\varepsilon = \frac{dW}{W} \bigg/ \frac{dV}{V} = \frac{dW}{dV} \bigg/ \frac{V}{W} \quad (3)$$

Die Elastizität des Grenznutzens aus dem Konsum, μ , misst die prozentuale Abnahme des Grenznutzens, wenn der Konsum um ein Prozent zunimmt. Mathematisch formuliert:

¹⁰ Die marginale Substitutionsrate des Konsums gibt an, in welchem Verhältnis ein Konsument Konsum heute gegen Konsum morgen substituieren würde, wenn sich dadurch sein Nutzenniveau nicht ändern soll.

$$\mu = -\frac{C \cdot U''(C)}{U'(C)} > 0 \quad (4)$$

Eine weit verbreitete Form der Nutzenfunktion ist die, bei welcher μ unabhängig vom Konsumniveau ist¹¹:

$$U(C) = \frac{A}{1-\mu} C^{1-\mu} \quad (5)$$

In dieser Funktion ist C der Konsum, A ist eine Konstante und μ ist die Elastizität des Grenznutzens des Konsums.

Diese Funktion wird als iso-elastische Nutzenfunktion bezeichnet, da hier die Elastizität des Grenznutzens konstant, d.h. unabhängig vom Konsumniveau ist. Der Grenznutzen bei dieser Funktion beträgt:

$$U'(C) = A \cdot C^{-\mu} \text{ und die Elastizität des Grenznutzens ist gleich } \mu, \text{ d.h. konstant.}$$

Mit dieser iso-elastischen Nutzenfunktion schreibt sich der Gegenwartswert der Nutzenströme des Individuums als:

$$V = A \cdot \sum_{t=0}^n \frac{C_t^{1-\mu}}{(1-\mu)(1+\delta)^t} \quad (6)$$

C_t entspricht hier dem Konsum in Periode t , A ist eine Konstante, μ ist die Elastizität des Grenznutzens des Konsums und δ ist eine Zeitdiskontrate. Wenn δ konstant ist, dann ist die marginale Rate der Substitution zwischen zwei aufeinanderfolgenden Zeitpunkten durch die folgende Gleichung gegeben:

$$R_{t,t+1} = \frac{dV}{dC_t} / \frac{dV}{dC_{t+1}} = (1+\delta) \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^\mu \quad (7)$$

Dies ergibt dann nach Gleichung (1):

$$S = (1+\delta) \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^\mu - 1 \quad (8)$$

Die Wachstumsrate des Konsums zwischen zwei Zeitpunkten ist

$$g_t = \left(\frac{C_{t+1} - C_t}{C_t} \right) \quad (9)$$

¹¹ Streng genommen ist diese Annahme nur in erster Näherung zulässig.

Damit wird die soziale Zeitpräferenzrate

$$S = (1 + \delta)(1 + g)^\mu - 1 \quad (10)$$

In der Literatur wird häufig eine lineare Approximation dieser Formel verwendet¹²:

$$S = \delta + \mu \cdot g \quad (11)$$

Diese Gleichung wird in der Literatur oft als die „Ramsey-Formel“ bezeichnet (Ramsey, 1928)¹³.

Die soziale Zeitpräferenzrate besteht demnach aus zwei Komponenten, aus δ und aus dem Produkt $\mu \cdot g$. Damit die soziale Zeitpräferenzrate geschätzt werden kann, müssen also δ , μ und g ermittelt werden, wobei angenommen wird, dass diese über die Zeit konstant sind (Diese Restriktion kann, je nach Datenlage, empirisch überprüft werden).

Die Grösse δ wird meistens als die **„pure“ Zeitpräferenzrate** bezeichnet. Sie basiert auf dem Wissen, dass man die nächste Zeitperiode mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit nicht erleben wird, und deshalb eine bestimmte Menge Konsum heute der selben Menge an Konsum in einem Jahr vorzieht. Kula (1985) argumentiert, dass die jährliche Sterblichkeitsrate als Approximation von δ dienen kann. Diese kann anhand von Mortalitätstabellen geschätzt werden, wobei alle Altersgruppen berücksichtigt werden. Hier stellt sich allerdings die Frage, ob das Todesrisiko des repräsentativen Individuums das Konzept der „puren“ Zeitpräferenzrate voll abdeckt. Einige Ökonomen meinen, dass aus den Mortalitätstabellen abgeleitete Todesrisiko als Proxy für δ nach oben korrigiert werden sollte, weil andere Risiken wie Naturkatastrophen, grössere Kriege oder plötzliche Seuchen darin nicht enthalten sind. Andere meinen, dass es viele Menschen gibt, die nicht nur an sich denken und nicht nur für sich sondern auch für ihre Nachkommen und nahe stehenden Personen sparen und deshalb der aus den Mortalitätstabellen abgeleitete Wert für δ nach unten korrigiert werden müsste. Es ist klar, dass beide Meinungen ihre Berechtigung haben, wobei zu sagen ist, dass eine moderne Industrie- und Dienstleistungsgesellschaft normalerweise eher nicht mit Katastrophen und Seuchen rechnet. Altruistisches Verhalten ist hingegen häufig anzutreffen. Von den meisten Ökonomen wird jedenfalls die Meinung vertreten, dass die jährliche Sterblichkeitsrate die wichtigste Komponente der „puren“ Zeitpräferenzrate darstellt.

Die Schätzung der (künftigen) **Wachstumsrate des Konsums** g erfolgte in den meisten durchgeführten Studien aufgrund langer historischer Zahlenreihen bezüglich der Entwicklung des realen Konsums. Aufgrund des vergangenen Wachstums wird also eine Prognose erstellt. Hier stellt sich allerdings die Frage, wie gut sich historische Daten für die Prognose eignen. Auf diese Problematik und insbesondere auf schweizerische Entwicklungen wird im Kapitel 5 tiefer eingegangen.

¹² Die Herleitung erfolgt mit Hilfe der Näherungsformel $\ln(1 + x) \approx x$, wenn $x \ll 1$. Aus Gleichung(10) folgt:

$$S + 1 = (1 + \delta)(1 + g)^\mu, \text{ und}$$

$$\ln(S + 1) = \ln(1 + \delta) + \mu \ln(1 + g) \text{ und in diese Gleichung die Näherungsformel eingesetzt: } S \approx \delta + \mu g$$

¹³ Diese Gleichung ist zwar einprägsamer als (10), für die Berechnungen werden wir jedoch Gleichung (10) verwenden. Die Ramsey-Formel wurde an dieser Stelle nur erwähnt, weil sie in der Literatur häufig auftaucht und weil für manche Leser nicht klar ist, wie sie hergeleitet wurde.

Die am schwierigsten zu bestimmende Einflussgrösse der sozialen Zeitpräferenzrate ist zweifellos die **Elastizität des Grenznutzens des Konsums**. Je höher dieser Wert, umso weniger sind die Haushalte bereit, einer besseren Zukunft zuliebe Sparanstrengungen zu unternehmen. Dazu kommt, dass je höher die Erwartungen bezüglich des künftigen Wachstums sind, umso grösser ist diese Zurückhaltung. Diese Überlegungen können auch auf die nachfolgenden Generationen übertragen werden. Der abnehmende Grenznutzen impliziert, dass der Nutzen eines bestimmten Gutes heute grösser ist als der Nutzen desselben Gutes für eine künftige Generation. Mit anderen Worten, warum sollte man heute auf etwas Wichtiges verzichten, wenn es morgen nicht mehr so wichtig ist?

Zur Schätzung der Elastizität des Grenznutzens des Konsums, d.h. von μ , existieren verschiedene Ansätze (Stern 1977). Einer der am häufigsten verwendeten Ansätze basiert auf intertemporalen Konsumentscheiden. Dabei müssen allerdings gewisse restriktive Annahmen bezüglich der Nutzenfunktion getroffen werden (insbesondere additive Separabilität).

Eine andere Möglichkeit ist, μ als ein Parameter zu sehen, welcher die Aversion gegen Ungleichheit repräsentiert, wobei diese Aversion mit Hilfe der Steuerprogression analysiert werden kann (Stern (1977) und Evans und Sezer (2004)).

In der vorliegenden Studie werden beide Ansätze berücksichtigt.

4.2 Ansatz „intertemporale Konsumentscheidungen“

Nachfolgend wird eine Methode beschrieben, wie die Elastizität des Grenznutzens des Konsums (μ) auf Basis von intertemporalen Konsumentscheidungen geschätzt werden kann. Diese Methode wurde von Fellner (1967) vorgeschlagen.

Im Modell von Fellner wird eine additiv separable Nutzenfunktion unterstellt, wobei der Nutzen von zwei aggregierten Gütern abhängt. Diese zwei Güter sind Nahrungsmittel und Nicht-Nahrungsmittel (Diese Wahl wird im Kapitel 6 begründet).

$$U = U_1(x_1) + U_2(x_2) \quad (12)$$

Diese zwei Güter x_1 und x_2 sind als Aggregate zu verstehen und nicht als einzelne Güter im üblichen Sinne. Gleichung (12) basiert auf der Annahme, dass der Grenznutzen von Gut 1 sich nicht ändert, wenn die Quantität von Gut 1 konstant gehalten wird, und zwar unabhängig von einer allfälligen Änderung der Quantität von Gut 2.

Das repräsentative Individuum maximiert seinen Nutzen unter der Nebenbedingung

$$x_1 p_1 + x_2 p_2 \leq \text{Einkommen} \quad (13)$$

Dabei ist p_1 der Preis für eine Einheit Nahrungsmittel und p_2 der Preis für eine Einheit von Nicht-Nahrungsmittel. Die mathematische Nutzenmaximierung erfolgt nach der Methode von Lagrange. Dazu wird zunächst eine neue Funktion L aus der Nutzenfunktion und aus der Einkommensbeschränkungsfunktion gebildet:

$$L = U_1(x_1) + U_2(x_2) + \lambda(Y - x_1 p_1 - x_2 p_2)$$

In obiger Gleichung steht Y für das Einkommen und λ ist der Langrangesche Multiplikator. Um L zu maximieren, werden die partiellen Ableitungen von L nach den drei Variablen gebildet und Null gesetzt.

Die Lagrange'sche Maximierungsmethode führt zu folgender Bedingung erster Ordnung:

$$\frac{1}{p_1} \left(\frac{\partial U_1}{\partial x_1} \right) = \frac{1}{p_2} \left(\frac{\partial U_2}{\partial x_2} \right) = \lambda \quad (14)$$

Der Langrange'sche Multiplikator λ ist, nach dem Kuhn-Tucker-Theorem identisch mit dem Grenznutzen des Konsums, beziehungsweise des Einkommens. Zudem ist λ , nach Gleichung (14), auch gleich dem mit dem reziproken Preis gewichteten Grenznutzen irgendeines Gutes x .

Je nach Nutzenniveau U hat λ unterschiedliche Werte. Da das Nutzenniveau vom Realeinkommen abhängt, ist λ auch vom Realeinkommen Y abhängig:

d.h.: $\lambda = \lambda(Y)$. Dabei kann gezeigt werden, dass λ mit zunehmendem Y abnimmt:

$$\text{d.h.: } \frac{d\lambda}{dY} < 0$$

Mit Hilfe von Gleichung (14) kann der Wert von λ aufgrund des Konsumverhaltens des repräsentativen Individuums in zwei Situationen ermittelt werden:

In Situation 1 sind alle Preise und Einkommen tief. Dann aber steigt der Preis für Nahrungsmittel um $k\%$. Das Individuum ist jetzt schlechter gestellt, es kann weniger Nahrungsmittel konsumieren. Nun kann aber ermittelt werden, um wie viel das ursprüngliche Einkommen erhöht werden müsste ($m\%$), damit der repräsentative Konsument gleich viel Nahrungsmittel kaufen könnte, wie in Situation 1.

In Situation 2 ist also der Preis für Nahrungsmittel um $k\%$ und das Einkommen um $m\%$ erhöht.

Aufgrund der Annahme, die Gleichung (12) zugrunde liegt, hat der Grenznutzen von Gut 1 (=Nahrungsmittel), d.h. $\partial U / \partial x_1$ in beiden Situationen denselben Wert, da der Konsument in beiden Fällen gleichviel Nahrungsmittel konsumiert. Aus Gleichung (14) kann deshalb gefolgert werden, dass der Grenznutzen des Einkommens, λ , in Situation 2 um $k\%$ tiefer ist als in Situation 1.

Diese Überlegungen führen zu folgender Formel für die Elastizität des Grenznutzens des Einkommens:

$$\mu = \left| \frac{\text{Einkommenselastizität}}{\text{kompensierte Preiselastizität}} \right| = \left| \frac{\hat{e}_1}{\hat{e}_2} \right| \quad (15)$$

Die einfachste Art, Gleichung (15) zu interpretieren ist wie folgt: eine Erhöhung der Nahrungsmittelpreise um 1% führt bei einem gegebenen Realeinkommen zu einer Abnahme der Nahrungsmittelnach-

frage um \hat{e}_2 und deshalb ist eine Erhöhung des Realeinkommens im Verhältnis von \hat{e}_2/\hat{e}_1 notwendig, damit der Nahrungsmittelkonsum auf dem ursprünglichen Niveau verbleibt.

Die kompensierte Preiselastizität \hat{e}_2 kann mit Hilfe der Gleichung von Slutsky (in Elastizitätsform)¹⁴

$$\hat{e}_2 = \hat{e}_2 - \alpha \hat{e}_1 \quad (16)$$

ermittelt werden. Dabei ist \hat{e}_2 die nicht-einkommenskompensierte Preiselastizität und α der Anteil der Ausgaben des Konsumenten für Nahrungsmittel im Vergleich zu den Gesamtausgaben.

Die durch die Gleichungen (15) und (16) gegebene Berechnungsmethode für die Elastizität des Grenznutzens des Einkommens stammt von Fellner (1967). Da die Nahrungsmittel einen grösseren Anteil an den Konsumausgaben haben, ist diese Berechnungsformel nach Meinung von Evans und Sezer (2002) aber auch nach Stern (1977) jedoch nicht genügend genau. Sie schlagen deshalb vor, eine korrigierte Formel nach Frisch (1959) zu verwenden:

$$\mu = \left| \frac{\hat{e}_1(1 - \alpha \hat{e}_1)}{\hat{e}_2} \right| \quad (17)$$

Dabei ist α der Anteil der (nominellen) Ausgaben des Konsumenten für Nahrungsmittel an den (nominellen) Gesamtausgaben.

Die Grössen \hat{e}_1 und \hat{e}_2 können mittels folgender Gleichung geschätzt werden:

¹⁴ Wenn der Preis eines Gutes steigt, dann wird der Konsument im Allgemeinen weniger von diesem Gut kaufen. Er wird versuchen, dieses Gut durch ein anderes zu ersetzen (zu substituieren). Dieser Vorgang wird als Substitutionseffekt bezeichnet. Die Preisänderung führt aber auch zu einer Schmälerung des verfügbaren Realeinkommens, beziehungsweise der Kaufkraft. Dieser Effekt wird als Einkommenseffekt bezeichnet. In der bekannten Gleichung von Slutsky wird der Gesamteffekt einer Preisänderung eines Gutes als Summe des Substitutionseffektes und des Einkommenseffektes angegeben:

$$\frac{\partial x_1}{\partial p_1} = \left(\frac{\partial x_1}{\partial p_1} \right)_{U=const} - x_1 \left(\frac{\partial x_1}{\partial Y} \right)_{Prise=const}$$

Der erste Ausdruck auf der rechten Seite bezeichnet den Substitutionseffekt oder das Verhältnis, in welchem der Konsument x_1 gegen andere Güter substituiert, wenn der Preis für x_1 sich ändert und er sich auf einer gegebenen Indifferenzkurve (d.h. Nutzenniveau konstant) bewegt. Der zweite Ausdruck auf der rechten Seite ist der Einkommenseffekt. Er gibt an, wie der Konsument mit seinen Käufen von x_1 auf Einkommensvariationen reagiert, wenn die Preise konstant bleiben. Multipliziert man beide Seiten mit p_1/x_1 so erhält man nach einigen Umformungen die Slutsky-Gleichung in Elastizitätsform:

$$\hat{e}_2 = \hat{e}_2 - \alpha \hat{e}_1$$

$$\ln C_{real} = \ln A + \hat{e}_1 \ln Y_{real} + \hat{e}_2 \ln P_{rel} \quad (18)$$

wobei C die reale Nahrungsmittelnachfrage, Y_{real} das reale Einkommen und P_{rel} der relative Preis der Nahrungsmittel gegenüber des Preises aller Nicht-Nahrungsmittel darstellt.

Diese Gleichung (18) ist eine Nachfragefunktion für Nahrungsmittel (in logarithmischer Transformation), die mit Hilfe von Zeitreihendaten geschätzt werden kann. Die erklärenden Variablen sind das Einkommen und die Preise für Nahrungsmittel respektive Nichtnahrungsmittel. Konsum und Einkommen sind pro Kopf bezogen.

In Gleichung (18) ist als Parameter die kompensierte Preiselastizität \hat{e}_2 aufgeführt. Der Grund dafür ist, dass die partielle Ableitung $\frac{\partial \ln C_{real}}{\partial \ln P_{rel}}$ dem Effekt einer (prozentualen) Veränderung der Nahrungsmittelnachfrage C_{real} bei einer (prozentualen) Veränderung von P_{rel} bei *konstantem* realem Einkommen entspricht (siehe auch Evans und Sezer (2002)).

4.3 Ansatz „Steuerprogression“

Eine andere Methode zur Berechnung der Elastizität des Grenznutzens des Einkommens basiert auf der folgenden Überlegung: Das Einkommenssteuersystem in den meisten modernen Staaten ist meistens so ausgelegt, dass die zu bezahlende Steuer für jedes Einkommen den gleichen Nutzenverlust bringt. Diese Praxis basiert auf der Forderung, dass das Opfer für die Allgemeinheit (die Steuerlast) jeden Staatsbürger gleich stark treffen soll. Das Prinzip der Abgabebemessung nach der Opferfähigkeit wird auch als Leistungsfähigkeitsprinzip bezeichnet. Das Opfer jedes einzelnen besteht darin, dass die Bedürfnisbefriedigung beschnitten wird: durch die Entrichtung der Abgaben an den Staat fällt ein Teil der privaten Bedürfnisbefriedigung weg. Soll das Opfer jeden gleich stark treffen, so muss die private Bedürfnisbefriedigung der einzelnen Bürger um eine einheitliche Quote gekürzt werden. Das Ziel der modernen Einkommenssteuer ist also, jedem ein gleiches relatives Opfer an privater Bedürfnisbefriedigung aufzuerlegen.

Mathematisch kann dieses Besteuerungsziel durch die folgende Gleichung formuliert werden:

$$U(Y) - U(Y - T(Y)) = K \quad (19)$$

Dabei ist Y das Einkommen vor Steuern, $U(Y)$ ist die Nutzenfunktion, $T(Y)$ ist die Einkommenssteuerfunktion, $Y - T(Y)$ ist das Einkommen nach Steuern. K ist die Nutzeneinbusse oder das „Steueropfer“, welches für jedes Individuum gleich gross ist.

Als Nutzenfunktion wird die folgende isoelastische Funktion unterstellt:

$$U(Y) = A \frac{Y^{1-\mu} - 1}{1 - \mu} \quad (20)$$

Dabei ist μ in dieser Gleichung die Elastizität des Grenznutzens des Konsums. Diese Nutzenfunktion eingesetzt in Gleichung (19) ergibt:

$$\frac{Y^{1-\mu} - 1}{1-\mu} - \frac{(Y - T(Y))^{1-\mu} - 1}{1-\mu} = \frac{K}{A} \quad (21)$$

Wird diese Gleichung nach Y abgeleitet und Null gesetzt, dann erhalten wir:

$$Y^{-\mu} - [(Y - T(Y))^{-\mu}] \left(1 - \frac{dT}{dY}\right) = 0 \quad (22)$$

Definiert man den marginalen Steuersatz als $t(Y) = dT/dY$, dann lässt sich diese Gleichung vereinfachen zu:

$$1 - t(Y) = \left(1 - \frac{T(Y)}{Y}\right)^\mu \quad (23)$$

Logarithmiert ergibt sich:

$$\ln(1 - t(Y)) = \mu \ln\left(1 - \frac{T(Y)}{Y}\right) \quad (24)$$

und damit:

$$\mu = \frac{\ln(1 - t(Y))}{\ln\left(1 - \frac{T(Y)}{Y}\right)} \quad (25)$$

Diese Grösse ist unter der Annahme einer iso-elastischen Nutzenfunktion konstant und lässt sich dementsprechend anhand des durchschnittlichen Steuersatzes und des marginalen Steuersatzes für ein beliebiges Einkommen bestimmen.

5 Ergebnisse empirischer Studien

Wie den theoretischen Ausführungen (insbesondere den Formeln (10) und (11)) zu entnehmen ist, hängt die soziale Diskontrate (SDR) fundamental von der Elastizität des Grenznutzens des Konsums ab. Bei den meisten empirischen Arbeiten steht die Schätzung dieser Grösse deshalb im Fokus und ist oft auch zentraler Gegenstand methodischer Kritik. Entsprechend den theoretischen Ausführungen werden im Folgenden die bisherigen empirischen Befunde je nach theoretischem Ansatz getrennt besprochen.

5.1 Empirische Studien basierend auf dem Ansatz „intertemporale Konsumentscheidungen“

Es existieren verschiedene empirische Untersuchungen, welche die Schätzung der Elastizität des Grenznutzens des Konsums zum Ziel hatten.

In den meisten dieser Studien wird die Produktgruppe „Nahrungsmittel und analkoholische Getränke“ verwendet. Die Gründe hierfür liegen einerseits in theoretischen Überlegungen, inwiefern die über das untersuchte Konsumbündel zu treffenden Annahmen erfüllt sind, und andererseits in der Qualität, der Zugänglichkeit sowie der temporalen und internationalen Vergleichbarkeit der Daten.

Die Daten dieser Produktgruppe werden nicht nur von der OECD seit geraumer Zeit für verschiedene Länder zur Verfügung gestellt, sondern erfüllen am ehesten die Anforderungen bezüglich der geforderten „want independence“ (keine Komplementarität zu anderen Produktgruppen), der zeitlicher Konstanz der Technologiefunktion sowie der Geschmackspräferenzen¹⁵.

Bis auf wenige Ausnahmen wird μ anhand der strukturellen Preisvariation mittels Modellen der Zeitreihenanalyse berechnet.

Für ausgewählte Länder sind in der untenstehenden Tabelle einige Befunde früherer empirischer Studien zusammengestellt.

Tabelle 2: Übersicht zeitreihenanalytische Schätzungen der SDR

Autor	Publ.Jahr	Methodologie	Zeitperiode	Nation	 μ
Kula, Erhun	1985	Zeitreihenanalyse	1954-1976	UK	0.71
Kula, Erhun	1987	Zeitreihenanalyse	1954-1976	UK	0.70
"	"	"	1954-1976	USA	1.89
"	"	"	1954-1976	Kanada	1.56
Scott	1989	Zeitreihenanalyse	1951-1973	UK	1.50
Selvanathan und Sel-	1993	Zeitreihenanalyse	1965-1981	UK	2.58
vanathan	"	"	1961-1981	USA	2.53
"	"	"	1961-1981	Kanada	1.80
"	"	"	1961-1981	Schweiz	1.80

¹⁵ Auch die temporale Konstanz der Geschmackspräferenzen wird seit der empirischen Widerlegung der These von Becker und Stigler (1977), dass Geschmackspräferenzen über alle Länder identisch sind, kontrovers diskutiert.

Autor	Publ.Jahr	Methodologie	Zeitperiode	Nation	 μ
"	"	"	1961-1981	Deutschland	1.62
"	"	"	1961-1981	Frankreich	1.89
"	"	"	1961-1981	Holland	1.21
Evans und Sezer	2002	Zeitreihenanalyse	1967-1997	UK	1.60
OXERA	2002	Zeitreihenanalyse		UK	0.8-1.1

Wie auf den ersten Blick ersichtlich, sind selbst für die gleichen Länder und vergleichbare Zeiträume die reportierten Resultate ziemlich unterschiedlich. Inwiefern verschiedene Datenquellen, unterschiedliche Schätzmodelle, und -fehler (innerhalb der Konfidenzintervalle) oder doch Zeiträume für die Differenzen verantwortlich sind, kann bei rein optischer Betrachtung höchstens gemutmasst werden.

Das Britische Transportministerium geht, basierend auf den Arbeiten von OXERA (2002), von einem Wert für μ von 1.0 aus.

5.2 Empirische Studien basierend auf dem Ansatz „Aversion gegen Ungleichheit“

Im Gegensatz zum oft verwendeten zeitreihenbasierten Ansatz, die Elastizität des Grenznutzens des Konsums anhand der Einkommens- und Substitutionselastizität von Nahrungsmitteln und analkoholischen Getränken zu berechnen, sind Schätzungen des steuerprogressionsbasierten μ - bedenkt man die mannigfaltigen Vorteile (simple Berechnungsart, niedrige Anforderungen an die Daten sowie die einfache Intuition für die Messung der durchschnittlichen Zeitpräferenz) – äusserst selten. In einer aktuellen Studie haben Evans und Sezer (2004) für sechs der grössten nationalen Volkswirtschaften anhand derer Steuerprogression μ für verschiedene Einkommensperzentile ausgerechnet. Die durchschnittlichen μ sind in der untenstehenden Tabelle zusammengetragen.

Tabelle 3: Übersicht steuerprogressionsbasierte Berechnungen der SDR

Autor	Publ.Jahr	Methodologie	Zeitpunkt	Nation	 μ
Evans und Sezer	2004	Steuerprogression	2001	Australien	1.7
"	"	"	2001	Frankreich	1.3
"	"	"	2001	Deutschland	1.4
"	"	"	2001	Japan	1.4
"	"	"	2001	UK	1.5
"	"	"	2001	USA	1.4

Auffallend ist, dass die Streuung der Werte für μ für die einzelnen Länder relativ klein ist.

Zwei Einwände müssen jedoch besonders vorsichtig diskutiert werden: Erstens ist a priori unklar, ob politische Einflussgruppen die Ausgestaltung des Steuer- und Transfersystem insofern verzerren, dass es nicht mehr als Mass für die durchschnittliche Aversion gegen Ungleichheit verwendet werden kann. Zweitens ist abzuklären, inwiefern in föderalistischen Staaten – wie es die Schweiz besonders stark ist – Differenzierungen im Steuersystem bis auf Gemeindeebene genügend erfasst werden können beziehungsweise überhaupt ein valides Durchschnittsmass gebildet werden kann. Eine ausführliche Kritik findet sich in Abschnitt 6.4.2.

6 Empirische Analyse

6.1 Einleitung

Die soziale Zeitpräferenzrate wird durch die, im Kapitel 3 hergeleitete Formel (10) berechnet :

$$S = (1 + \delta)(1 + g)^\mu - 1$$

Für die Berechnung müssen demnach die Grössen δ , g und μ ermittelt werden. Die Grösse δ ist die **"pure" Zeitpräferenzrate**, g ist die **Wachstumsrate des Konsums** und μ ist die **Elastizität des Grenznutzens des Konsums**.

6.2 Die "pure" Zeitpräferenzrate

Die "pure" Zeitpräferenzrate δ wurde im Kapitel 3 bereits vorgestellt. Sie basiert auf dem Wissen, dass man die nächste Zeitperiode mit einer gewissen Wahrscheinlichkeit nicht erleben wird. Die meisten Ökonomen vertreten deshalb die Ansicht dass die jährliche Sterblichkeitsrate als gute Approximation für δ dienen kann. Für die Berechnung braucht es also die durchschnittliche Sterberate für das repräsentative Individuum.

In der Schweiz lebten Ende 2003 7'364'000 Menschen. Die Zahl der Todesfälle betrug 63'500. Dies ergibt eine durchschnittliche Sterberate von 0,86%. Das heisst die durchschnittliche Wahrscheinlichkeit, dass das repräsentative Individuum innert eines Jahres stirbt, beträgt: 0,0086, die Wahrscheinlichkeit, dass es überlebt (Überlebenswahrscheinlichkeit) beträgt demzufolge 0,9914.

Da die Überlebenswahrscheinlichkeit eine Grösse ist, die intuitiv besser verstanden wird als die Sterberate, gibt es für Formel (10) auch eine Variante, in der anstatt die Sterberate δ , die Überlebenswahrscheinlichkeit π vorkommt. Diese alternative Formel kann aus Gleichung (10) hergeleitet werden:

Es gilt folgende Beziehung:

$$\pi = 1 - \delta$$

Ist δ sehr viel kleiner als 1.0, dann gilt auch die folgende Näherungsformel:

$$\pi = \frac{1}{1 + \delta} \text{ und daraus: } 1 + \delta = \frac{1}{\pi}$$

damit wird Gleichung (10):

$$S = (1 + g)^\mu \cdot \left(\frac{1}{\pi}\right) - 1 \tag{26}$$

Ist die Überlebenswahrscheinlichkeit des repräsentativen Individuums klein, dann ist die Zeitpräferenzrate gross.

Für die Schweiz gelten die folgenden Werte:

$$\delta = 0.0086$$

$$\pi = 0.9914$$

Es wurde bereits bei der Diskussion der "puren" Zeitpräferenzrate erwähnt, dass in diesen Formeln implizit die Annahme enthalten ist, dass das repräsentative Individuum vollkommen egoistisch handelt, wenn es den Nutzen des Konsums heute mit dem Nutzen des Konsums morgen miteinander vergleicht, und darauf basierend, unter Berücksichtigung seiner Überlebenschancen eine Entscheidung fällt.

Evans und Sezer (2002) argumentieren jedoch mit Recht, dass der durchschnittliche Konsument in dieser Hinsicht nur teilweise egoistisch handelt. Viele Individuen wünschen nämlich, dass die überlebenden Familienmitglieder in adäquater Weise versorgt sind und sparen deshalb mehr als wenn sie vollkommen egoistisch wären. Evans und Sezer haben deshalb vorgeschlagen, die Überlebenswahrscheinlichkeit π mit einem geometrischen Gewicht w zu korrigieren und zwar auf die folgende Weise:

$$\hat{\pi} = \pi^w$$

Die möglichen Gewichte wären:

- a) $w=1.0$, dies bedeutet, dass das Individuum vollkommen egoistisch handelt: $\hat{\pi} = 0.9914$
- b) $w=0.75$, dies bedeutet, dass das Individuum zu 75% egoistisch handelt: $\hat{\pi} = 0.9935$
- c) $w=0.5$, dies bedeutet, dass das Individuum zu 50% egoistisch handelt: $\hat{\pi} = 0.9996$

Die Auswirkungen dieser alternativen Annahmen auf die soziale Zeitpräferenzrate können im Rahmen einer Sensitivitätsanalyse untersucht werden.

6.3 Wachstumsrate des Konsums

Die Wachstumsrate des Konsums ist eine weitere Determinante der sozialen Zeitpräferenzrate.

Die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate des Konsums kann aus historischen Daten mit Hilfe der folgenden Formel berechnet werden:

$$g_t = (C_{real,t+4} / pop_{t+4} - C_{real,t} / pop_t) / (C_{real,t} / pop_t) \quad (\text{siehe Formel 9 im Abschnitt 3.1})$$

Der Index $t+4$ erscheint, weil es sich bei den verwendeten Daten um Quartalswerte handelt. C_t stellt den realen Konsum in der Schweiz und pop_t die Bevölkerung jeweils zum Zeitpunkt t dar. Im Anhang sind die Werte von C_t und pop_t für die in der Schätzung betrachteten Zeitperiode (1983–2003) aufgelistet (siehe auch nachfolgenden Abschnitt für eine Diskussion der Datenbasis).

Der Mittelwert der aus diesen Daten berechneten Wachstumsrate des Pro-Kopf-Konsums in der Schweiz beträgt 0.8 Prozent. Dieser Wert ist sehr tief, verglichen mit den Werten von 1.9% in

Deutschland oder 2.3% in Grossbritannien oder 2.2 % in den USA (für die Periode von 1970 bis 2002, aus Evans und Sezer (2004)).

Die Wachstumsrate des Konsums und die Wachstumsrate des Einkommens sind zwei stark miteinander verwandte Begriffe. Das Einkommen wird einerseits für Konsum und andererseits für Sparen verwendet. Mit wachsendem Einkommen wächst auch der Konsum. Über einen längeren Zeitraum betrachtet war das Wachstum des Einkommens in der Schweiz vergleichbar mit demjenigen in andern europäischen Ländern. Es soll an dieser Stelle daran erinnert werden, dass seit etwa zwei Jahrhunderten das Bruttoinlandprodukt (BIP) pro Einwohner sich alle 35 Jahre real verdoppelte. Dies würde einem durchschnittlichen Wachstum von 2% pro Jahr entsprechen.

In den vergangenen 40 Jahren lassen sich in der Schweiz drei Entwicklungsphasen unterscheiden. In einem ersten Zeitabschnitt, von 1960 bis 1974, expandierte die Schweizer Wirtschaft weitgehend im Gleichschritt mit den Volkswirtschaften der 15 EU-Länder wie auch der Mitgliedländer der OECD insgesamt. Nach Überwindung der schweren Rezession im Jahre 1975/76 vermochte die Schweiz in der Periode bis 1990, mit einem jährlichen durchschnittlichen Wachstum von rund 2 ½% noch mit den europäischen Partnerländern Schritt zu halten, verlor aber seitdem zunehmend an Dynamik im Vergleich mit dem gesamten OECD-Raum. Die Wachstumsrate des Einkommens seit 1990 beträgt in der Schweiz fast Null. Die Schweiz vermochte als einziges OECD-Land das reale BIP pro Kopf über das ganze Jahrzehnt nicht zu steigern. Die Entwicklung der Schweizer Volkswirtschaft im letzten Jahrzehnt lässt sich deshalb zusammenfassen als „Stagnation auf sehr hohem Niveau“.

Nach wie vor gehört die Schweiz zu den reichsten Ländern der Welt. Gelingt es jedoch nicht, die Wachstumsrate der Wachstumsrate der EU-Ländern anzugleichen, wird die Schweiz wirtschaftlich ins Hintertreffen gelangen. Auf die Dauer kann sich die Schweiz eine so tiefe Wachstumsrate nicht leisten. Für eine nachhaltige Entwicklung ist ein grösseres Wachstum notwendig, insbesondere für die Finanzierung der Sozialpolitik und im Hinblick auf die Verpflichtungen und Schulden, die die heutige Generation den kommenden Generationen hinterlässt¹⁶.

Die Ursachen der mangelnden Wachstumsdynamik in der Schweiz sind bekannt. Es sind dies insbesondere :

- Die sehr zögerliche Verschärfung des Wettbewerbsrechts
- Die verspätete Liberalisierung der Infrastruktursektoren
- Der rekord hohe Anstieg der Staatsquote
- Die Kostenexplosion im Gesundheitswesen
- Die zu langsame aussenwirtschaftliche Öffnung
- Ungünstige wirtschaftliche Rahmenbedingungen, welche die Innovation bremsen und den Wettbewerb behindern
- Zu grosse Macht der Interessenverbände (Wirtschaftsverbände, Interessenverbände, Gewerkschaften)

¹⁶ In einer Studie von Raffelhüschen und Borgmann (2001) zur ersten Schweizer Generationenbilanz wurde nachgewiesen, dass eine Wachstumsrate des BIP von 1½% nötig ist, damit kommende Generationen die heutigen expliziten und impliziten Schulden ohne zusätzlichen Steuern abbauen können.

Eine eingehende Analyse dieser Probleme findet sich im Wachstumsbericht¹⁷ des Staatssekretariates für Wirtschaft (SECO).

Obwohl in den letzten Jahren vom Bundesrat und Parlament die ersten Schritte eingeleitet wurden, um das Wachstum in der Schweiz langfristig zu erhöhen, sind die Perspektiven gemäss einem Szenario des Staatssekretariates für Wirtschaft (SECO) nicht besonders erfreulich¹⁸. In dieser aktuellen Untersuchung werden die Wachstumsraten des BIP bis ins Jahr 2048 prognostiziert. Danach wird zwar die Wachstumsrate des BIP in den nächsten Jahren bis auf etwa 2% zunehmen, anschliessend aber kontinuierlich abnehmen, wobei der Tiefpunkt im Jahr 2028 bei etwa 0,4% erreicht wird. Erst ab 2029 wird mit einer erneuten Steigerung gerechnet, wobei im Jahr 2040 mit einer Wachstumsrate von 1% gerechnet wird. Die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate des BIP beträgt für die Periode 2000-2040 bloss 0,9%.

Die OECD hat in ihrem letzten Länderbericht zur Schweiz die Analyse des Wachstumsberichts weitgehend bestätigt. Gemäss OECD ist jedoch zu erwarten, dass das BIP und die Reallöhne in zehn Jahren um 8% höher sein werden, wenn alle vorgesehenen Reformen durchgesetzt werden können. Das entspräche einem zusätzlichen Wachstum von 0,7% pro Jahr¹⁹.

Für die Berechnung der sozialen Zeitpräferenzrate wird aufgrund der SECO-Prognose davon ausgegangen, dass die künftige Wachstumsrate des Konsums 0,9% betragen wird. Wir betrachten dies jedoch als den unteren Wert. Als mögliche Alternative im Sinne der OECD werden wir jedoch auch einen oberen Wert von 1,6% bei den Berechnungen in Betracht ziehen.

6.4 Die Elastizität des Grenznutzens des Konsums

Zur Schätzung der Elastizität des Grenznutzens des Konsums existieren, wie bereits im Kapitel 3 erwähnt, verschiedene Ansätze. In dieser Studie werden zwei dieser Ansätze zur empirischen Schätzung angewendet. Der erste Ansatz, der in der Literatur auch meist zitierte, basiert auf intertemporalen Konsumentscheiden. Der zweite Ansatz basiert auf den in den meisten demokratischen Ländern festzustellende Aversion gegen die Ungleichheit, die in der Steuerprogression zur Geltung kommt.

6.4.1 Ansatz „intertemporale Konsumentscheidungen“

Bei diesem Ansatz wird als Kern der empirischen Untersuchung eine Nachfragefunktion für Nahrungsmittel mit Hilfe von Zeitreihendaten geschätzt. Dabei sind die Modellparameter Preiselastizität und Einkommenselastizität von besonderem Interesse, da sie der Berechnung der Elastizität des Grenznutzens des Konsums dienen.

Datenbasis

Da in Querschnittsdaten oft keine, beziehungsweise ausschliesslich strukturelle Preisvariationen vorhanden sind, werden für die empirische Analyse Zeitreihendaten verwendet.

¹⁷ Wachstumsbericht: Determinanten des Schweizer Wirtschaftswachstums und Ansatzpunkte für eine wachstumsorientierte Wirtschaftspolitik" (2002, SECO).

¹⁸ Scénarios de croissance du BIP à long terme (SECO, 30 janvier 2004)

¹⁹ Das Wachstumspaket des Bundesrates: Detaillierte Beschreibung und Stand der Umsetzung Ende 2004 (SECO, Dezember 2004)

Die Nachfrage nach Nahrungsmitteln eignet sich am besten für eine solche Analyse, da das Kriterium der „*want independence*“ am ehesten erfüllt ist. Dieses Kriterium verlangt, dass keine wichtigen Komplementaritäten zu andern Produktgruppen bestehen. Selvanathan (1988) testete dieses Kriterium auch für grössere Aggregate, und fand, dass es für das Aggregat Nahrungsmittel am besten empirisch akzeptierbar ist. Dies ist auch der Grund, dass in den meisten empirischen Studien, die zur Schätzung der sozialen Zeitpräferenzrate durchgeführt wurden, das Aggregat „Nahrungsmittel“ verwendet worden ist.

Für die Schätzung der Nachfragefunktion wurden Quartalsdaten aus der Nationalen Buchhaltung von 1983 bis 2003²⁰ verwendet. Ein gewisses Problem bestand jedoch darin, dass lange Reihen, welche für die nachfolgende Zeitreihenanalyse eine Notwendigkeit darstellen, nur für Nahrungsmittel inklusive alkoholischer Getränke und Tabakwaren vorhanden sind. Ein Preisindex für diese Produktgruppe existiert aber erst ab 1993. Wir werden deshalb als Preisindex eine gewichtete Summe des Preisindex' für Nahrungsmittel und desjenigen für Alkohol- und Tabakwaren verwenden. Als Proxy für das Einkommen wird der Gesamtkonsum verwendet. Zudem existiert kein Preisindex für alle Nichtnahrungsmittel, so dass wir wiederum ein gewichtetes Mittel aller Preisindizes der Nichtnahrungsmittel verwenden²¹.

Die Bevölkerungszahlen für die Berechnung des Nahrungsmittelkonsums und des Gesamtkonsums pro Kopf sind nur jährlich erhältlich. Es werden deshalb die Jahreswerte als Quartalswerte verwendet, was wegen der geringen Volatilität keinen signifikanten Einfluss haben sollte. Dies bestätigt sich auch in den Schätzresultaten, in dem sich die Elastizitäten für die Werte pro Kopf nur unwesentlich von den Werten für die Gesamtnachfrage unterscheiden.

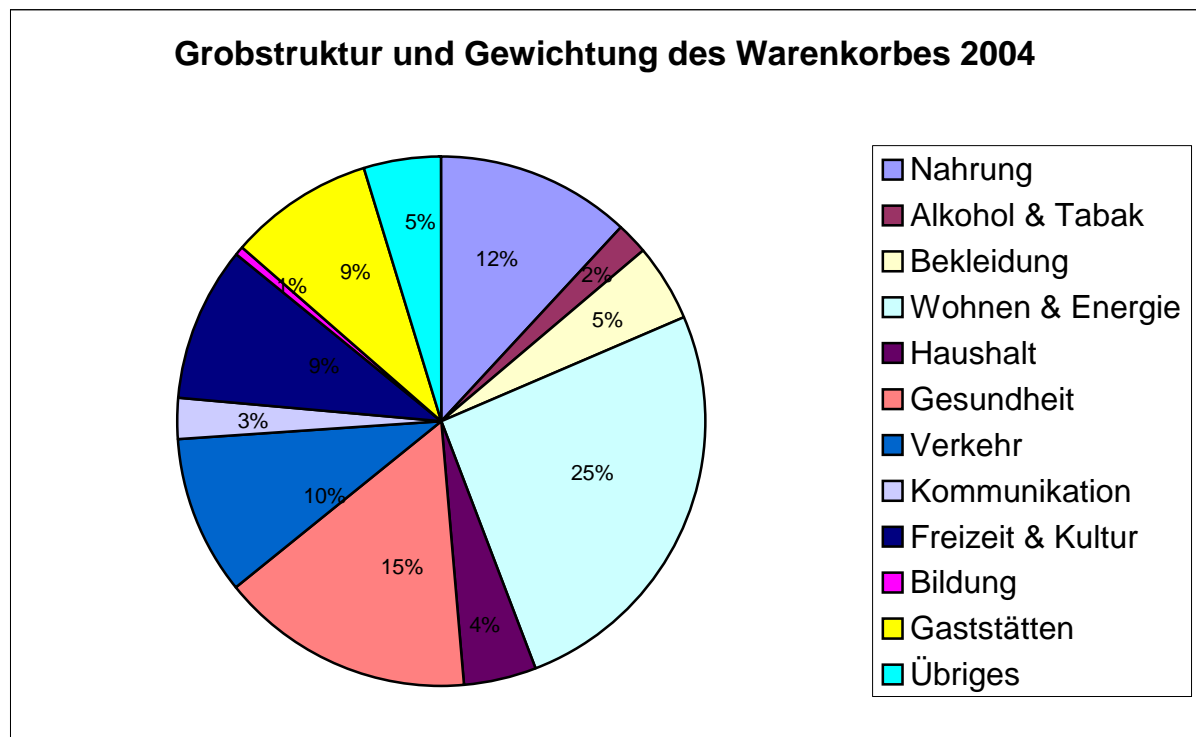
Die verwendeten Daten sind im Anhang tabelliert.

Abbildung 2 zeigt die Grobstruktur des Warenkorb im Jahre 2004. Aus der Abbildung ist ersichtlich, dass auf Nahrungsmittel 12%, auf Alkohol und Tabak jedoch nur 2% der Konsumausgaben entfallen.

²⁰ Vom Staatsekretariat für Wirtschaft (SECO) zu Verfügung gestellt.

²¹ Die Gewichte sind jene vom Mai 2001, so dass die Kalkulation zu diesem Zeitpunkt konsistent mit derjenigen des BfS ist. Für alle andern Jahre bestehen (nur) marginale Differenzen.

Abbildung 2: Grobstruktur und Gewichtung des Warenkorbes 2004



Quelle: Bundesamt für Statistik, Neuchâtel

Empirische Schätzung

Folgende Gleichung dient als Grundlage für die Schätzung (siehe Gleichung 18):

$$\ln C_{real,t} = \ln A + \hat{e}_1 \ln Y_{real,t} + \hat{e}_2 \ln P_{rel,t} + \varepsilon_t \quad (25)$$

C_{real} stellt wiederum die reale Nahrungsmittelnachfrage (pro Kopf), Y_{real} das reale Einkommen (pro Kopf) und P_{rel} der relative Preis der Nahrungsmittel gegenüber des Preises aller Nicht-Nahrungsmittel dar. Ferner steht \hat{e}_1 für die Einkommenselastizität und \hat{e}_2 für die kompensierte Preiselastizität. ε_t ist ein mit den Einflussfaktoren unkorrelierte Grösse. Häufig wird eine allgemeinere Form verwendet (siehe auch Evans und Sezer (2002)):

$$\ln C_{real,t} = \ln A + \hat{e}_1 \ln Y_{real,t} + \hat{e}_2 \ln P_{food,t} + \hat{e}_3 \ln P_{nonfood,t} + \delta \cdot t + \varepsilon_t \quad (26)$$

P_{food} steht für den Nahrungsmittelpreisindex und $P_{nonfood}$ für den Preisindex aller Nicht-Nahrungsmittel. Wenn \hat{e}_2 in dieser Gleichung $-\hat{e}_3$ entspricht, resultiert daraus die vorherige Gleichung (25). Ausserdem ist ein deterministischer Trend vorhanden, welcher kontinuierliche Änderungen der Nachfrage nach Nahrungsmittel über die Zeit modelliert. Äquivalent zu Gleichung (26) ist folgende Variante, welche dann auch in dieser Studie geschätzt wird (Evans und Sezer (2002) schätzen ebenfalls diese Gleichung):

$$\ln C_{real,t} = \ln A + \hat{e}_1 \ln Y_{real,t} + \hat{e}_2 \ln P_{rel,t} + \hat{e}_3 \ln P_{nonfood,t} + \delta \cdot t + \varepsilon_t \quad (27)$$

Die obige Hypothese ($\hat{e}_3 = -\hat{e}_2$ in der Gleichung (26)) entspricht dabei der Hypothese $\hat{e}_3 = 0$. Diese Gleichung wird nun mit den in Abschnitt 5.4.1 beschriebenen Daten geschätzt²².

Das reale Einkommen ist dabei das nominelle Einkommen, dividiert durch den Preisindex aller Konsumgüter:

$$Y_{real} = Y_{nom} / P$$

Der reale Nahrungsmittelkonsum ist entsprechend der nominelle Nahrungsmittelkonsum, dividiert durch den Preisindex der Nahrungsmittel:

$$C_{real} = C_{nom} / P_{food}$$

Der Umgang mit Zeitreihendaten erfordert Methoden, welche sich in einigen Punkten von der „traditionellen“ Statistik unterscheiden. Im Anhang sind deshalb die anschliessend verwendeten Konzepte der Zeitreihenanalyse kurz beschrieben. Insbesondere sind einige auch im Folgenden verwendeten Begriffe erklärt. Gleichzeitig sind dort auch die detaillierten Resultate genau beschrieben. In diesem Abschnitt werden daher nur die zentralen Ergebnisse wiedergegeben.

Tests auf Stationarität zeigen, dass alle verwendeten (logarithmierten) Reihen integriert erster Ordnung sind. Dies bedeutet, dass die Wachstumsraten der Reihen einen stationären Prozess bilden. Regressionen mit den ursprünglichen (logarithmierten) Reihen sind damit nur unter der Voraussetzung sinnvoll, dass die Variablen kointegriert sind. Dies kann auf verschiedene Arten getestet werden. Evans und Sezer (2002) verwenden die Methode von Engle und Granger (1987). Ein Nachteil dieser Methode ist, dass sie nur dann passend ist, wenn genau eine kointegrierende Beziehung vorliegt. Ausserdem können die Schätzungen der Parameter der kointegrierenden Beziehung in kleinen Stichproben in beträchtlichem Masse verzerrt sein, weshalb wir nicht diesen Ansatz wählen.

In dieser Studie wird die Methode von Johansen (1991) verwendet. Diese Methode ermöglicht die Bestimmung der Anzahl kointegrierender Beziehungen und schätzt ausserdem die kurzfristige Dynamik und das langfristige Gleichgewicht simultan. Aus den durchgeführten Tests resultiert, dass genau eine Linearkombination dieser Variablen stationär ist. Ein Fehlerkorrektur-Modell mit einer kointegrierenden Beziehung kann also geschätzt werden. Um deterministische Änderungen der Nachfrage zu berücksichtigen, wird ein Zeittrend in die kointegrierende Beziehung verwendet (siehe auch Evans und Sezer 2002). Zusätzlich werden signifikante Zeitdummies in das Fehlerkorrekturmodell eingefügt.

Als Resultat der Berechnungen erhalten wir die folgende Gleichgewichtsbeziehung zwischen den Variablen²³:

²² Die Zahlenwerte sind im Anhang, Tabelle 5 zusammengestellt.

²³ Evans und Sezer (2002) interpretieren nicht die langfristige (kointegrierende) Beziehung sondern den kurzfristigen Anpassungseffekt. Da das theoretische Modell als Gleichgewichtsbeziehung angesehen werden kann, interpretieren wir die langfristige statistische Gleichgewichtsbeziehung.

$$C_t = 1.74 + 0.62 Y_{rel,t} - 0.37 P_{rel,t} + 0.22 P_{nonfood,t} - 0.0005 t$$

Die Einkommenselastizität beträgt also 0.62, die Preiselastizität -0.37. Diese Werte sind (im Betrag) tiefer als jene von Selvanathan und Selvanathan (1993), welche Werte von 0.97 respektive -0.42 für die Einkommens- respektive Preiselastizität erhalten. Allerdings unterscheiden sie sich statistisch nicht signifikant. Ausserdem sind die Werte von Selvanathan und Selvanathan (1993) im Vergleich mit Studien für andere Länder eher hoch.

Wie erwartet, hat die relative Nachfrage nach Nahrungsmittel in den letzten 20 Jahren abgenommen. Dies ergibt sich aus dem geschätzten negativen Trend.

Für die Berechnung von μ wird die Formel von Frisch (Gleichung 17) verwendet. Dazu muss noch der Anteil der (nominellen) Ausgaben für Nahrungsmittel an den (nominellen) Gesamtausgaben bekannt sein ($= \alpha$).

Für die Schätzung von α wird der durchschnittliche Wert verwendet. Dieser beträgt 17.2 Prozent. Daraus folgt:

$$\mu = \left| \frac{\hat{e}_1(1 - \alpha\hat{e}_1)}{\hat{e}_2} \right| = \left| \frac{0.62(1 - 0.172 \cdot 0.62)}{-0.37} \right| = 1.50$$

Dieser Wert stimmt sehr gut mit dem Wert überein, der in der neueren Studie für Grossbritannien ermittelt wurde.

Allgemein zeigt sich, dass die empirischen Resultate in dem Sinne stabil sind, dass Änderungen der Spezifikationen meist zu im statistischen Sinne nicht signifikanten Veränderungen der Parameter führen. Andererseits können diese Veränderungen einen beträchtlichen Effekt auf den Wert von μ und damit auf den Wert des sozialen Diskontfaktors haben²⁴.

Es stellt sich nun die Frage, ob obige Gleichung als kausale Beziehung betrachtet werden kann. Diese Frage geht einher mit der Identifikation von Angebots- und Nachfragekurve. Grangers Kausalitätstests ergeben, dass auf niedrigem Signifikanzniveau kurzfristig sowohl die Preise auf Nachfrageschwankungen als auch die Nachfrage auf Preisschwankungen reagieren. Das bedeutet allerdings nicht, dass die Koeffizienten in der langfristigen Beziehung nicht als Elastizitäten interpretiert werden können. Der Anpassungskoeffizient für die Preise ist nicht signifikant verschieden von Null (auf dem 5% Signifikanzniveau) und ausserdem relativ klein, verglichen mit dem Anpassungskoeffizienten für die Nachfrage nach Nahrungsmittel. Dies unterstützt die Interpretation der Koeffizienten als Elastizitäten²⁵.

²⁴ Ein Vertrauensintervall für den Diskontsatz wäre also sehr breit, insbesondere wenn man berücksichtigt, dass auch die Tests zur Modellselktion durch die Verwendung eines bestimmten Signifikanzniveau unvermeidbare Unsicherheit beinhaltet.

²⁵ Dass die Preise nicht direkt auf Abweichungen vom Gleichgewicht reagieren heisst nicht, dass langfristig keine Abhängigkeit bestehen kann. Dies wäre prinzipiell nur dann der Fall, wenn auch die zeitlich verzögerten Differenzen der andern Variablen nicht signifikant wären. Evans und Sezer (2002) erwähnen das Problem der Identifikation in ihrer Studie, geben aber eher nicht zufriedenstellende Argumente als Rechtfertigung ihres Ansatzes.

6.4.2 Ansatz „Steuerprogression“

Datenbasis

Ebenso wie Evans und Sezer (2004) verwenden wir zur Schätzung des steuerprogressionsbasierten μ die durch die OECD (www.oecd.org/taxation) aufbereiteten Daten. Da unsere Resultate auf den aktuellsten Werten aus dem Jahr 2003 beruhen, ergeben sich kleine Abweichungen zu den von Evans und Sezer (ibd.) in Tabelle 2 ausgewiesenen Ergebnissen.

Empirische Schätzung

Wie schon in Abschnitt 2.4 dargestellt, kann μ grundsätzlich für jedes beliebige Einkommen aus dem durchschnittlichen Steuersatz und dem Grenzsteuersatz nach Formel (25) geschätzt werden.

Nachfolgend wird μ beispielhaft für eine alleinstehende Person ohne Kinder, welche in der verarbeitenden Industrie in der Schweiz zu 100% abhängig beschäftigt ist und ein durchschnittliches Einkommen (average personal wage „APW“) erzielt, berechnet:

$$\mu = \frac{\ln(1 - t(Y))}{\ln(1 - \frac{T(Y)}{Y})} = \frac{\ln\left(1 - \frac{29.7}{100}\right)}{\ln\left(1 - \frac{21.2}{100}\right)} = 1.48$$

Die Werte für den durchschnittlichen Steuersatz und für den Grenzsteuersatz in der Schweiz sind Tabelle 4 entnommen, in der die entsprechenden Werte auch für einige ausgewählte Länder zusammengestellt sind.

Tabelle 4: Länderüberblick über steuerprogressionsbasierte Berechnungen der SDR

OECD 2003	Marginale Einkommens- steuer in %				Durchschnittliche Einkom- menssteuer in %				μ für verschiedene APW				Durch- schnitt. μ
	67%	100%	133%	167%	67%	100%	133%	167%	67%	100%	133%	167%	
Australien	31.5	31.5	48.5	48.5	20.2	24.0	29.0	32.9	1.68	1.38	1.94	1.66	1.66
Österreich	42.1	42.6	49.8	49.8	22.7	28.9	32.1	35.7	2.12	1.63	1.78	1.56	1.77
Kanada	27.5	35.0	31.1	39.4	19.3	24.6	26.2	27.6	1.50	1.53	1.23	1.55	1.45
Frankreich	47.6	32.8	35.6	35.6	20.4	26.8	29.2	30.5	2.83	1.27	1.27	1.21	1.65
Deutschland	51.3	58.0	56.5	63.2	35.5	41.9	46.1	48.8	1.64	1.60	1.35	1.49	1.52
Holland	46.3	45.4	45.4	52.0	27.6	34.0	32.9	35.1	1.93	1.46	1.52	1.70	1.65
Schweiz	23.4	29.7	34.2	35.5	18.3	21.2	23.8	25.9	1.32	1.48	1.54	1.46	1.45
UK	33.0	33.0	33.0	23.0	20.0	24.3	26.5	26.9	1.79	1.44	1.30	0.83	1.34
USA	29.1	29.1	39.1	39.1	21.5	24.1	27.2	29.6	1.42	1.25	1.56	1.41	1.41

Zusätzlich sind in Tabelle 4 auch die μ 's für eine ansonsten identische Person, die 67%, beziehungsweise 133% und 167% des APW verdient, ausgewiesen.

Für die Schweiz liegen die vier berechneten μ 's alle in einem relativ kleinen Intervall zwischen 1.32 und 1.54, wie dies eigentlich auch zu erwarten war. Analog zu Evans und Sezer (ibd.) wird zusätzlich aus den vier Einkommenskategorien ein durchschnittliches μ – für die Schweiz mit dem Wert 1.45 -

geschätzt, welcher von uns für die steuerprogressionsbasierte Berechnung der SDR favorisiert wird. Ganz analog werden auch die μ 's anhand der marginalen und durchschnittlichen Einkommensteuer für Personen berechnet, welche ein Einkommen tiefer oder höher als 100% des APW erzielen.

Die für die Schweiz ausgewiesenen Werte sind am ehesten mit den Werten für die USA vergleichbar. Diese Ähnlichkeit zeigt auch das Mass der Progression, welches definiert ist als die Differenz zwischen der Top-Marginal-Rate und der durchschnittlichen Rate, die ein Arbeiter in der verarbeitenden Industrie zu zahlen hat (18,1 für die USA und 20,3 für die Schweiz).

In der Schweiz führte die autonome Ausgestaltung des Steuersystems (sowohl bezüglich Steuersatz wie auch der Progression) durch die Kantone und Gemeinden jedoch zu einem stark heterogenen fiskalischen Föderalismus, der sich insbesondere anhand grosser Unterschiede in der Einkommensbesteuerung zeigt. Deshalb ist die Kritik, wie weiter oben bereits angesprochen, dass die Steuerheterogenität die Berechnung eines Masses für die durchschnittliche Aversion gegen Ungleichheit erschwert, durchaus berechtigt. Die Aversion gegen die Ungleichheit ist in der Schweiz nicht überall gleich gross.

Dazu nur ein kleines Beispiel aus dem Jahr 2002: Während ein verheirateter, abhängig Beschäftigter mit einem Bruttoeinkommen von CHF 80.000 als Summe der kantonalen und kommunalen Einkommenssteuern in der Stadt Zug 4.3% dem Fiskus abtreten musste, waren es in der Stadt Bern rund 10.3% (Daten sind vom Bundesamt für Statistik auf ihrer Website zur Verfügung gestellt).

Doch sind nicht nur interkantonale Differenzen mitunter massiv, auch zwischen den Gemeinden des gleichen Kantons bestehen zum Teil grosse Unterschiede, weil diese meistens die kommunalen Steuern als Produkt der (vorgegebenen) kantonalen Steuersätze und einem autonom festgelegten Multiplikator (tax shifter) erheben können. Als Beispiel und Illustration für diese Unterschiede sind in Abbildung 3 die Steuerfüsse (ohne Kirchen) der 171 Gemeinden des Kantons Zürich visualisiert (Steuerperiode 2003/2004 in Prozent der kantonalen Steuern).

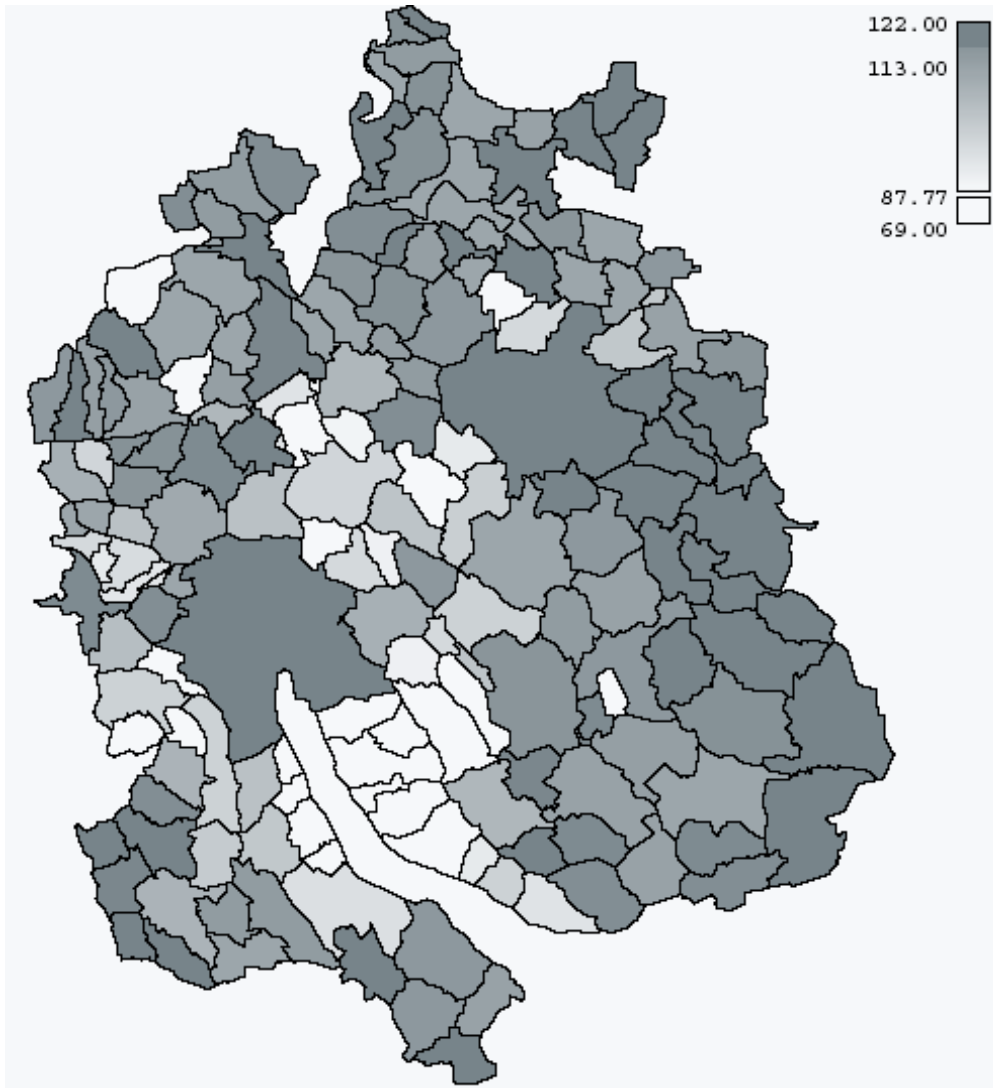
Die Angaben in Abbildung 3 stammen vom Statistischen Amt des Kantons Zürich. Der Mittelwert beträgt 109 Prozentpunkte und die Varianz 200.

Wegen der grossen Steuerheterogenität ist die Bildung von Durchschnittswerten für die durchschnittliche und für den Grenzsteuersatz etwas problematisch. Zudem ist wegen der sehr knappen Dokumentation der OECD-Daten auch nicht klar, wie die Schweizer Durchschnittswerte berechnet worden sind.

Die Werte sind jedoch durchaus plausibel, zumal sie auch für die Stadt Zürich gültig sein dürften. Zudem dürfte sich das Steuersystem in den übrigen vier Grosstädten der Schweiz wie auch in der Mehrheit der übrigen Gemeinden in der Schweiz vom Steuersystem in Zürich kaum wesentlich unterscheiden.

Zusammenfassend ist der mit diesem Ansatz ermittelte Mittelwert für die Elastizität des Grenznutzens des Konsums wegen der Heterogenität der Steuerprogression in der Schweiz unserer Meinung nach mit etwas Vorsicht zu betrachten, obwohl sie mit dem Wert, der mit Hilfe des ersten Ansatzes errechnet wurde, erstaunlich gut übereinstimmt.

Abbildung 3: Steuerfüsse 2003/2004 in Prozent der einfachen Staatsteuer der Zürcher Gemeinden



Quelle: Statistisches Amt des Kantons Zürich.

7 Berechnung der sozialen Zeitpräferenzrate

Im letzten Kapitel wurden alle Komponenten, die für die Berechnung der sozialen Zeitpräferenzrate notwendig sind, ermittelt. Es sind dies:

- die "pure" Zeitpräferenzrate δ , bzw. die Überlebenswahrscheinlichkeit π
- die Wachstumsrate des Konsums g und
- die Elastizität des Grenznutzens des Konsums μ

Für δ wurde ein Wert von 0.0086 ermittelt, π ist demnach gleich 0.9914.

Bezüglich der künftigen Wachstumsrate des Konsums gehen wir aufgrund der Überlegungen in Kapitel 5 von einem unteren Wert von 0,9% und von einem oberen Wert von 1,6 aus. Das heisst wir gehen von einer Spannungsbreite von 0,9 bis 1,6% aus.

$$g_u = 0.009 \text{ und } g_o = 0.016$$

Für die Elastizität des Konsums wurde ein Wert von 1.5 ermittelt (Ansatz „intertemporale Konsument-scheidungen“, im Abschnitt 5.4.1).

Für die Berechnung der sozialen Zeitpräferenzrate wird Gleichung (26) verwendet:

$$S = (1 + g)^\mu \cdot \left(\frac{1}{\pi}\right) - 1 \quad (26)$$

Obige Werte der Parameter in diese Gleichung eingesetzt ergibt:

$$S_u = (1 + 0.009)^{1.5} \cdot \left(\frac{1}{0.9914}\right) - 1 = 1.0223 - 1 = 0.0223, \text{ beziehungsweise:}$$

$$S_o = (1 + 0.016)^{1.5} \cdot \left(\frac{1}{0.9914}\right) - 1 = 1.0330 - 1 = 0.0330$$

Die soziale Zeitpräferenzrate für die Schweiz liegt demnach zwischen 2,2 und 3,3%.

Diese Werte ergeben sich aufgrund der Annahme, dass das repräsentative Individuum vollkommen egoistisch handelt (vergleiche Abschnitt 5.2). Wird jedoch davon ausgegangen, dass die Handlungsweise des Individuums nur zu 75% von egoistischen Motiven geleitet wird, was eher der Realität entsprechen dürfte, dann erhalten wir Werte von 2,0 beziehungsweise 3,1%.

8 Schlussfolgerungen

Ziel der vorliegenden Arbeit war die Herleitung eines einheitlichen sozialen Diskontsatzes für die kosten-nutzen-analytische Bewertung von Verkehrsinfrastrukturinvestitionen in der Schweiz. Die ökonomischen Berechnungen ergaben einen Wert zwischen 2,0 und 3,1% für die soziale Diskontrate, wobei angenommen wurde, dass die langfristige Wachstumsrate des Konsums zwischen 0,9 und 1,6% liegt. Die Spannweite ist relativ gross, ist jedoch auf die Unsicherheit bezüglich des künftigen Wachstums des BIP und damit des Konsums zurückzuführen. Dabei geht der untere Wert auf die Prognose des SECO und der obere Wert auf eine optimistische Prognose der OECD für die Wachstumsrate des BIP zurück. Bei dieser optimistischen Prognose wird allerdings vorausgesetzt, dass alle vorgeschlagenen Massnahmen zur Überwindung der Wachstumsschwäche überwunden werden können.

Es gibt gute Gründe anzunehmen, dass dies nicht vollumfänglich gelingen wird. Dies ist auch die Meinung des SECO: „ es wäre zu optimistisch, auf eine günstigere als die erwartete Entwicklung zu zählen“²⁶. Aus diesem Grund und weil wir der SECO-Prognose mehr Vertrauen entgegenbringen, denken wir, dass der untere Schätzwert realistischer ist. Wir schlagen deshalb vor, dass für die Bewertung von Infrastrukturprojekten (Schiene und Strasse) ein **Diskontsatz von 2%** verwendet wird.

Dieser Wert ist plausibel für die Schweiz, aber auch plausibel im internationalen Vergleich.

Da die Herleitung unabhängig von der Projektart erfolgte, ist dieser Diskontsatz grundsätzlich bei der Bewertung aller öffentlichen Investitionen anwendbar.

Bei partiellen Sensitivitätsanalysen werden für einzelne Parameter meistens drei Werte verwendet: ein tiefer, ein mittlerer und ein hoher Wert. Da in der vorliegenden Studie für den Diskontsatz ein relativ tiefer Wert ermittelt wurde, schlagen wir vor, dass im Rahmen einer Sensitivitätsanalyse nur ein alternativer Wert verwendet wird, der höher ist als 2%. Dieser Wert sollte 3% betragen. Dabei gehen wir von der optimistischen Annahme aus, dass die künftige Wachstumsrate des Konsums bei 1,6% liegt.

Im weiteren sollte die soziale Diskontrate periodisch aktualisiert werden, damit relevante makroökonomische Entwicklungen rechtzeitig berücksichtigt werden können (Pro Kopf-Wachstum des BIP, und des Konsums, demographische Entwicklung). Wir denken, dass eine solche Aktualisierung alle fünf Jahre erfolgen müsste, wobei als wichtigste Grundlage jeweils eine aktuelle prospektive Studie über die künftige wirtschaftliche Entwicklung dienen sollte.

²⁶ Das Wachstumspaket des Bundesrates: Detaillierte Beschreibung und Stand der Umsetzung Ende 2004, (SECO, Dezember 2004)

9 Anhang

In diesem Abschnitt sind die detaillierten Resultate zu den Tests auf Einheitswurzel, den Kointegrationstests und den Schätzungen enthalten. Zum Verständnis der Tests und der in diesem Bericht vorgestellten empirischen Untersuchung sind grundsätzliche Kenntnisse der Zeitreihenanalyse voraus zu setzen. Es werden deshalb zusätzlich einige wichtige Konzepte erläutert.

Die Abhandlung ist natürlich in keiner Weise als abschliessend zu betrachten, auch besteht kein Anspruch auf mathematische Rigorosität. Für eine eher intuitive Einführung in die angewandte Zeitreihenanalyse kann Enders (2004) empfohlen werden, etwas höhere mathematische Ansprüche stellt beispielsweise Hamilton (1994). Eine rigorose Darstellung bietet Brockwell und Davies (1991). Als Referenzliteratur im Zusammenhang mit nicht stationären Zeitreihen und insbesondere Fehlerkorrekturmodellen gilt das Buch von Banarjee et al. (1993).

Vorgängig sind in Tabelle 5 die zu Grunde liegenden Daten aufgelistet. Die saisonalen Effekte sind jeweils mit dem Census X12 Filter bereinigt worden. $C_{nom,CH}$ ist dabei der nominelle, gesamtwirtschaftliche Nahrungsmittelkonsum (inkl. Alkohol und Tabak), $Y_{nom,CH}$ der nominelle gesamtwirtschaftliche Konsum aller Güter, P der Preisindex aller Konsumgüter, P_{food} der Preisindex der Nahrungsmittel (gewichtetes Mittel aus dem Preisindex für alkoholische Getränke und Tabak und dem Preisindex für Nahrungsmittel) und $P_{nonfood}$ ist der Preisindex für alle Güter ausser Nahrungsmittel, alkoholische Getränke und Tabak.

Tabelle 5: Datengrundlage

Zeit	$C_{nom,CH}$ (in Mio)	$Y_{nom,CH}$ (in 1000)	P	P_{food}	$P_{nonfood}$	pop (in 1000)
1983:1	6599.7	33548.8	67.8	66.4	76.6	6428
1983:2	6498.3	33217.9	68.3	67.0	77.1	6428
1983:3	6659.4	33713.2	69.0	67.6	77.9	6428
1983:4	6715.4	34130.4	69.3	67.9	78.6	6428
1984:1	6831.7	34599.5	69.8	68.3	79.0	6456
1984:2	6900.8	35078.2	70.4	69.0	79.9	6456
1984:3	6893.8	35388.9	71.0	69.5	80.6	6456
1984:4	6929.5	35563.1	71.6	70.1	80.9	6456
1985:1	7050.1	36123.8	72.6	71.0	82.1	6485
1985:2	7146.8	36617.4	72.9	71.5	82.2	6485
1985:3	7259.1	37009.7	73.3	72.0	81.7	6485
1985:4	7321.3	37530.6	73.7	72.4	82.2	6485
1986:1	7327.2	37665.4	73.6	72.2	82.4	6523
1986:2	7304.7	37950.2	73.6	72.2	82.7	6523
1986:3	7294.8	38222.2	73.7	72.2	83.4	6523
1986:4	7428.8	38380.1	73.8	72.4	83.0	6523
1987:1	7302.7	38638.8	74.3	72.9	83.0	6567
1987:2	7497.2	39216.1	74.5	73.1	82.9	6567
1987:3	7580.1	39549.4	74.9	73.5	84.0	6567
1987:4	7648.4	40200.1	75.3	73.9	84.1	6567

Zeit	$C_{nom,CH}$ (in Mio)	$Y_{nom,CH}$ (in 1000)	P	P_{food}	$P_{nonfood}$	pop (in 1000)
1988:1	7713.1	40320.7	75.5	74.1	84.7	6620
1988:2	7408.4	40211.0	75.9	74.5	85.2	6620
1988:3	7639.1	40886.4	76.3	74.9	85.1	6620
1988:4	7680.6	41411.8	76.6	75.2	85.5	6620
1989:1	7677.2	42073.4	77.2	76.0	85.1	6674
1989:2	7768.8	42599.7	78.0	76.8	85.8	6674
1989:3	7879.6	43228.5	78.6	77.4	86.5	6674
1989:4	7906.0	43773.5	79.9	78.6	87.8	6674
1990:1	8116.0	44540.1	80.9	79.6	89.5	6751
1990:2	8289.7	45255.5	81.7	80.4	90.5	6751
1990:3	8297.7	46038.9	83.1	81.8	91.7	6751
1990:4	8438.0	46867.4	84.5	83.4	92.1	6751
1991:1	8707.3	48066.0	85.7	84.5	93.7	6843
1991:2	8528.0	48928.0	87.0	85.8	94.6	6843
1991:3	8750.9	49645.3	88.3	87.3	95.3	6843
1991:4	8835.5	50678.5	89.2	88.2	95.8	6843
1992:1	8835.8	51091.3	90.1	89.3	95.2	6908
1992:2	8912.5	51357.3	91.1	90.5	95.1	6908
1992:3	8808.6	51417.7	91.7	91.2	94.6	6908
1992:4	8835.3	51721.2	92.6	92.2	95.1	6908
1993:1	8634.3	51631.5	93.5	93.3	94.8	6969
1993:2	8818.1	52388.9	94.4	94.3	94.8	6969
1993:3	8791.3	53082.8	94.9	94.9	94.6	6969
1993:4	8833.6	52887.6	95.1	95.0	95.2	6969
1994:1	8950.1	53443.8	95.2	95.2	95.0	7019
1994:2	8728.9	53235.2	95.1	95.1	94.9	7019
1994:3	8928.7	53706.2	95.4	95.4	95.8	7019
1994:4	8936.3	53800.4	95.6	95.5	95.8	7019
1995:1	8973.8	54185.6	96.5	96.6	96.2	7062
1995:2	9079.0	54838.3	97.0	97.1	96.1	7062
1995:3	9140.0	54856.4	97.3	97.5	96.4	7062
1995:4	8924.1	54706.2	97.4	97.7	95.9	7062
1996:1	9078.3	55366.2	97.6	97.8	95.9	7081
1996:2	8979.2	55065.7	97.8	98.0	96.3	7081
1996:3	8941.3	55082.7	98.0	98.2	96.1	7081
1996:4	9028.5	55665.7	98.2	98.6	96.0	7081
1997:1	9047.0	56013.1	98.3	98.6	96.4	7097
1997:2	9088.5	56359.5	98.3	98.6	96.7	7097
1997:3	9135.6	56354.4	98.3	98.6	97.0	7097
1997:4	9228.5	57307.9	98.4	98.5	97.9	7097
1998:1	9165.5	57245.5	98.2	98.3	97.8	7124
1998:2	9309.6	57721.8	98.2	98.3	97.8	7124
1998:3	9285.7	58049.3	98.4	98.5	97.9	7124
1998:4	9333.4	58280.2	98.3	98.3	98.1	7124

Zeit	$C_{nom,CH}$ (in Mio)	$Y_{nom,CH}$ (in 1000)	P	P_{food}	$P_{nonfood}$	pop (in 1000)
1999:1	9447.9	58365.3	98.6	98.7	98.1	7164
1999:2	9285.1	58915.9	98.7	98.8	98.0	7164
1999:3	9540.0	59664.1	99.3	99.4	98.3	7164
1999:4	9608.8	60359.5	99.5	99.6	98.6	7164
2000:1	9573.4	60836.8	100.0	100.1	99.2	7204
2000:2	9643.0	60862.9	100.0	100.0	99.7	7204
2000:3	9726.2	61667.4	100.6	100.7	100.1	7204
2000:4	9652.4	62057.0	100.9	101.0	100.2	7204
2001:1	9777.6	62699.6	100.9	101.0	100.4	7261
2001:2	9866.9	63161.7	101.4	101.4	101.4	7261
2001:3	9879.3	63298.1	101.6	101.5	102.4	7261
2001:4	10059.9	63089.5	101.3	101.0	103.1	7261
2002:1	10222.4	63453.2	101.5	101.1	104.2	7314
2002:2	9939.6	63678.9	102.0	101.7	103.8	7314
2002:3	10058.2	63768.2	102.0	101.7	104.0	7314
2002:4	10122.8	64127.1	102.3	102.0	104.2	7314
2003:1	10131.1	64353.0	102.6	102.4	104.6	7364
2003:2	10220.6	64392.7	102.5	102.1	105.1	7364
2003:3	10336.8	64672.6	102.5	102.0	105.6	7364

9.1 Stationarität

In der Statistik wird vielfach davon ausgegangen, dass die einzelnen Elemente einer Stichprobe aus der selben Verteilung stammen, jedoch unabhängig voneinander sind. Die Zufallsvariablen (X_1, X_2, \dots, X_T) können beispielsweise multivariat normalverteilt mit folgender diagonaler Varianz-Kovarianzmatrix sein:

$$\begin{pmatrix} Var(X_1) & Cov(X_2, X_1) & \dots & Cov(X_T, X_1) \\ Cov(X_1, X_2) & Var(X_2) & \dots & Cov(X_T, X_2) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Cov(X_1, X_T) & Cov(X_2, X_T) & \dots & Var(X_T) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma^2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sigma^2 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sigma^2 \end{pmatrix}$$

Man sieht, dass alle Kovarianzen²⁷ gleich Null sind. Dies folgt direkt aus der Unabhängigkeit. Basierend darauf können Aussagen über die theoretische Verteilung der Schätzungen getroffen werden. Mit Hilfe des Zentralen Grenzwertsatzes kann zum Beispiel gezeigt werden, dass der empirische (geschätzte) Mittelwert einer Zufallsvariable asymptotisch normalverteilt ist um den 'wahren' Mittelwert.

In der Zeitreihenanalyse kann die Annahme der Unabhängigkeit nicht getroffen werden. Das diesjährige Wirtschaftswachstum hängt beispielsweise vom letztjährigen Wirtschaftswachstum ab. Für obiges Beispiel wären also die Zufallsvariablen nach wie vor normalverteilt, die Varianz-Kovarianz Matrix ist

²⁷ Die Varianzen sind ein Spezialfall von Kovarianzen da $Var(X_t) = Cov(X_t, X_t)$. Hier sind die Kovarianzen gemeint, welche nicht auf der Diagonalen liegen.

jedoch nicht mehr diagonal. Trotzdem ist es möglich, gewisse theoretische Eigenschaften der Schätzungen abzuleiten. Der Erwartungswert und die Struktur der Varianz-Kovarianz Matrix müssen aber gewisse Eigenschaften aufweisen. Diese werden unter dem Begriff 'stationär' zusammengefasst.

Definition der Stationarität:

Eine Folge von Zufallsvariablen $\{X_t\}$ für $t \in \mathbb{Z}$ ist stationär, falls $E(X_t) = \text{konstant}$ und $\text{Cov}(X_t, X_{t+h}) = \gamma_h$ für alle $t, h \in \mathbb{Z}$.

Bei einer stationären Zeitreihe sind also die ersten beiden Momente unabhängig von der Zeit: Der Mittelwert ist konstant und die Kovarianz hängt nur vom Abstand h zwischen zwei Zeitpunkten ab. Während der Mittelwert unverändert zum obigen Beispiel ist, hat die Varianz-Kovarianz Matrix folgende Struktur²⁸:

$$\begin{pmatrix} \text{Var}(X_1) & \text{Cov}(X_2, X_1) & \cdots & \text{Cov}(X_T, X_1) \\ \text{Cov}(X_1, X_2) & \text{Var}(X_2) & \cdots & \text{Cov}(X_T, X_2) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{Cov}(X_1, X_T) & \text{Cov}(X_2, X_T) & \cdots & \text{Var}(X_T) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma^2 & \gamma_1 & \cdots & \gamma_{T-1} \\ \gamma_1 & \sigma^2 & \cdots & \gamma_{T-2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \gamma_{T-1} & \gamma_{T-2} & \cdots & \sigma^2 \end{pmatrix}$$

Die einzelnen Elemente der Zeitreihe sind also nicht unabhängig, aber die Struktur der Zeitreihe verändert sich nicht mit der Zeit. Das Bruttoinlandprodukt ist also keine stationäre Zeitreihe, da deutlich ein positiver Trend zu sehen ist und damit der Erwartungswert zunimmt mit der Zeit. Hingegen ist es wahrscheinlicher, dass die Wachstumsrate des Bruttoinlandproduktes eine stationäre Zeitreihe ist.

Es kann nun gezeigt werden, dass Regressionen mit stationären Zufallsvariablen asymptotisch (das heisst für eine grosse Anzahl Beobachtungen) ähnliche Eigenschaften besitzen wie Regressionen mit unabhängigen Zufallsvariablen.

9.2 Nicht stationäre Zeitreihen

Viele ökonomische Zeitreihen folgen jedoch einem 'Trend', sind demnach nicht stationär. Das Bruttoinlandprodukt, der Konsumentenpreisindex, aber auch die in dieser Studie betrachteten nachgefragten Mengen nach Nahrungsmittel sind Beispiele dafür. Es werden meist zwei grundsätzliche verschiedene Möglichkeiten in Betracht gezogen, dass Variablen einen 'Trend' aufweisen: Die eine Variante ist, dass die Variable um einen Trend schwankt welcher nicht von zufälligen Einflüssen abhängig ist (sogenannt deterministisch). X_t ist hier die (nicht stationäre) beobachtete Zufallsvariable, α und β sind deterministische Konstanten, t ist der Zeitindex und ε_t eine beliebige stationäre Zufallsvariable.

$$X_t = \alpha + \beta t + \varepsilon_t$$

Wenn man hier die deterministische Komponente von der abhängigen Variable subtrahiert, weist die Variable keinen Trend mehr auf. Diese Eigenschaft wird 'trend-stationär' genannt.

²⁸ Nach der obigen Definition ist die Stationarität nur für Zufallsvariablen X_t mit $t \in \mathbb{Z}$ definiert. Die endliche Folge im Beispiel kann in diesem Sinne als Teil einer solchen Folge betrachtet werden.

Die zweite Möglichkeit ist ein Modell der nachstehenden Form. X_t ist wiederum die beobachtete Grösse, α eine Konstante und ε_t eine stationäre Zufallsvariable.

$$X_t = \alpha + X_{t-1} + \varepsilon_t \Leftrightarrow \Delta X_t = X_t - X_{t-1} = \alpha + \varepsilon_t$$

„ Δ “ ist der sogenannte ‚Differenzenoperator‘ und bezeichnet jeweils die Veränderung zur Vorperiode. Die Veränderung der abhängigen Variable besteht aus einer Konstanten und zufälligen Komponenten. Wenn beispielsweise die Konstante positiv ist, erwartet man, dass X_t von einer Periode zur andern wächst. Sie wird immer grösser im Zeitverlauf, weist also auch einen ‚Trend‘ auf. Ein Prozess dieser Art wird auch als ‚Random Walk with Drift‘ bezeichnet²⁹. Wenn man jedoch die Veränderung zur Vorperiode ΔX_t anschaut, sieht man, dass diese einen stationären Prozess bilden. Diese Eigenschaft wird ‚differenzen-stationär‘ oder ‚integriert der Ordnung eins, $I(1)$ ‘ genannt. Im Gegensatz zum obigen Modell kann man nicht einfach einen deterministischen Trend subtrahieren, um zu einem stationären Modell zu kommen.

9.3 Stationaritätstests

Es ist nun entscheidend bei der Modellierung von Zeitreihen, ob die Reihen trend-stationär oder differenzen-stationär sind. Diese Eigenschaften können mit sogenannten Tests auf Einheitswurzel (Unit-Root Tests³⁰) bestimmt werden. Dabei wird eine Regression der folgenden Form ausgeführt³¹:

$$X_t = \alpha + \beta t + \rho X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Häufig wird diese Gleichung umgeformt in dem man auf beiden Seiten der Gleichung X_{t-1} subtrahiert:

$$X_t - X_{t-1} = \Delta X_t = \alpha + \beta t + (\rho - 1)X_{t-1} + \varepsilon_t$$

Wenn die Schätzung von $(\rho - 1)$ signifikant kleiner ist als Null (und damit das geschätzte ρ signifikant kleiner ist als eins) und β grösser null ist, ist die Zeitreihe trend-stationär³². Wenn ρ nicht signifikant unterschiedlich von eins ist der Prozess nicht stationär. In diesem Fall wird ein neuer Test mit der differenzierten Variablen ΔX_t durchgeführt:

$$\Delta X_t = \alpha + \beta t + \rho \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t$$

²⁹ Ein ‚Random Walk‘ liegt auch vor, wenn α gleich null ist. Es ist dann kein langfristiger Trend zu beobachten, trotzdem ist der Prozess nicht stationär, da die unbedingte Varianz mit der Zeit zunimmt.

³⁰ Dieser Name kommt daher, dass man testet, ob die Wurzel des charakteristischen Polynoms der geschätzten Differenzgleichung im Betrag signifikant unterschiedlich von eins ist.

³¹ ε_t ist häufig autokorreliert. Es gibt verschiedene Möglichkeiten, dies zu berücksichtigen. Dickey und Fuller (1979) schlagen eine um gelaggte Differenzen erweiterte Schätzung vor. Dieser Test wird als ‚augmented Dickey-Fuller-Test‘ (ADF-Test) bezeichnet. Alternativ kann beispielsweise die nicht-parametrische Korrektur von Phillips und Perron (1988) durchgeführt werden.

³² Es kann gezeigt werden, dass unter der Voraussetzung dass $\rho \neq 1$ genau eine stationäre Lösung der Gleichung existiert. Nur wenn $\rho < 1$ ist diese Lösung sogenannte ‚kausal‘. Das bedeutet, dass vergangene ‚Schocks‘ mit der Zeit abklingen. Diese Eigenschaft weisen ökonomische Zeitreihen im Allgemeinen auf.

Wenn hier das geschätzte ρ im Betrag kleiner als eins und β nicht signifikant von Null verschieden ist, ist der Prozess differenzen-stationär. Häufig wird die obige Schätzung ohne Einbezug des deterministischen Trends durchgeführt. Dies vor allem dann, wenn nach rein optischer Betrachtung kein ‚Trend‘ zu sehen ist.

Es muss beachtet werden, dass sich die Verteilung der Schätzwerte bei Tests auf Einheitswurzel im Allgemeinen von einer ‚standard‘ t-Verteilung unterscheidet, falls eine Einheitswurzel vorliegt (ρ gleich eins ist). Dickey und Fuller (1979) haben die wichtigsten Quantile der korrekten Verteilung tabelliert. Es soll hier erwähnt werden, dass man heute davon ausgeht, dass die meisten makroökonomischen Zeitreihen differenzen-stationär sind, so zum Beispiel das (saisonal angepasste) Bruttoinlandsprodukt und dessen Komponenten oder auch der Konsumentenpreisindex. Hingegen werden Zinsspreads vielfach als stationär angesehen. Zeitreihen mit saisonalen Effekten sind nicht stationär, weshalb diese Effekte zuerst mit passenden Methoden beseitigt werden. Dies geschieht häufig, so auch in dieser Studie, mit dem Census X12 Filter vom National Bureau of Economic Research (NBER) der USA.

Nachfolgende Tabellen zeigen die Tests auf Einheitswurzel für die (saisonal angepassten) in der Schätzung verwendeten Variablen. Die Variablen sind hier und für alle nachfolgenden Untersuchungen mit dem natürlichen Logarithmus transformiert worden. Diese Transformation stabilisiert einerseits die Varianz, andererseits können die Koeffizienten dann als Elastizitäten interpretiert werden. Es ist zu sehen, dass keine der Variablen stationär ist. Die Nullhypothese der ‚Nicht-Stationarität‘ kann (für übliche Signifikanzniveaux) nie abgelehnt werden³³.

Tabelle 6: Tests auf Einheitswurzel für die logarithmierten Niveau Variablen

Nullhypothese: $\ln C_{real}$ weist Einheitswurzel auf (ist nicht stationär)			
Exogene Komponenten in der Regression: Konstante			
Lag Länge: 2 (Basierend auf AIC)			
		t-Wert	p-Wert
ADF Test Statistik		-3.26	0.08
Kritische Werte:	1% level	-3.51	
	5% level	-3.47	

Nullhypothese: $\ln P_{nonfood}$ weist Einheitswurzel auf (ist nicht stationär)			
Exogene Komponenten in der Regression: Konstante, Linearer Trend			
		t-Wert	p-Wert
Phillips-Perron Test Statistik		-0.36	0.98
Kritische Werte:	1% level	-4.07	
	5% level	-3.46	

³³ Die detaillierten Resultate der Schätzgleichung sind für diese Schlussfolgerung irrelevant und werden deshalb hier nicht ausgewiesen. Für $P_{nonfood}$ wurde ein Phillips-Perron Test gemacht. Dies weil die Selektion mit dem AIC Kriterium für die Preise eine hohe Lag-Länge wählt und so die Mächtigkeit des ADF-Tests sehr gering ist.

Nullhypothese: $\ln Y_{real}$ weist Einheitswurzel auf (ist nicht stationär)		
Exogene Komponenten in der Regression: Konstante, Linearer Trend		
Lag Länge: 4 (Basierend auf AIC)		
		t-Wert
		p-Wert
ADF Test Statistik		-1.95
		0.61
Kritische Werte:	1% level	-4.07
	5% level	-3.46

Nullhypothese: $\ln P_{rel}$ weist Einheitswurzel auf (ist nicht stationär)		
Exogene Komponenten in der Regression: Konstante, Linearer Trend		
Lag Länge: 1 (Basierend auf AIC)		
		t-Wert
		p-Wert
ADF Test Statistik		-0.60
		0.98
Kritische Werte:	1% level	-4.07
	5% level	-3.46

Wie oben beschrieben, werden nun die ersten Differenzen auf Stationarität getestet. Es ist zu sehen, dass die Nullhypothese in allen Fällen abgelehnt werden kann³⁴. Die Reihen können also als differenz-stationär betrachtet werden.

Tabelle 7: Tests auf Einheitswurzel für die logarithmierten differenzierten Variablen

Nullhypothese: $\Delta \ln C_{real}$ weist Einheitswurzel auf (ist nicht stationär)		
Exogene Komponenten in der Regression: Konstante		
Lag Länge: 1 (Basierend auf AIC)		
		t-Wert
		p-Wert
ADF Test Statistik		-10.8
		0.000
Kritische Werte:	1% level	-3.51
	5% level	-2.90

Nullhypothese: $\Delta \ln P_{nonfood}$ weist Einheitswurzel auf (ist nicht stationär)		
Exogene Komponenten in der Regression: Konstante		
		t-Wert
		p-Wert
Phillips-Perron Test Statistik		-4.34
		0.0007
Kritische Werte:	1% level	-3.51
	5% level	-2.90

³⁴ Für $P_{nonfood}$ wurde wiederum ein Phillips-Perron Test gemacht. Dies weil die Selektion mit dem AIC Kriterium für die Preise eine hohe Läg-Länge wählt und so die Mächtigkeit des ADF-Tests sehr gering ist. Ob Preisindizes im allgemeinen I(1) oder I(2) sind, ist eine etwas umstrittene Frage. Trotzdem geht wird in angewandten Arbeiten meist davon ausgegangen, dass sie I(1) sind.

Nullhypothese: $\Delta \ln Y_{real}$ weist Einheitswurzel auf (ist nicht stationär)		
Exogene Komponenten in der Regression: Konstante		
Lag Länge: 3 (Basierend auf AIC)		
		t-Wert
		p-Wert
ADF Test Statistik		-3.43
		0.0126
Kritische Werte:	1% level	-3.51
	5% level	-2.89

Nullhypothese: $\Delta \ln P_{rel}$ weist Einheitswurzel auf (ist nicht stationär)		
Exogene Komponenten in der Regression: Konstante		
Lag Länge: 1 (Basierend auf AIC)		
		t-Wert
		p-Wert
ADF Test Statistik		-4.39
		0.0006
Kritische Werte:	1% level	-3.51
	5% level	-2.90

9.4 Kointegration

Nicht stationäre (also sowohl trend-stationäre wie auch differenzen-stationäre) Variablen können nicht ohne weiteres für Regressionen verwendet werden, da die sogenannte ‚Spurious Regression‘ (Scheinkorrelation, Granger (1974)) auftreten kann. Bei trend-stationären Variablen ist das Problem einfach zu lösen: Man ergänzt die Regression mit einem linearen Trend als Regressor. Bei differenzen-stationäre Variablen könnte natürlich einfach die Differenz zur Vorperiode verwendet werden, welche wie erwähnt stationär ist. Dadurch verliert man jedoch wertvolle Informationen.

Differenzen-stationäre Variablen können aber eine Eigenschaft aufweisen, dank derer das Problem der Scheinkorrelation nicht besteht. Diese Eigenschaft beinhaltet, dass eine lineare Kombination der Variablen stationär ist:

$$\gamma_1 Y_t + \gamma_2 X_t = \varepsilon_t \Leftrightarrow \alpha(Y_t - \beta X_t) = \varepsilon_t$$

Y_t und X_t sind differenzen-stationäre Variablen, ε_t ist wiederum eine stationäre Zeitreihe. Solche Variablen werden ‚kointegriert‘ genannt. Die Gleichung kann als langfristiges Gleichgewicht interpretiert werden, da die Abweichungen ε_t vom Gleichgewicht nie sehr weit von Null entfernt sein können und damit nur temporärer Natur sind. Die Koeffizienten γ_1 und γ_2 sind nur bis auf eine skalare Vervielfachung bestimmt, da ein skalares Vielfaches einer stationären Zeitreihe immer noch stationär ist. Der Vektor (γ_1, γ_2) kann deshalb als Basis des kointegrierenden Raumes (hier der Dimension 1) aufgefasst werden. Er wird häufig so normiert, dass eine Komponente gleich eins ist: $(\gamma_1, \gamma_2) = \alpha(1, -\beta)$.

Es können auch mehr als zwei Variablen kointegriert sein. Bei N integrierten Variablen hat der kointegrierende Raum höchstens die Dimension $N-1$. Bei den vier in dieser Studie betrachteten Variablen liegen also höchstens drei kointegrierende Beziehungen vor. Wenn nun integrierte Variablen koin-

tegiert sind, liefern korrekt spezifizierte³⁵ Regressionen mit diesen Variablen sogenannt 'konsistente' Schätzergebnisse. 'Konsistent' bedeutet, dass die Schätzwerte für grösser werdende Stichprobengrössen gegen den wahren Wert konvergieren.

9.5 Kointegration und Fehlerkorrektur-Modelle

Nach dem Repräsentationstheorem von Engle und Granger (1987) existiert für N kointegrierte Variablen eine sogenannte Fehlerkorrektur-Darstellung:

$$\Delta X_t = A_0 + \Phi(L)\Delta X_{t-1} + \pi X_{t-1} + \varepsilon_t$$

X_t ist dabei der Vektor der integrierten Variablen und ε_t ein Vektor von mit X_t nicht korrelierten Grössen. Hier ist also:

$$X_t = \begin{pmatrix} \ln C_{real,t} \\ \ln Y_{real,t} \\ \ln P_{rel,t} \\ \ln P_{nonfood,t} \end{pmatrix}$$

A_0 ist ein Vektor von Konstanten der selben Dimension (4x1). $\Phi(L)$ ist ein sogenanntes Lag-Polynom³⁶ und beschreibt, wie vergangene differenzierte Variablen in die Gleichung einbezogen werden. Beispielsweise:

$$\Phi(L)\Delta Y_t = A_1 \begin{pmatrix} \Delta \ln C_{real,t-1} \\ \Delta \ln Y_{real,t-1} \\ \Delta \ln P_{rel,t-1} \\ \Delta \ln P_{nonfood,t-1} \end{pmatrix} + A_2 \begin{pmatrix} \Delta \ln C_{real,t-2} \\ \Delta \ln Y_{real,t-2} \\ \Delta \ln P_{rel,t-2} \\ \Delta \ln P_{nonfood,t-2} \end{pmatrix}$$

wobei A_1 und A_2 jeweils (4x4) Matrizen bestehend aus Konstanten darstellen. Das Lag-Polynom beschreibt also wie die Veränderungen 'heute' von den Veränderungen 'gestern' abhängen und damit die kurzfristige Dynamik des Modelles. Eine wichtige Grösse ist die 'Lag-Länge' p . Diese bezeichnet den Grad des Polynoms und damit die Anzahl eingefügter vergangener Variablen. In obigem Beispiel gilt $p=2$.

Die Zeilen von π bestehen aus einer Basis des kointegrierenden Raumes. Bei nur einer kointegrierenden Beziehung sieht diese Matrix folgendermassen aus:

³⁵ 'korrekt spezifiziert' bedeutet hier, dass das passende Fehlerkorrektur-Modell geschätzt wird. Siehe auch Abschnitt 'Kointegration und Fehlerkorrekturmodelle'.

³⁶ 'Polynom' deshalb, weil der Ausdruck als polynomiale Funktion des 'Lag-Operators' L geschrieben werden kann, wobei $L^s(X_t) := X_{t-s}$.

$$\pi = \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \\ \alpha_4 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & -\beta_1 & -\beta_2 & -\beta_3 \end{pmatrix}$$

Diese Matrix beschreibt einerseits das langfristige Gleichgewicht zwischen den Variablen und andererseits die kurzfristige Anpassung der abhängigen Variablen auf Abweichungen von diesem langfristigen Gleichgewicht. Es ist zu sehen, dass der Rang der Matrix gleich eins ist. Es gilt allgemein, dass der Rang dieser Matrix gleich der Anzahl (linear unabhängiger) kointegrierender Beziehungen ist³⁷.

Da diese Darstellung sowohl die kurzfristige Dynamik als auch das langfristige Gleichgewicht mit einbezieht, wird in empirischen Studien vielfach versucht, ein solches Modell zu schätzen.

9.6 Test und Schätzmethoden

Es gibt zwei grundsätzlich verschiedene Ansätze, um das Vorhandensein von kointegrierenden Beziehung zu testen und anschliessend das Fehlerkorrekturmodell zu schätzen.

Evans und Sezer (2002) verwenden den Ansatz von Engle und Granger (1987). Dieser setzt voraus, dass nur eine kointegrierende Beziehung zwischen den Variablen besteht. Sie wird deshalb häufig verwendet, wenn nur zwei nicht stationäre Variablen relevant sind, da bei zwei Variablen maximal eine kointegrierende Beziehung vorliegen kann. Auch in diesem Fall ist es jedoch ein Problem, dass nicht klar ist, welche Variable als 'abhängige' und welche als 'unabhängige' gewählt werden soll. Der Unit Root Test ist nicht invariant bezüglich dieser Wahl, was Schwierigkeiten bezüglich der Interpretation der Testresultate mit sich bringen kann. Ein weiteres Problem ist, dass die Schätzungen zwar konsistent sind, der Bias (der Unterschied zwischen dem wahren Wert des Koeffizienten und dem Erwartungswert des Schätzers) in kleineren Stichproben substantiell sein kann (siehe Banarjee et al. (1993) S. 214ff). Aus genannten Gründen empfiehlt es sich hier nicht, diese Methode zu verwenden.

Eine grundsätzlich andere Möglichkeit bietet die sogenannte Maximum Likelihood Schätzmethode. Allgemein werden dabei die Parameter eines a priori gegebenen Modells so bestimmt, dass die beobachteten Daten möglichst 'wahrscheinlich' sind³⁸. Grundsätzlich wird angenommen, dass ε_t normalverteilt ist, allerdings kann die Methode auch zu konsistenten Resultaten führen, wenn die Annahme verletzt ist. Im Allgemeinen wird zur Schätzung ein numerisches Optimierungsverfahren benötigt. Vorgängig sind zwei grundsätzliche Grössen des Modells zu bestimmen. Die erste Grösse ist die Lag-Länge p . Diese wird häufig durch die Minimierung eines Informationskriteriums der Schätzung eines VARs für die Levelvariablen bestimmt. Üblicherweise wird das Aikaike Informations Kriterium (AIC) verwendet³⁹:

³⁷ Diese Eigenschaft kann verwendet werden, um die Anzahl linear unabhängiger kointegrierender Beziehungen zu schätzen, siehe nachfolgender Abschnitt.

³⁸ Der Ausdruck 'wahrscheinlich' ist allerdings ungenau für stetige Variablen, da eine bestimmte Realisation einer stetigen Zufallsvariablen einer Nullmenge bezüglich eines Wahrscheinlichkeitsmasses entspricht.

³⁹ Ebenfalls gebräuchlich ist das Bayesianische Informationskriterium (BIC): $BIC = -l/T + k(\log T/T)$. Dieses Kriterium tendiert zu Modellen mit wenigen Parametern, was die geschätzten Standardabweichungen vermindert. Gleichzeitig steigt allerdings das Risiko einer verzerrten Schätzung auf Grund des Weglassens signifikanter Variablen.

$$AIC = -l/T + 2(k/T)$$

wobei l der logarithmierte Likelihood Wert, T die Anzahl Beobachtungen und k die Anzahl zu schätzender Parameter darstellen.

Diese Informationskriterien bestehen aus zwei Teilen: Der eine Teil misst die Anpassung des Modells (ähnlich zum R^2 aus der OLS Regression). Dieser Teil wird immer kleiner, je mehr Freiheitsgrade (Anzahl Parameter) das Modell enthält. Der andere Teil beinhaltet eine ‚Bestrafung‘ für zu viele Parameter, wird also mit steigender Anzahl Parameter immer grösser. Für die in dieser Studie verwendeten Variablen ergibt sich eine Lag-Länge von zwei.

Tabelle 8: Bestimmung der Lag-Länge

Lag	AIC
0	-18.31
1	-29.45
2	-29.82
3	-29.78
4	-29.78
5	-29.63
6	-29.52
7	-29.67
8	-29.68

Die zweite Grösse, welche vor der Schätzung des Fehlerkorrekturmodelles zu bestimmen ist, ist die Anzahl kointegrierender Beziehungen. Wie schon erwähnt, stellt der Rang der Matrix A die Anzahl der kointegrierenden Beziehungen dar. Dieser Rang kann natürlich nur geschätzt werden, da nur Schätzungen der Matrix π vorliegen. Dies geschieht mit Hilfe der geschätzten Eigenwerte der geschätzten Matrix π , siehe Johansen und Juselius (1990) für Details.

Für den Kointegrationstest ist es ebenfalls wichtig, dass allfällige Konstanten und Trends berücksichtigt werden. Wir gehen davon aus, dass in der kointegrierenden Beziehung beides vorliegen könnte, so dass in der Schätzung auch beides mit einbezogen wird.

Es existieren zwei verschiedenen Tests, der Spur-Test (Trace-Test) und der Maximum-Eigenwert-Test (Maximum-Eigenvalue-Test). Die Resultate des Spur Tests sind in Tabelle 9 dargestellt. Auf dem 1% Signifikanzniveau wird eine kointegrierende Gleichung gewählt, der Maximum-Eigenwert-Test wählt keine Beziehung auf diesem Niveau. Auf dem 5% Niveau wählen beide Tests zwei Beziehungen.

Da nach Simulationsergebnissen (siehe Banarjee et al. (1993), S.285-286) in kleinen Samples die Nullhypothese eher zu oft abgelehnt wird obwohl sie wahr ist, wählen wir das konservative Signifikanzniveau von 1%. Dies führt zu genau einer kointegrierenden Beziehung nach dem Spur-Test.

Reimers (1991) schlägt eine Korrektur um den Faktor $T/(T - pk)$ der Spur-Statistik vor. Dies führt zur selben Schlussfolgerung. Das Resultat wird auch bestätigt, wenn man keinen Trend in der kointegrierenden Gleichung zulässt.

Tabelle 9: Kointegrationstest

Angenommener Rang		Eigenwert	Trace Statistik	0.01 Kritischer Wert	p-Wert
Null		0.29	72.2	63.9	0.0001
Höchstens eins		0.28	44.9	42.9	0.0310
Höchstens zwei		0.15	18.2	25.9	0.3327
Höchstens drei		0.05	4.7	12.5	0.6334

Spur Test zeigt eine kointegrierende Beziehung auf dem 1% Signifikanzniveau.

Wenn mit beschriebener Methode die Anzahl kointegrierender Beziehungen geschätzt worden ist, kann diese Grösse nun verwendet werden, um mit der Maximum Likelihood das Fehlerkorrektur-Modell zu schätzen. Die Schätzungen sind konsistent, ausserdem kann mit Hilfe von Wald Tests Inferenz für alle Koeffizienten betrieben werden. Ein weiterer Vorteil dieser Methode liegt darin, dass die dynamischen Eigenschaften besser berücksichtigt werden und dass simultan mehrere Gleichungen geschätzt werden können. In Tabelle 10 sind die Resultate angegeben. Es ist wiederum ein deterministischer Trend in der kointegrierenden Gleichung berücksichtigt.

Tabelle 10: Schätzung des Fehlerkorrektur-Modells

Sample (ursprünglich): 1983 1. Quartal bis 2003 3. Quartal				
Sample (angepasst): 1984:1 2003:3				
Beobachtungen (nach Anpassung): 79				
Kointegrierende Gleichung	Koeffizient	Standardabweichung	t-Wert	
$\ln C_{real}$	1			
$\ln Y_{real}$	-0.62	0.12	-5.20	
$\ln P_{rel}$	0.37	0.12	3.06	
$\ln P_{nonfood}$	0.22	0.07	2.95	
Konstante	1.74			
Linearer Trend	0.00055	0.00034	1.59	
Fehlerkorrektur	$\Delta \ln C_{real,t}$	$\Delta \ln Y_{real,t}$	$\Delta \ln P_{rel,t}$	$\Delta \ln P_{nonfood,t}$
Anpassungskoeffizient	-0.80	-0.20	-0.05	-0.08
Standardabweichung (t-Wert)	0.20 (-4.09)	0.12 (-1.68)	0.12 (-0.40)	0.06 (-1.26)
$\Delta \ln C_{real,t-1}$	-0.26	0.04	0.01	0.01
$\Delta \ln C_{real,t-2}$	-0.18	-0.07	-0.11	0.06
$\Delta \ln Y_{real,t-1}$	0.17	0.11	0.10	-0.12
$\Delta \ln Y_{real,t-2}$	0.09	-0.01	0.16	-0.01
$\Delta \ln P_{rel,t-1}$	-0.51	0.06	0.15	0.03
$\Delta \ln P_{rel,t-2}$	-0.10	-0.09	0.02	0.17
$\Delta \ln P_{nonfood,t-1}$	-0.61	0.00	-0.27	0.51
$\Delta \ln P_{nonfood,t-2}$	0.37	-0.22	-0.12	0.40
C	0.00	0.00	0.00	0.00

R ²	0.48	0.13	0.24	0.61
Angepasstes R ²	0.41	0.02	0.15	0.57
Summe quadrierte Residuen	0.0074	0.0027	0.0026	0.0008
Std. abw. Residuen	0.0103	0.0061	0.0060	0.0034
Log likelihood		1253.3		
AIC		-29.83		
BIC		-28.50		

Aus dieser Tabelle kann folgende kointegrierende Beziehung herausgelesen werden:

$$\ln C_t = -1.74 + 0.62 \ln Y_{real} - 0.37 \ln P_{rel} + 0.22 \ln P_{nonfood} - 0.0005 t$$

Es muss allerdings erwähnt werden, dass insbesondere auch nicht signifikante Änderungen der Koeffizienten eine erhebliche Veränderung von μ bewirken. Die hohen Standardfehler implizieren dann auch ein breites Vertrauensintervall. Die Resultate müssen ausserdem im Allgemeinen als nicht sehr robust bezüglich Veränderungen der Modellspezifikation und der Wahl der betrachtet werden.

Literatur

- Abay G. (1984) Kosten-Nutzen-Analyse für Verkehrsinvestitionen, Dissertation, Universität Zürich.
- Abay G, und K.W. Axhausen (2001) 'Zeitkostensätze im Personenverkehr: Vorstudie.' Forschungsauftrag SVI 42/00, UVEK, Bern.
- Abdulai, A. (2002) 'Household Demand for Food in Switzerland. A Quadratic Almost Ideal Demand System', *Swiss Journal of Economics and Statistics* 1:1-18.
- Banarjee et al (1993) 'Co-Integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-stationary Data', Oxford University Press
- Becker und Stigler (1977) 'De Gustibus Non Est Disputandum', *American Economic Review* 67:76-90.
- Blundell, R. (1998) 'Consumer behaviour: Theory and empirical evidence-A survey' *The Economic Journal* 98:16-65
- Brockwell, P.J. und Davis, R.A. (1991) 'Time series: Theory and methods', Springer-Verlag, New York
- Cline, W. (1992) 'The Economics of Global Warming', Institute for international economics, Washington DC
- Commissariat Général du Plan (2005) 'Révision du taux d'actualisation des investissements publics', Rapport du groupe d'experts présidé par D. Lebègue
- Dickey, D.A. und Fuller, W.A. (1979) 'Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root', *Journal of the American Statistical Association* 74:427-31.
- Enders, W. (2004): 'Applied Econometric Time Series', John Wiley & Sons
- Engle, R. F. und Granger, C.W.J. (1987) 'Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing' *Econometrica* 55: 251-76.
- Evans, D. and Sezer, H. (2002) 'A Time Preference Measure of the Social Discount Rate for the UK' *Applied Economics*, 34:1925-1934.
- Evans, D. and Sezer, H. (2004) 'Social Discount Rates for Six Major Countries' *Applied Economics Letters*, 11:557-560.
- Fellner, W. (1967) Operational Utility: the Theoretical Background and Measurement, in: *Ten Economic Studies in the Tradition of Irving Fisher*, Ed. W. Fellner, John Wiley, New York.
- Frisch, R. (1959) 'A complete scheme for computing all direct and cross demand elasticities in a model with many sectors' *Econometrica* 27:177-196
- Granger, C.W.J. (1974) 'Spurious regression in econometrics', *Journal of Econometrics* 2:111-120

-
- Haller, H. (1964) 'Die Steuern', J. C. B. Mohr Tübingen
- Henderson J. M. und Quandt R. E. (1970) 'Mikroökonomische Theorie', Franz Vahlen, Berlin und Frankfurt
- Hamilton, J.D. (1994) 'Time series analysis', Princeton University Press, New Jersey: Princeton
- HM Treasury (2004) The Green Book, London
- Johansen, S. (1991) 'Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models', *Econometrica* 59:1551-80.
- Johansen, S. (1988) 'Statistical analysis of cointegration vectors', *Journal of Economic Dynamics and Control* 12:231-254
- Kula, E. (1985) 'An Empirical Investigation on the Social Time-Preference Rate for the United Kingdom', *Environment and Planning* 17:199-212.
- Kula, E. (1987) 'Social Interest Rate for Public Sector Appraisal in the United Kingdom, the United States and Canada' *Project Appraisal* 2 (3): 169-174.
- Kula, E (1997) 'Time Discounting and Future Generation. The Harmful Effects of an Untrue Economic Theory' Quorum Books, Westport CT.
- Marglin, S. A. (1963) 'The social rate of discount and the optimal rate of investment', *Quarterly Journal of Economics*, 77: 95-111.
- Newell und Pizer (2002) 'Discounting the Distant Future: How Much do Uncertain Rates Increase Valuation?' Discussion Paper 00-45, Resources for the Future, Washington
- OXERA (2002) 'A Social Time Preference Rate for Use in Long Term Discounting'. A Report for ODPM, DfT and DEFRA.
- Pearce, D.W. und Ulph, D. (1999) 'A social discount rate for the United Kingdom'
- Phillips, P.C.B und Ouliaris, S. (1990) 'Asymptotic properties of residual based tests of cointegration' *Econometrica* 58:165-193
- Phillips, P.C.B und Perron, P. (1988) 'Testing for a unit root in time series regression' *Biometrika* 75:335-346
- Ramsey, F.P. (1928) 'A mathematical Theory of Saving', *Economic Journal*, 38: 543-59.
- Reimers, H.E. (1991) 'Comparison of Tests for Multivariate Co-integration' Discussion paper no.58, Christian-Albrechts University, Kiel
- Schmidheiny, K. (2003) 'Income Segregation and Local Progressive Taxation. Empirical Evidence from Switzerland', Working Paper, Universität Bern.

-
- Selvanathan, S. und Selvanathan E. A. (1993) 'A Cross-Country Analysis of Consumption Patters', *Applied Economics* 25:1245-1259.
- Sharma et al. (1991). 'The social discount rate for land-use projects in India', *Journal of Agricultural Economics*, 42, 86-92
- Staatsekretariat für Wirtschaft (SECO) (2002) 'Wachstumsbericht: Determinanten des Schweizer Wirtschaftswachstum und Ansatzpunkte für eine Wachstumsorientierte Wirtschaftspolitik', Bern
- Shukla, D. K. (1997) 'Estimation of economic discount rate for project appraisal in India', *Project Appraisal*, 12:53-63.
- Stern (1977) 'The marginal valuation of income' in 'Studies in Modern Economic Analysis' The proceedings of the Association of University Teachers of Economics', Edinburgh
- Stone (1954) 'The measurement of Consumers' Expenditure and Behaviour in the UK 1920-1938' Cambridge University Press, Cambridge
- Swiss Federal Tax Administration (2002) 'Öffentliche Finanzen der Schweiz 2001' Bundesamt für Statistik, Neuchatel.
- Tobin (1950) 'A Statistical Demand Function for Food in the USA' *Journal of the Royal Statistical Society*, 113:113-149
- Young L. (2002) Determining the Discount Rate for Government Projects, New Zealand Treasury.

Rapp Trans AG