

## Bachelorarbeit

<b>Deutscher Titel der Bachelorarbeit</b>	Die Nachfrage nach Produktvielfalt: Empirische Evidenz zu den Effekten von Bildungs und Einkommensungleichheit
<b>Englischer Titel der Bachelorarbeit</b>	The Demand for Variety: Empirical Evidence on the Effects of Income and Educational Inequality
<b>Verfasser/in Familienname, Vorname(n)</b>	Pirnbacher Lukas
<b>Matrikelnummer</b>	
<b>Studium</b>	Bachelorstudium Wirtschafts- und Sozialwissenschaften
<b>Beurteiler/in Titel, Vorname(n), Familienname</b>	Univ.Prof. Dr. Christoph Weiss (mitbetreut von Nora Schindler, MSc)

Hiermit versichere ich, dass

1. ich die vorliegende Bachelorarbeit selbständig und ohne Verwendung unerlaubter Hilfsmittel verfasst habe. Alle Inhalte, die direkt oder indirekt aus fremden Quellen entnommen sind, sind durch entsprechende Quellenangaben gekennzeichnet.
2. die vorliegende Arbeit bisher weder im In- noch im Ausland zur Beurteilung vorgelegt bzw. veröffentlicht worden ist.
3. diese Arbeit mit der beurteilten bzw. in elektronischer Form eingereichten Bachelorarbeit übereinstimmt.
4. (nur bei Gruppenarbeiten): die vorliegende Arbeit gemeinsam mit

entstanden ist. Die Teilleistungen der einzelnen Personen sind kenntlich gemacht, ebenso wie jene Passagen, die gemeinsam erarbeitet wurden.

27. Mai 2019

Datum

Unterschrift

# Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	ii
Tabellenverzeichnis	ii
<b>1 Einleitung</b>	<b>1</b>
<b>2 Die Nachfrage nach Produktvielfalt: Theoretische Grundlagen</b>	<b>5</b>
2.1 Der Einfluss von Einkommen auf die Nachfrage nach Produktvielfalt . . .	7
2.2 Der Einfluss von Bildung auf die Nachfrage nach Produktvielfalt . . . . .	21
<b>3 Restaurants in Österreich</b>	<b>27</b>
3.1 Vielfalt am Restaurantmarkt . . . . .	28
3.2 Die Erfassung von Ungleichheit . . . . .	32
3.3 Deskription der Daten . . . . .	35
<b>4 Empirische Analyse</b>	<b>43</b>
4.1 Modellwahl . . . . .	43
4.2 Ergebnisse der Regressionsanalyse . . . . .	45
4.3 Robustheit der Ergebnisse . . . . .	53
<b>5 Schlussfolgerungen</b>	<b>59</b>
Literaturverzeichnis	61

## Abbildungsverzeichnis

1	Verteilung der Restaurants und Küchen in Österreichs Gemeinden . . . . .	38
2	Zusammenhang zwischen Bildung und Einkommen . . . . .	39
3	Einkommensungleichheit und Anzahl der Restaurants . . . . .	40
4	Verteilung der Bildungsungleichheit nach Anzahl der 'primary cuisines' .	42
5	Verteilung der Vielfaltsvariablen (> 4,000 Einwohner) . . . . .	57

## Tabellenverzeichnis

1	Deskriptive Statistiken ausgewählter Variablen . . . . .	37
2	Ergebnisse für <i>#Restaurants</i> . . . . .	46
3	Ergebnisse für <i>#rarest cuisines</i> . . . . .	50
4	Ergebnisse für <i>#primary cuisines</i> . . . . .	51
5	Koeffizienten ausgewählter Maße der Einkommensungleichheit . . . . .	54
6	Stichprobengröße in Abhängigkeit der Einwohnerzahl . . . . .	56

## 1 Einleitung

Ob in Supermärkten, in der Modewelt oder im Bereich der Gastronomie: Konsumentinnen sind vielerorts mit Produkten in allen nur erdenklichen Farben, Formen und Geschmacksrichtungen konfrontiert. Diese überwältigende Vielfalt auf Gütermärkten ist ohne Zweifel ein charakteristisches Merkmal moderner Volkswirtschaften und daher auch Forschungsgegenstand der Ökonomie. Während sich ein Teil der Literatur intensiv mit der Frage auseinandersetzt, weshalb es für Firmen profitabel ist differenzierte Produkte anzubieten, liegt ein alternativer Erklärungsansatz im Nachfrageverhalten der Konsumentinnen begründet. Die vorliegende Arbeit schließt sich letzterer Forschungsrichtung an und beleuchtet dabei insbesondere die Rolle von Einkommen und Bildung. Inwiefern sich eine bessere Ausstattung mit finanziellen Ressourcen sowie ein höheres Bildungsniveau auf individuelle Konsumententscheidungen auswirken, ist an sich bereits ein interessanter Untersuchungsgegenstand. Diese Arbeit versucht jedoch einen Schritt weiter zu gehen und zu ergründen, ob es einen Zusammenhang zwischen der Verteilung von Einkommen und Bildung innerhalb der Bevölkerung und der Vielfalt auf Märkten gibt. Zu diesem Zweck wird folgende Forschungsfrage behandelt:

*Hat die Ungleichverteilung von Einkommen und Bildung einen Einfluss auf das Ausmaß der Produktvielfalt auf Gütermärkten?*

Diese Fragestellung erscheint aus mehreren Gründen von Relevanz und Interesse. Angesichts aktueller gesellschaftlicher Entwicklungen sowie einer wachsenden Popularität der Ungleichheitsforschung innerhalb der Wirtschaftswissenschaften, stellt sich der Fokus auf Verteilungsaspekte als durchwegs zeitgemäß heraus. Zudem wird durch die explizite Berücksichtigung von Bildungseffekten der zunehmenden Bedeutung von Bildung in der Ökonomie Rechnung getragen. Da die hier aufgeworfenen Fragen darüber hinaus in der Literatur noch kaum behandelt wurden, kann die zugrundeliegende Arbeit nicht nur als Ergänzung, sondern auch als Erweiterung dieser betrachtet werden.

Die Beantwortung der Forschungsfrage soll auf empirischem Wege erfolgen. Hierfür werden Daten zu Restaurantmärkten in Österreich untersucht, wobei die Restaurantbranche

einige Merkmale aufweist, welche sich für die angestrebten Forschungsziele als überaus nützlich erweisen. Auf jene Eigenschaften wird in Kapitel 3 näher eingegangen. An dieser Stelle soll hingegen noch erläutert werden, was unter dem Begriff der *Produktvielfalt* verstanden wird und welche inhaltlichen Abgrenzungen und Einschränkungen im Rahmen dieser Arbeit vorgenommen werden.

Um das intuitiv zugängliche, jedoch an sich abstrakte Konzept der Vielfalt fassbarer zu machen, erweisen sich die Ausführungen von Patil und Taillie (1982) als hilfreich. Die Autoren bemerken, dass „in a *diverse* community, [...] the typical species is relatively *rare*” und definieren daher Vielfalt als „the average rarity within a community” (S. 548). Legt man diese Vorstellungen auf einen ökonomischen Kontext um, lässt sich schließen, dass ein hohes Maß an Produktvielfalt nicht nur den Konsum mehrerer Güter, sondern eine möglichst gleichmäßige Verteilung der Ausgaben auf diese voraussetzt. Im Gegensatz dazu definiert Lancaster (1990) Produktvielfalt als „the number of products within a specific product group, corresponding broadly to the number of “brands” [...] or the number of “models” in consumer durable markets” (S. 189) und lässt somit die mengenmäßige Aufteilung zwischen den Gütern zur Gänze unberücksichtigt. Die Frage, ob Produktvielfalt als reine Zählgröße oder viel eher als Verteilungsstruktur aufzufassen ist, wird in Abschnitt 3.1 noch einmal aufgegriffen, wenn die Messbarkeit von Vielfalt thematisiert wird. Ungeachtet dieser Unstimmigkeit, bringt der Begriff der Produktvielfalt weitere Unschärfe mit sich. Während Lancaster ein hohes Maß an Produktvielfalt mit einer großen Anzahl verschiedener Varianten und Ausprägungen eines Produktes gleichsetzt, liegt anderen Beiträgen der Literatur ein breiteres Begriffsverständnis zugrunde. So erfassen etwa Theil und Finke (1983) Vielfalt als die Anzahl an Gütern die insgesamt konsumiert werden, ohne dabei den Grad der Substituierbarkeit zwischen den einzelnen Produkten zu berücksichtigen. Auch in Bezug auf diese Unklarheit sei auf Abschnitt 3.1 verwiesen, in welchem der Begriff der Produktvielfalt am Beispiel von Restaurants ausführlicher diskutiert wird.

Da die ökonomische Modellierung der Nachfrage nach Vielfalt auf dem theoretischen Konzept der Produktdifferenzierung aufbaut, gilt es zudem die Unterscheidung zwischen

horizontaler und vertikaler Differenzierung zu beachten. Güter gelten als vertikal differenziert, wenn sich Konsumentinnen in der Bewertung der einzelnen Alternativen einig sind und dementsprechend eine objektive Reihung der einzelnen Güter möglich ist. Man denke hierbei an Produkte unterschiedlicher Qualität. Demgegenüber spricht man von horizontaler Differenzierung, wenn es vom jeweiligen Verbraucher abhängt, welche Variante des Gutes bevorzugt wird (vgl. Tirole, 1995; Waterson, 1989). In Anbetracht dessen, dass diese Arbeit die Vielfalt auf Restaurantmärkten untersucht und Geschmäcker bekanntlich verschieden sind, widmen sich die folgenden Kapitel zur Gänze der horizontalen Produktdifferenzierung. Etwaige Unterschiede in der Qualität von Restaurants und Küchen bleiben damit unberücksichtigt.

In Bezug auf die Nachfrage nach Produktvielfalt gilt es zudem die zeitliche Dimension zu berücksichtigen. Bevorzugen Verbraucher zu einem bestimmten Zeitpunkt den Konsum mehrerer Varianten eines Gutes, so weisen sie eine „love of variety“ im engeren Sinne auf. Dies ist dem Begriff der „strukturellen Vielfalt“ zu subsumieren. Ziehen Konsumentinnen hingegen Nutzen daraus, ihre Konsumententscheidungen im Zeitablauf zu variieren, entspricht dies „temporaler Vielfalt“ (vgl. Weiss, 2012). Wenngleich ein intensives Studium des Konsumverhaltens über Zeit interessante Erklärungsansätze hinsichtlich bestimmter ökonomischer Phänomene ermöglicht, so würde ein solcher Zugang den Rahmen dieser Arbeit sprengen. Berücksichtigt man darüber hinaus, dass die empirische Analyse nicht auf individuellen Konsumdaten beruht, erscheint diese Einschränkung von vernachlässigbarer Relevanz.

Der konkreten Forschungsfrage geschuldet, liegt das Hauptaugenmerk dieser Arbeit auf der Nachfrageseite. Um jedoch in der Lage zu sein mögliche Effekte der Einkommens- und Bildungsungleichheit auf die Marktstruktur herzuleiten, kann nicht vollständig von Entscheidungen auf der Angebotsseite abstrahiert werden. Wie sich im weiteren Verlauf herausstellen wird, werden Überlegungen von Nöten sein, wann es für Firmen profitabel ist neue Produkte auf dem Markt zu positionieren. Darüber hinausgehende strategische Entscheidungen der Firmen hinsichtlich der Produktdifferenzierung werden hingegen im Folgenden nicht weiter betrachtet.

Der weitere Aufbau der Arbeit gliedert sich wie folgt. In Kapitel 2 werden die theoretischen Grundlagen zu den Zusammenhängen zwischen Produktvielfalt und Einkommen bzw. Bildung erarbeitet. Dazu werden verschiedene theoretische Modelle sowie die bestehende empirische Evidenz diskutiert, mit dem Ziel testbare Hypothesen abzuleiten. Kapitel 3 schlägt eine Brücke von der theoretischen Fundierung zur empirischen Untersuchung. Hierzu werden die abstrakten Begriffe der Theorie auf den Restaurantmarkt umgelegt und Problematiken bei der Messung von Vielfalt und Ungleichheit umrissen. Die Deskription der verwendeten Daten bildet den Abschluss dieses Kapitels. Kapitel 4 widmet sich schließlich zur Gänze der ökonometrischen Analyse. Dabei erfolgt neben der Präsentation der Schätzergebnisse eine Diskussion der Modellwahl sowie der Robustheit der Ergebnisse. Im abschließenden Kapitel werden die Erkenntnisse der Arbeit zusammengefasst und ein Ausblick zur zukünftigen Forschung gegeben.

## 2 Die Nachfrage nach Produktvielfalt: Theoretische Grundlagen

Im folgenden Kapitel werden die Zusammenhänge zwischen Produktvielfalt und Einkommen bzw. Bildung aus einer theoretischen Perspektive diskutiert. Wie bereits in der Einleitung erwähnt, bieten dabei Modelle der (horizontalen) Produktdifferenzierung ein theoretisches Fundament zur Analyse der Nachfrage nach Produktvielfalt. Es erscheint daher nachvollziehbar zunächst die Standardmodelle auf diesem Gebiet zu betrachten und deren Eignung für die hier zu beantwortenden Fragen zu beurteilen. Historisch haben sich in dieser Hinsicht zwei maßgebliche Forschungsstränge herausgebildet; einer aufbauend auf Chamberlin (1933), der andere auf Hotelling (1929). Modelle, welche Chamberlins grundlegenden Ideen folgen, werden auch als „Modelle der Monopolistischen Konkurrenz“ oder „representative consumer models“ bezeichnet, während in der anderen Literaturlinie von „räumlichen Modellen der Produktdifferenzierung“ bzw. „characteristics models“ die Rede ist (vgl. Weiss, 2012).

Stellt man die wesentlichen Beiträge dieser beiden theoretischen Richtungen einander gegenüber, sind einige grundlegende Unterschiede zu erkennen. Dazu zählt mit Sicherheit die Art und Weise, wie die Nachfrage nach Vielfalt im Modell generiert wird (vgl. Waterson, 1989). In Modellen angelehnt an Chamberlins Pionierarbeiten wird in der Regel von einer repräsentativen Agentin ausgegangen, welche eine inhärente Präferenz für Vielfalt mit sich bringt (vgl. Benassy, 1996; Dixit & Stiglitz, 1977). Im Gegensatz dazu resultiert die Nachfrage nach Produktvielfalt in räumlichen Modellen nicht aus einer individuellen Präferenz, sondern erst aus der Aggregation heterogener Konsumentinnen. Prägendes Element dieser Modellfamilie ist dabei, dass die Vorlieben der Konsumentinnen, und in weiterer Folge die angebotenen Produkte, entlang einer räumlichen Struktur verteilt sind. Diese Struktur kann die Form einer begrenzten Gerade haben („Lineare Stadt“), kreisförmig wie bei Salop (1979) oder von komplexerer Gestalt sein. Darüber hinaus lässt sich Hotellings grundlegende Idee, wonach Firmen in mehreren Dimension gleichzeitig miteinander konkurrieren, nicht nur auf den geographischen Raum, sondern

insbesondere auch auf den abstrakteren Raum der Produktcharakteristika übertragen (siehe z.B. Lancaster, 1979).

Ein zweiter markanter Unterschied der beiden Modellklassen bezieht sich auf das Verhältnis der einzelnen Firmen und deren Produkten zueinander. Im Modell von Dixit und Stiglitz (1977) wird beispielsweise angenommen, dass die Preisänderung eines Produktes alle anderen Produkte am Markt in gleicher Weise beeinflusst. Man spricht in diesem Zusammenhang von *globalem Wettbewerb*, was wiederum eng mit der Idee verbunden ist, dass alle Güter *gleich unterschiedlich* sind. Demgegenüber gibt es in räumlichen Modellen, in Abhängigkeit von der konkreten zugrundeliegenden Struktur, nur eine kleine Anzahl von direkten Konkurrenten bzw. „Nachbarn“ (vgl. Waterson, 1989). Indirekt wird damit angenommen, dass Konsumentinnen auch den Grad der Andersartigkeit zwischen alternativen Produkten bewerten und in ihren Entscheidungen berücksichtigen. Aufbauend auf diesem Prinzip des *lokalen Wettbewerbs*, wird in expliziter Form eine strategische Interaktion innerhalb einer Teilmenge der am Markt befindlichen Firmen modelliert. Anders als bei Modellen der Monopolistischen Konkurrenz, lassen sich damit spezifische Fragen im Hinblick auf die Positionierung von Firmen sowie das Ausmaß der Differenzierung beantworten (vgl. Lancaster, 1990, S. 195).

Diesen Differenzen zum Trotz, stimmen die beiden Literaturstränge dennoch in ihrer grundsätzlichen Forschungsausrichtung großteils überein. Beide Ansätze eint der Umstand, dass die tatsächlich angebotene Vielfalt am Markt zwar von einer Präferenz der Konsumentinnen für Diversität (auf individueller Ebene oder im Aggregat) angestoßen wird, letztlich aber vor allem Entscheidungen der Firmen im Vordergrund stehen. Diese fußen auf der grundsätzlichen Idee, dass es in Anbetracht bestehender Vorlieben für Vielfalt profitabel ist, differenzierte Produkte anzubieten. Firmen streben dabei nach einer Steigerung der Nachfrage, indem sie bestimmte Marktnischen besetzen und gleichzeitig versuchen den Preisdruck zu reduzieren, indem sie Produkte im Vergleich zur Konkurrenz differenzieren (vgl. Weiss, 2012, S. 2).

In beiden soeben umrissenen Ausrichtungen der Literatur offenbaren sich letztlich jedoch

Unzulänglichkeiten in Bezug auf die hier verfolgten Forschungsziele. Modelle aufbauend auf einem repräsentativen Konsumenten weisen klarerweise das Manko auf, Heterogenität der Konsumentinnen nicht erfassen zu können und sind somit ungeeignet etwaige Effekte der Ungleichverteilung von Einkommen und Bildung auf die Nachfrage nach Produktvielfalt theoretisch zu fundieren. Darüber hinaus arbeiten sämtliche Standardmodelle der diskutierten Literaturstränge mit sehr einfachen Nutzenfunktionen und ignorieren dabei potentielle Einflüsse der Bildung auf die Nachfrage nach Vielfalt zur Gänze. In Bezug auf Aussagen zu etwaigen Einkommenseffekten sind die bisher betrachteten Beiträge nur unwesentlich ergiebiger. In Modellen mit repräsentativer Konsumentin werden mehrheitlich Nutzenfunktionen verwendet, die lineare Engel-Kurven implizieren (siehe etwa Benassy, 1996; Dixit & Stiglitz, 1977), wodurch sich kein (positiver) Zusammenhang zwischen der Einkommenshöhe und der Nachfrage nach Produktvielfalt ergibt. Angesichts des speziellen Charakters der zugrundeliegenden Forschungsfrage, erscheint eine intensivere Auseinandersetzung mit den beiden kanonischen Modellkategorien der Produktdifferenzierung wenig ertragreich. Die nächsten Abschnitte widmen sich folglich anderen Teilgebieten der Literatur, welche stärker an der Nachfrageseite orientiert sind, um damit eine theoretische Einbettung der empirischen Analyse und eine fundierte Herleitung der zu testenden Hypothesen zu ermöglichen.

### **2.1 Der Einfluss von Einkommen auf die Nachfrage nach Produktvielfalt**

Der folgende Abschnitt dient dazu ein besseres Verständnis für den theoretischen Zusammenhang zwischen der Ungleichverteilung von Einkommen und der am Markt angebotenen Produktvielfalt zu entwickeln. Dafür werden zuerst Theorien betrachtet, welche sich mit den Effekten der Einkommenshöhe auf die individuelle Nachfrage nach Vielfalt beschäftigen, ehe dann konkret auf Verteilungsaspekte eingegangen wird. Die theoretischen Ausführungen werden jeweils mit einem Überblick zur bestehenden empirischen Evidenz abgeschlossen.

Viele Überlegungen zur Rolle des Einkommens bei der Nachfrage nach Vielfalt lassen sich auf Ernst Engel und die Ergebnisse seiner statistischen Analysen von Einkommens- und Konsumdaten aus Belgien und dem Königreich Sachsen (Engel, 1857) zurückführen. Er beobachtet dabei, dass die Ausgaben für einzelne Konsumkategorien nicht proportional mit dem Einkommen steigen, was somit der Annahme linearer Engel-Kurven widerspricht, und stellt insbesondere fest, dass mit zunehmendem Wohlstand der Anteil der Ausgaben für Lebensmittel an den Gesamtausgaben abnimmt. Verallgemeinert man diese Erkenntnisse, wird ein systematischer Zusammenhang zwischen der Höhe des Einkommens und der Konsumstruktur erkennbar (vgl. Falkinger, 1994). Konsumentinnen unterscheiden dabei zwischen Bedürfnissen verschiedener Priorität und konsumieren zunächst jene Güter, welche zur Deckung elementarer Bedürfnisse geeignet sind. Mit steigendem Einkommen sind Konsumentinnen vermehrt in der Lage ihre grundlegenden Bedürfnisse zu decken und wenden sich folglich Bedürfnissen geringerer Priorität zu. Die Nachfrage nach neuen Gütern erwächst somit aus der Sättigung hierarchisch übergeordneter Konsumkategorien, was einen positiven Effekt der Einkommenshöhe auf die Nachfrage nach Vielfalt impliziert, welcher dabei nicht aus einer Präferenz für Diversität per se, sondern einer hierarchischen Nachfragestruktur resultiert (vgl. Falkinger & Zweimüller, 1996). Im Gegensatz zum Gossen'schen Gesetz vom abnehmenden Grenznutzen, ist darüber hinaus eine gewisse Nicht-Sättigung bei der Nachfrage nach Vielfalt zu erkennen, was bereits von Adam Smith pointiert zum Ausdruck gebracht wurde: „... *the desire of food is limited in every man by the narrow capacity of the human stomach; but the desire of the conveniences and ornaments ... seems to have no limit or certain boundary*” (Smith, 1776, S. 183).

Die Idee der *hierarchischen Nachfrage* wird in der jüngeren Literatur unter anderem von Jackson (1984) aufgegriffen. Jackson legt zunächst charakterisierende Merkmale einer solchen Nachfragestruktur fest:

- (i) bei niedrigem Einkommen wird nur eine kleine Teilmenge der am Markt angebotenen Güter konsumiert
- (ii) mit steigendem Einkommen nimmt die Anzahl der konsumierten Güter zu

(iii) der positive Effekt von Einkommenszuwächsen auf die Vielfalt ist unabhängig vom Einkommensniveau

In weiterer Folge zeigt er, dass sich diese Eigenschaften, unter bestimmten Voraussetzungen an die verwendete Nutzenfunktion, in den theoretischen Rahmen der Nutzenmaximierung integrieren lassen. Welche Bedingungen eine *hierarchische Nutzenfunktion* dabei erfüllen muss, demonstriert Jackson am Beispiel einer regulären, additiven Nutzenfunktion, also

$$U(q) = \sum_{i=1}^n u_i(q_i)$$

mit

$$\frac{\partial u_i}{\partial q_i} > 0 \quad \text{und} \quad \frac{\partial^2 u_i}{\partial q_i^2} < 0, \quad \text{für alle } i = 1, \dots, n. \quad (1)$$

Berücksichtigt man neben der Budgetrestriktion  $\sum_{i=1}^n p_i q_i = y$ , dass die  $n$  am Markt angebotenen Güter in nicht-negativen Mengen konsumiert werden ( $q_i \geq 0, i = 1, \dots, n$ ), erhält man aus dem Karush-Kuhn-Tucker Theorem folgende notwendigen Optimalitätsbedingungen:

$$\frac{\partial u_i}{\partial q_i} - \lambda p_i \leq 0, \quad \text{für alle } i = 1, \dots, n \quad (2)$$

$$q_i \left( \frac{\partial u_i}{\partial q_i} - \lambda p_i \right) = 0, \quad \text{für alle } i = 1, \dots, n, \quad (3)$$

wobei der Lagrange-Multiplikator  $\lambda$  dem Grenznutzen des Einkommens entspricht. Aus den Regularitätsbedingungen in (1) folgt sofort, dass die Grenznutzenfunktionen  $\partial u_i / \partial q_i$  fallend in  $q_i$  sind und  $\lambda$  negativ vom Einkommen  $y$  abhängt. Die wesentliche Voraussetzung ist nun, dass  $\partial u_i / \partial q_i$  für alle Güter  $i$  beschränkt ist. Daraus folgt nämlich die Existenz von Werten  $\lambda$  und  $j$ , sodass (2) als strikte Ungleichung erfüllt ist. Wegen Bedingung (3) ist dies damit gleichzusetzen, dass  $q_i(p_i, y) = 0$ , also das Gut bei gegebenem Preis und Einkommen nicht nachgefragt wird. Aufgrund des abnehmende Grenznutzens des Einkommens, erfüllen bei höherem Einkommen weniger Güter Bedingung (2) als strikte Ungleichung, was einen positiven Einkommenseffekt auf die Vielfalt im Haushaltsoptimum impliziert. Es zeigt sich somit, dass manche Güter erst ab einem bestimmten

Einkommensniveau konsumiert werden, wobei die Reihenfolge, in welcher die einzelnen Güter Teil des konsumierten Warenbündels werden, von den jeweiligen Preisen abhängt. Jackson spricht daher explizit von einer „*hierarchy of purchases*“ anstatt einer „*hierarchy of wants*“.

Wie soeben demonstriert, lässt sich eine hierarchische Nachfragestruktur, und damit einhergehend ein positiver Zusammenhang zwischen der Einkommenshöhe und dem Ausmaß der konsumierten Vielfalt, nahtlos in den Rahmen der Standardmikroökonomie einfügen. An dieser Stelle soll nun ein gänzlich anderer Zugang zur Modellierung der Beziehung von Einkommen und Vielfalt diskutiert werden. Dieser alternative Zugang basiert auf der Arbeit von Becker (1965) zur Allokation von Nicht-Arbeitszeit und der dabei entwickelten „*household production theory*“. Die Attraktivität dieser Theorie resultiert aus dem Umstand, dass das Nachfrageverhalten der Konsumentinnen, und somit auch etwaige Unterschiede im Ausmaß der nachgefragten Vielfalt, nicht primär über individuelle Präferenzen, sondern anhand der klassischen ökonomischen Variablen Einkommen und Preis erklärt werden. Während Vorlieben und Präferenzen für Ökonominnen gewissermaßen eine „black box“ darstellen, ermöglicht Beckers Theorie die Anwendung von wohlbekanntem Einkommens- und Preismechanismen, was aus einer analytischen Perspektive ungleich reizvoller erscheint.

Becker (1965) motiviert seine Herangehensweise mit der simplen Beobachtung, dass in modernen Ökonomien die Nicht-Arbeitszeit im Vergleich zur Arbeitszeit an Bedeutung und Umfang gewinnt; sei dies aufgrund längerer Ausbildungszeiten und dem damit einhergehenden verzögerten Eintritt in den Arbeitsmarkt oder schlichtweg aufgrund kürzerer Wochenarbeitszeiten. Die essentielle Grundannahme ist nun, dass die am Markt erworbenen Güter selbst noch keinen Nutzen stiften, sondern lediglich Inputs darstellen, welche unter Aufwendung von Zeit zu komplexeren Gütern bzw. Aktivitäten weiterverarbeitet werden. Beispielhaft hierfür ist es nicht der Kauf von Lebensmitteln im Supermarkt, welcher das Nutzenniveau der Konsumentinnen beeinflusst, sondern erst der Verzehr der damit zubereiteten Mahlzeiten. In dieser Hinsicht werden Haushalte nicht ausschließlich als konsumierende, sondern auch als produzierende Einheiten verstanden.

Formalisieren lassen sich diese Überlegungen, indem man eine Nutzenfunktion

$$U = u(Z_1, \dots, Z_n)$$

betrachtet, wobei die Aktivitäten  $Z_1, \dots, Z_n$  von den Haushalten selbst, im Zuge einer Transformation von Zeit und am Markt erworbenen Inputs, produziert werden. Also

$$Z_i = f_i(X_i, T_i), \tag{4}$$

mit Haushaltsproduktionsfunktionen  $f_i$ , Vektoren an benötigten Marktinputs  $X_i$  und Zeitvektoren  $T_i$ . Becker verwendet bewusst Zeitvektoren, um berücksichtigen zu können, dass gewisse Aktivitäten den Einsatz von Ressourcen zu bestimmten Tages- und Nachtzeiten erfordern. So nimmt beispielsweise die Zubereitung eines Frühstücks nicht nur einen Teil der insgesamt zur Verfügung stehenden Zeit, sondern eben einen Teil der wesentlich knapperen Morgenstunden in Anspruch, was es in der zeitlichen Restriktion zu beachten gilt. Diese lässt sich als

$$\sum_{i=1}^n T_i = T_c \equiv T - T_w \tag{5}$$

anschreiben, wobei  $T_c$  die für Konsumzwecke zur Verfügungen stehende Zeit symbolisiert, welche als Differenz zwischen der insgesamt zur Verfügung stehenden Zeit  $T$  und der mit  $T_w$  bezeichneten Arbeitszeit definiert ist. Darüber hinaus sind Haushalte auch in ihren Ausgaben für Marktgüter eingeschränkt:

$$\sum_{i=1}^n p_i X_i = V + \bar{w} T_w. \tag{6}$$

Dabei bezeichnet  $p_i$  den zu  $X_i$  korrespondierenden Preisvektor,  $V$  entspricht dem Nicht-Lohneinkommen und  $\bar{w}$  stellt den Lohn pro Einheit  $T_w$  dar, welcher im weiteren Verlauf als konstant angenommen wird. Becker hebt diese Vereinfachung zwar auf, es ergeben sich daraus jedoch keine qualitativen Veränderungen der Ergebnisse, weshalb hier auf

eine Verallgemeinerung verzichtet wird.

Das Optimierungsproblem der Haushalte mag an dieser Stelle wie eines unter mehreren Nebenbedingungen erscheinen. Berücksichtigt man jedoch wie Becker, dass Zeit in Güter umwandelbar ist, indem Konsum- zu Gunsten von Arbeitszeit geopfert wird, kann man die beiden Bedingungen (5) und (6) zusammenfassen und erhält

$$\sum_{i=1}^n p_i X_i + \sum_{i=1}^n \bar{w} T_i = V + \bar{w} T. \quad (7)$$

Da sich die Haushaltsproduktionsfunktionen in äquivalenter Form als  $T_i \equiv t_i Z_i$  sowie  $X_i \equiv x_i Z_i$  darstellen lassen, wobei der Vektor  $t_i$  den Zeitaufwand bzw.  $x_i$  die benötigten Güter pro Einheit  $Z_i$  repräsentieren, kann Bedingung (7) um die Produktionsrestriktionen ergänzt werden:

$$\sum_{i=1}^n (p_i x_i + \bar{w} t_i) Z_i = V + \bar{w} T. \quad (8)$$

Diese Darstellung ermöglicht einige interessante Interpretationen. Die rechte Seite der Gleichung entspricht dem (hypothetischen) Einkommen, welches erzielt werden kann, wenn die gesamte Zeit mit Arbeit verbracht wird. Auf der anderen Seite erhalten wir, dass  $\pi_i \equiv p_i x_i + \bar{w} t_i$  den Gesamtkosten einer Einheit von  $Z_i$  entspricht. Die Kosten einer Aktivität  $i$  bestehen damit zum einen aus direkten Kosten, welche für den Güterinput aufgewendet werden und zum anderen aus Opportunitätskosten, resultierend daraus, dass zu Gunsten der Konsum- und Produktionszeit auf Arbeitszeit verzichtet wird. Nimmt man nun zusätzlich an, dass die Haushaltsproduktion konstante Skalenerträge sowohl hinsichtlich zeitlicher als auch materieller Ressourcen aufweist, folgt sofort, dass  $\partial X_i / \partial Z_i = x_i$  und  $\partial T_i / \partial Z_i = t_i$ , womit man die folgenden einfachen Optimalitätsbedingungen erhält:

$$U_i \equiv \frac{\partial U}{\partial Z_i} = \lambda \pi_i, \quad i = 1, \dots, n : Z_i > 0, \quad (9)$$

wobei  $\lambda$  wiederum dem Grenznutzen des Einkommens und bei vorgegebenen Güterpreisen  $\pi_i$  den Grenzkosten von  $Z_i$  entspricht.

Gronau und Hamermesh (2008) zeigen innerhalb dieses theoretischen Rahmens, wie sich Veränderungen im Einkommen auf die Nachfrage nach Vielfalt auswirken. Das Ausmaß der nachgefragten Vielfalt entspricht, analog zu Jackson (1984), der Anzahl im Optimum konsumierter Güter, also  $\#\{i \mid Z_i > 0\}$ . Ein Gut wird dabei genau dann in positiver Quantität konsumiert, wenn der Grenznutzen der ersten Einheit deren Kosten, ausgedrückt in Nutzeneinheiten, übersteigt. Dies führt zu folgender Bedingung:

$$U_i(0) > (p_i x_i + \bar{w} t_i) \lambda \quad (10)$$

Dividiert man beide Seiten dieser Ungleichung durch  $\lambda$ , erhält man die äquivalente Bedingung

$$\bar{\pi}_i > \pi_i, \quad (11)$$

mit  $\bar{\pi}_i \equiv U_i(0)/\lambda$  als Reservationspreis.

Betrachtet man nun eine Erhöhung des Nicht-Lohneinkommens  $V$ , so impliziert dies eine Erleichterung der Restriktion (8). Unter der Annahme eines abnehmenden Grenznutzens des Einkommens kommt dies einer Verringerung des Reservationspreises  $\bar{\pi}_i$  gleich, was damit einen positiven Einkommenseffekt auf die Vielfalt zur Folge hat. Auf der anderen Seite wirkt sich eine Veränderung des Lohns  $\bar{w}$  nicht nur auf das hypothetische Einkommen, sondern zusätzlich auch auf die relativen Preise der einzelnen Aktivitäten aus, da sich die indirekte Kostenkomponente  $\bar{w} t_i$  verändert. Weil der Faktor Zeit bei einer Erhöhung von  $\bar{w}$  im Vergleich zu den materiellen Inputs  $X_i$  teurer wird, kommt es *ceteris paribus* zu einer Substitution von zeitintensiven Gütern, durch Güter, welche weniger Zeit, dafür mehr Marktgüter als Produktionsinputs verwenden. Die dabei freiwerdende Zeit kann für den Konsum zusätzlicher materialintensiver Güter verwendet werden. Man erhält damit einen positiven Preiseffekt von Lohnveränderungen auf die Nachfrage nach Vielfalt. Dass hierbei explizit die Auswirkungen einer Veränderung von  $\bar{w}$  unabhängig von Änderungen des verfügbaren Einkommens analysiert werden können, ist ein Vorzug dieser speziellen Theorie, da die Preise der einzelnen Aktivitäten vom jeweiligen Lohn abhängen und damit heterogen sind (vgl. Gronau & Hamermesh, 2008, S. 563).

Fasst man die Ergebnisse des bisherigen Abschnitts zusammen, gelangt man zu dem Schluss, dass es mehrere theoretische Zugänge gibt, um einen positiven Zusammenhang zwischen dem Einkommen und der Nachfrage nach Vielfalt herzuleiten. Die Mehrheit der bestehenden empirischen Literatur bestätigt diesen Zusammenhang, trotz zum Teil beträchtlicher Unterschiede im methodologischen Zugang.

Differenzen zwischen den einzelnen Arbeiten ergeben sich unter anderem im Aggregationsniveau der Daten. Theil und Finke (1983) untersuchen beispielsweise Makrodaten 30 verschiedener Länder und finden dabei Belege für einen positiven Zusammenhang zwischen dem Realeinkommen pro Kopf und der Produktvielfalt, gemessen an der Verteilung der Konsumausgaben auf verschiedene Produktgruppen. Falkinger und Zweimüller (1996) finden ebenfalls Evidenz für einen positiven Zusammenhang zwischen Einkommen und Produktvielfalt auf der Makroebene. Die Autoren führen eine Regressionsanalyse basierend auf Konsumdaten zu 91 Gütern in 57 Ländern durch, wobei die Ergebnisse einen positiven Effekt des Pro-Kopf-Einkommens auf die Anzahl der konsumierten Güter sowie einen negativen Effekt auf die Konzentration der Gesamtausgaben auf die einzelnen Produkte belegen. Ein positiver Effekt der Einkommenshöhe auf die Vielfalt in der Ökonomie zeigt sich auch bei Jekanowski und Binkley (2000), die insbesondere auf die Bedeutung von Armut in dieser Beziehung aufmerksam machen, sowie Falkinger und Zweimüller (1997).

Eine Vielzahl anderer Arbeiten basiert hingegen auf der Auswertung von Mikrodaten. Jackson (1984) verwendet Querschnittsdaten US-Amerikanischer Haushalte und beobachtet dabei einen signifikant positiven Effekt der Einkommenshöhe auf die Anzahl der nachgefragten Produkte innerhalb diverser Güterkategorien. Shonkwiler, Lee und Taylor (1987) arbeiten ebenfalls mit Querschnittsdaten Amerikanischer Haushalte, beschreiten in ihrer Analyse der Daten des *1977-8 Survey of Household Food Consumption* jedoch einen gänzlich anderen Weg als etwa Jackson. Anstatt den Zusammenhang zwischen der Einkommenshöhe und der nachgefragten Vielfalt direkt zu untersuchen, schätzen sie eine Translog-Kostenfunktion der Haushaltsproduktion, wobei die Ergebnisse eine positive Relation zwischen den Gesamtausgaben und der Anzahl an konsumierten Lebensmitteln

innerhalb der einzelnen Kategorien stützen. Die Arbeit von Gronau und Hamermesh (2008) basiert zwar auch auf Mikrodaten, ist aber insofern sehr speziell, als dass sie im Gegensatz zu zahlreichen anderen Beiträgen der empirischen Literatur keine Konsumdaten verwendet, sondern auf detaillierte Zeitbudgetdaten aus Israel, Australien und Deutschland zugreift. Die Ergebnisse suggerieren einen signifikant positiven Effekt von sowohl Einkommen als auch Lohnhöhe auf die Vielfalt der von den Probandinnen aufgezeichneten Aktivitäten, was sich mit den Vorhersagen der Haushaltsproduktionstheorie deckt. Ein positiver Zusammenhang zwischen dem Einkommen und der Nachfrage nach Produktvielfalt auf Haushaltsebene findet sich zudem bei Moon et al. (2002), Thiele und Weiss (2003), Stewart und Harris (2005) sowie Tankari und Badiane (2015).

Während die bisher angeführten Forschungsergebnisse allesamt auf Querschnittsdaten beruhen, untersuchen Chai und Moneta (2012) Zeitreihendaten des *UK Family expenditure survey* und finden dabei, im Geiste Ernst Engels, Evidenz für eine gleichmäßigere Verteilung der Gesamtausgaben auf die verschiedenen Ausgabenkategorien bei steigendem Einkommen.

Der Beitrag von Schiff (2015), welcher anhand von Daten zu 127,000 Restaurants aus 726 US-Amerikanischen Städten die Vielfalt auf Restaurantmärkten untersucht, erscheint für diese Arbeit von besonderer Relevanz. In der Regressionsanalyse zeigt sich dabei kein signifikant positiver Einfluss des Median-Einkommens auf die Vielfalt. Gleichzeitig findet der Autor jedoch Belege für eine hierarchische Struktur der einzelnen Küchen, insofern als in Städten mit verschiedenen exotischen Restaurants im Allgemeinen auch sämtliche gängigeren Küchen angeboten werden.

Auch wenn die empirische Evidenz auf den ersten Blick recht eindeutig erscheinen mag, muss auf gewisse Schwierigkeiten hinsichtlich einer Verallgemeinerung der Ergebnisse hingewiesen werden. Zum einen ist festzuhalten, dass kaum Arbeiten basierend auf Mikrodaten aus Schwellen- und Entwicklungsländern existieren (Moon et al. (2002) mit ihrer Studie zu Bulgarien sowie der Beitrag von Tankari und Badiane (2015) zur Ernährungsvielfalt in Uganda bilden dabei die Ausnahme). Angesichts der durchaus ge-

wichtigen Rolle von Armut bei der Nachfrage nach Vielfalt (vgl. Jekanowski & Binkley, 2000), erscheint eine intensivere Betrachtung von Volkswirtschaften mit geringerem Entwicklungsstand ertragreich. Darüber hinaus ist auf ein allgemeines Problem der Datenverfügbarkeit hinzuweisen. Mehrere der auf Haushaltsdaten basierenden Arbeiten sind in ihrer Repräsentativität begrenzt, da die Beobachtungen auf bestimmte Subgruppen der Gesamtbevölkerung reduziert werden (z.B. Haushalte mit drei Personen bei Jackson (1984) oder verheiratete Paare bei Gronau und Hamermesh (2008)). Berücksichtigt man die Ergebnisse von Thiele und Weiss (2003), wonach diverse Haushaltscharakteristiken einen signifikanten Einfluss auf die Nachfrage nach Vielfalt haben, wiegen diese Limitationen umso schwerer. Ungeachtet dessen erscheinen Daten auf individueller anstatt Haushaltsebene fundamental, um detailliertere Erkenntnisse zu den Einflüssen auf die Nachfrage nach Produktvielfalt gewinnen zu können (vgl. Weiss, 2012, S. 19) .

Nachdem bislang der Zusammenhang zwischen Produktvielfalt und der Einkommenshöhe diskutiert wurde, soll nun der Fokus vermehrt auf die Rolle von Verteilungsaspekten bei der Nachfrage nach Vielfalt gelegt werden. Hierfür ist ein Perspektivenwechsel von der individuellen Ebene hin zum Aggregat notwendig, was der simplen Tatsache geschuldet ist, dass zwar die Höhe des Einkommens auf Ebene des Einzelnen beobachtbar ist, die Betrachtung der Verteilung des Einkommens jedoch stets innerhalb von Personengruppen zu erfolgen hat; sei dies nun zwischen Ländern, Arbeitnehmerinnen und Unternehmerinnen oder, wie in dieser Arbeit, zwischen den Einwohnern einer Gemeinde. Dieser Perspektivenwechsel erfordert einige Adaptionen im theoretischen Zugang. Einerseits impliziert die Frage nach Verteilungseffekten, dass Modelle basierend auf einer repräsentativen Konsumentin keine zielführende Grundlage bieten. Vielmehr gilt es die Heterogenität von Konsumenten zu erfassen und dabei ein Aggregationsproblem zu lösen. Andererseits ergeben sich auch Implikationen für das Verständnis von Vielfalt. Eine Betrachtung der individuellen Nachfrage nach Produktvielfalt ist nicht länger hinreichend, da wir Vorhersagen über die Auswirkungen von Änderungen der Verteilung auf die Vielfalt am Markt treffen wollen. Damit geht einher, dass nicht mehr von Interaktionen zwischen Angebot und Nachfrage abstrahiert werden kann, sondern auch

Entscheidungen der Firmen zu berücksichtigen sind.

Während sowohl die theoretische als auch empirische Literatur in Bezug auf Effekte der Einkommenshöhe auf die Nachfrage nach Vielfalt recht üppig ist, sind Arbeiten zu den Einflüssen von Einkommensungleichheit eher rar. Wesentliche Beiträge zum Verständnis der hier behandelten Zusammenhänge stammen von Falkinger (1994) sowie Falkinger und Zweimüller (1996; 1997). Die Überlegungen der Autoren basieren dabei auf der Feststellung, dass wenn die Nachfrage nach Vielfalt auf individueller Ebene vom Einkommen abhängig ist, im Aggregat zwangsläufig auch Verteilungsaspekte eine tragende Rolle spielen. Wenn nämlich reiche Personen eine größere Anzahl an Gütern nachfragen als ärmere, ist es für Firmen profitabel neue Produkte anzubieten, wenn der Anteil an wohlhabenden Personen in der Gesellschaft groß genug ist. Bei konstantem Durchschnittseinkommen führt damit eine Zunahme der Einkommensungleichheit genau dann zu größerer Vielfalt am Markt, wenn das obere Ende der Einkommensverteilung stark genug anwächst.

Bei der Formalisierung dieser Gedanken, finden sich in der Literatur verschiedene Ansätze. Während Falkinger und Zweimüller (1996) ausschließlich einen theoretischen Rahmen für ihre empirische Analyse skizzieren und dabei die Entscheidungen auf der Angebotsseite größtenteils ausblenden, sind die Beiträge von Falkinger und Zweimüller (1997), insbesondere aber von Falkinger (1994), wesentlich ausführlicher in ihrer Modellierung der Entscheidungen von Firmen und bieten somit eine vollständigere Erklärung der Zusammenhänge. Es sei an dieser Stelle erwähnt, dass die beiden letztgenannten Arbeiten in ihrer theoretischen Breite deutlich über die Anforderungen der hier zu behandelnden Forschungsfrage hinausgehen, da neben der statisch komparativen auch eine dynamische Betrachtungsweise erfolgt, um Implikationen der Einkommensungleichheit auf das langfristige Wachstum ableiten zu können. Im Folgenden wird daher eine vereinfachte Version der beiden Modelle betrachtet, um die intuitive Vorhersage, dass mit zunehmender Ungleichheit die Vielfalt auf Märkten wächst, theoretisch zu fundieren.

Das hier betrachtete Modell greift die Idee einer hierarchischen Nachfragestruktur auf.

Es wird dazu angenommen, dass die  $M$  am Markt angebotenen Produkte hierarchisch gereiht sind, wobei ein Gut erst dann nachgefragt wird, wenn die Nachfrage nach hierarchisch übergeordneten Gütern gesättigt ist. Der Einfachheit halber wird angenommen, dass zur Sättigung der Nachfrage genau eine Geldeinheit aufgewendet werden muss. Formal lassen sich damit die Ausgaben einer Person mit Einkommen  $y_h$  für Gut  $j$  wie folgt fassen:

$$c_h^j = \begin{cases} 1, & \text{falls } j \leq y_h \\ 0, & \text{sonst} \end{cases} \quad (12)$$

Auf der Firmenseite wird die Annahme getroffen, dass jedes der  $j = 1, \dots, M$  Güter von einem Monopolisten angeboten wird. Dabei müssen die einzelnen Gütermärkte jedoch erst erobert werden, weshalb neben den variablen Produktionskosten zweierlei Arten an Fixkosten anfallen. Auf bereits bestehenden Gütermärkten sind Investitionen in Produktverbesserungen von Nöten, um sich die dominierende Marktposition zu sichern bzw. diese zu verteidigen. Damit ein gänzlich neuer Markt geschaffen werden kann, sind zusätzliche Ausgaben für Marktforschung sowie die Konzeption eines neuen Produktes notwendig. Um das Modell möglichst einfach zu halten, wird angenommen, dass sämtliche Kosten dem Faktor Arbeit zuzurechnen sind und somit ausschließlich Lohnkosten anfallen.

Anhand dieser einfachen Modellstrukturen kann nun untersucht werden, wie sich eine Umverteilung des Einkommens auf die Vielfalt in der Ökonomie auswirkt. Sei dafür  $T$  die Anzahl der unterschiedlichen Einkommensklassen und  $y_1, \dots, y_T$  die Einkommenshöhe der jeweiligen Gruppen, wobei  $y_h < y_{h'}$  für  $h < h'$ . Weiters bezeichne  $N_h$  die Anzahl an Personen mit Einkommen  $y_h$ . Das Ausmaß der Ungleichheit  $\alpha$  wird über das Verhältnis der Topeinkommen zum Durchschnittseinkommen  $\mu$  erfasst, womit man die definitorische Gleichheit  $\alpha \equiv y_T/\mu$  erhält. Aus der Ausgabenfunktion in (12) wird sofort ersichtlich, dass die Gütervielfalt durch das Einkommen der obersten Einkommensklasse begrenzt wird, also stets  $M \leq y_T$  gilt. Ob es für Firmen nun profitabel ist die gesam-

te Nachfrage der Konsumentinnen zu bedienen, hängt von mehreren Faktoren ab. Zum einen muss klarerweise das Grenzprodukt der Arbeit den durchschnittlichen Lohn übersteigen, andernfalls bestünde auf Seiten der Firmen kein Anreiz in die Produktion und Verbesserung von Gütern zu investieren. Diese Bedingung ist jedoch nicht hinreichend, da zusätzlich die Nachfrage groß genug sein muss, um die anfallenden Fixkosten decken zu können, was wiederum maßgeblich von der Anzahl an Spitzenverdienern abhängt. Falkinger (1994) zeigt dabei formal, wie groß die oberste Einkommensklasse in Abhängigkeit der Fixkosten, durchschnittlichen Löhne und Arbeitsproduktivität sein muss, damit es profitabel ist, die Nachfrage zur Gänze auszuschöpfen. Diese Überlegungen führen zu folgendem Resultat:

$$M = y_T = \alpha\mu, \quad \text{falls } N_T \geq N_T^*, \quad (13)$$

wobei  $N_T^*$  die notwendige Mindestgröße der obersten Einkommensklasse bezeichnet. Diese Gleichung impliziert somit einen positiven Effekt des Durchschnittseinkommens auf die Anzahl der angebotenen Produkte und gleichzeitig einen positiven Zusammenhang zwischen der Vielfalt und dem Grad der Einkommensungleichheit.

Die konkrete Form der Zusammenhänge in (13) ist klarerweise den vereinfachenden Modellannahmen geschuldet, die Richtung der Zusammenhänge erscheint hingegen durchaus robust. So gelangt etwa Wuergler (2010) in einem erweiterten Modellrahmen, welcher unter anderem Qualitätsunterschiede zwischen den Gütern berücksichtigt, ebenfalls zu dem Schluss, dass die Produktvielfalt in ungleichen Gesellschaften größer ist. Gleichzeitig zeigt er, dass eine zunehmende Kluft zwischen Arm und Reich dazu führt, dass die konsumierte Vielfalt auf Ebene der einkommensschwachen Haushalte sinkt, was mitunter interessante wohlfahrtstheoretische Schlussfolgerungen ermöglicht.

Angesichts der eindeutigen Aussagen zu Verteilungseffekten von Seiten der theoretischen Literatur, lässt sich folgende Hypothese formulieren, welche es im Rahmen der empirischen Analyse zu überprüfen gilt:

**Hypothese 1** *Die Vielfalt am Restaurantmarkt ist umso größer, je ungleicher die Einkommen verteilt sind.*

Es sei an dieser Stelle darauf hingewiesen, dass die Theorie eine etwas schwächere Formulierung von Hypothese 1 nahelegen würde, in dem Sinne, dass eine größere Vielfalt nur dann zu erwarten ist, wenn es zu einer stärkeren Konzentration der Einkommen am oberen Ende der Verteilung kommt. Im Hinblick auf die hier zur Verfügung stehenden Verteilungsmaße wird diese etwas unpräzise Formulierung jedoch bewusst in Kauf genommen.

Die bestehende empirische Evidenz zu den Einflüssen der Einkommensungleichheit ist von überschaubarem Umfang und alles in allem weniger eindeutig, als jene zu den Effekten der Einkommenshöhe. Falkinger und Zweimüller (1996) finden dabei Belege für einen positiven Zusammenhang zwischen dem Grad der Einkommensungleichheit und der Produktvielfalt. Anhand internationaler Konsumdaten des *International Comparison Programmes* (ICP) aus dem Jahr 1980 führen die Autoren eine Regressionsanalyse durch, wobei die Verteilungsvariable  $\alpha_{10}$ , welche den Anteil der reichsten 10% am Gesamteinkommen misst, durch die Einschulungsraten für weiterführende Schulen aus dem Jahr 1960 instrumentiert wurde. Die Ergebnisse zeigen den erwarteten positiven Effekt der Ungleichheit auf die Anzahl der konsumierten Güter, wohingegen der Einfluss auf die Vielfalt, gemessen anhand der Verteilung der Gesamtausgaben auf die einzelnen Güterkategorien, nicht signifikant ist. In einem weiteren Beitrag (1997) untersuchen die beiden Autoren Daten aus dem ICP 1975 und gelangen zu dem Ergebnis, dieses Mal ohne Instrumentierung der Ungleichheitsvariable, dass die Einkommensverteilung zwar nicht das absolute Maß der Produktvielfalt, dafür jedoch die relative Vielfalt beeinflusst, welche als absolute Vielfalt im Verhältnis zum Durchschnittseinkommen definiert wird. Jekanski und Binkley (2000) untersuchen anhand aggregierter Daten US-Amerikanischer Lebensmittelgeschäfte aus dem Jahr 1990 den Einfluss verschiedener Faktoren auf die Vielfalt. Für das Ausmaß der Einkommensungleichheit wird kontrolliert, indem der Gini-Koeffizient als Prädiktor im Regressionsmodell inkludiert wird. Es zeigt sich dabei ein zwar positiver, statistisch jedoch nicht signifikanter Effekt der Ungleichheit auf die konsumierte Vielfalt. Dieses negative Ergebnis lässt sich mitunter damit begründen, dass der Gini-Koeffizient die Verteilung als Ganzes erfasst, wohingegen die von Falkinger und

Zweimüller (1996; 1997) verwendeten Ungleichheitsmaße speziell auf das obere Ende der Verteilung abzielen und unterstreicht damit die besonderen Anforderungen an die zu verwendenden Verteilungsmaße hinsichtlich der hier zu beantwortenden Forschungsfrage. Diese werden in Abschnitt 3.2 noch näher diskutiert.

### **2.2 Der Einfluss von Bildung auf die Nachfrage nach Produktvielfalt**

Während der positive Effekt der Einkommenshöhe auf die Nachfrage nach Produktvielfalt angesichts der zusätzlichen Konsummöglichkeiten, die mit einer besseren Ressourcenausstattung einhergehen, intuitiv einleuchtend erscheint, mag die eigene Intuition hinsichtlich der Einflüsse von Bildung weniger klar sein. Aufbauend auf den theoretischen Ergebnissen sowie der empirischen Evidenz aus dem vorigen Abschnitt, erscheinen die Erkenntnisse der Humankapitaltheorie (Becker, 1975; Schultz, 1961) als sinnvoller Einstieg in die Analyse der Auswirkungen von Bildung auf die Nachfrage nach Vielfalt.

Die Humankapitaltheorie postuliert einen positiven Zusammenhang zwischen dem Grad der (formalen) Bildung und der Produktivität von Individuen. Unter der Annahme, dass die Entlohnung am Arbeitsmarkt dem Grenzprodukt der Arbeit entspricht bzw. unter der etwas schwächeren Annahme, dass sich der Lohn proportional zur individuellen Produktivität verhält, impliziert dies einen positiven Effekt von Bildung auf das Einkommen. In Anbetracht der Resultate aus Abschnitt 2.1 ist folglich ein positiver, wenn auch indirekter Einfluss der Bildung auf die Nachfrage nach Produktvielfalt zu erwarten.

Um darüber hinaus die Frage nach einem etwaigen direkten Effekt der Bildung beantworten zu können, erweisen sich die Überlegungen von Michael (1973) von fundamentaler Bedeutung. Dieser nutzt aus, dass Humankapital untrennbar mit derjenigen Person verbunden ist, die dieses akkumuliert, um zu dem plausiblen Schluss zu gelangen, dass Bildung nicht nur die Produktivität am Arbeitsmarkt erhöht, sondern sich insbesondere auch auf Aktivitäten außerhalb des Arbeitsplatzes auswirkt. Michael verwendet dabei

den Modellrahmen der Haushaltsproduktionstheorie, um in weiterer Folge die Implikationen einer Änderung im Bildungsniveau auf die Entscheidungen der Haushalte zu untersuchen und integriert dazu den Faktor *Bildung* in das Konzept der Haushaltsproduktionsfunktion, wodurch sich (4) zu

$$Z_i = f_i(X_i, T_i; E) \quad (14)$$

erweitern lässt. Die Bildungsvariable  $E$  stellt hierbei keinen Produktionsfaktor im engeren Sinn dar, sondern beeinflusst lediglich die Verwendung und Auswahl von Güter- und Zeitinputs. Insbesondere ist Bildung nicht verbrauchbar und weist in diesem Kontext somit Eigenschaften eines öffentlichen Gutes auf (vgl. Michael, 1973, S. 308). Um nun die Auswirkungen der Bildung auf die Produktion einer Aktivität  $Z_i$  zu ermitteln, genügt es  $f_i$  nach  $E$  abzuleiten. Unter der Annahme einer linearen Produktionsfunktion, entspricht

$$MP_E^i \equiv \frac{\partial Z_i}{\partial E} = X_i \left( \frac{\partial MP_{X_i}}{\partial E} \right) + T_i \left( \frac{\partial MP_{T_i}}{\partial E} \right) \quad (15)$$

dem marginalen Effekt der Bildung auf die Aktivität  $Z_i$ , wobei  $MP_{X_i}$  und  $MP_{T_i}$  die jeweiligen Grenzprodukte von  $X_i$  und  $T_i$  bezeichnen. Inwiefern Veränderungen im Bildungsniveau auch Änderungen in der Struktur der konsumierten Aktivitäten nach sich ziehen, hängt somit maßgeblich davon ab, ob und in welchem Ausmaß das Bildungsniveau einer Person die Effizienz von Güter- und Zeitinputs beeinflusst. Hierzu wird die Annahme getroffen, dass sich Bildung positiv auf die Produktivität im Haushalt auswirkt, was angesichts der positiven Effekte von Bildung auf die Produktivität im Arbeitsprozess sowie der Tatsache, dass Humankapital fest in der jeweiligen Person verankert ist, jedenfalls schlüssig erscheint. Darüber hinaus argumentiert der Autor, dass Bildung mit zusätzlichem Wissen und Know-how einhergeht, „including more knowledge of how to acquire, evaluate, and utilize additional relevant information“ (Michael, 1973, S. 317), was ebenfalls die These stützt, dass besser gebildete Personen in der Lage sind Organisations- und Produktionsprozesse im Haushalt effizienter zu gestalten. Wie groß die Effizienzgewinne durch ein Mehr an Bildung sind, hängt dabei von der jeweiligen

Aktivität ab. Während ein höherer Grad formaler Bildung höchstwahrscheinlich keine Zeitersparnis beim Spaziergehen mit dem eigenen Hund verspricht, dürfte dies beim Lesen und Verstehen der Gebrauchsanweisungen eines schwedischen Möbelhauses oder der Suche nach einem passenden Restaurant anders aussehen. Diese Feststellung impliziert, dass Veränderungen im Bildungsniveau auch Substitutionseffekte zwischen den einzelnen Aktivitäten nach sich ziehen, da es zu Änderungen der relativen Preise kommt.

Gronau und Hamermesh (2008) leiten aus den Ausführungen von Michael (1973) einen direkten positiven Effekt der Bildung auf die Vielfalt her. Eine höhere Produktivität im Haushalt führt dazu, dass die marginalen Inputs  $x_i$  und  $t_i$  mit steigendem Bildungsniveau sinken. Ungeachtet etwaiger Einflüsse auf den Lohn, führt dies zu niedrigeren effektiven Preisen  $\pi_i$  und erlaubt damit den Konsum einer größeren Vielfalt an Aktivitäten. Die Autoren testen diese Hypothese empirisch und finden dabei starke Evidenz für einen positiven Effekt der Bildung auf die Anzahl der unternommenen Aktivitäten, welcher über einen indirekten Effekt, resultierend aus Veränderungen in der Lohnhöhe, hinausgeht. Zudem finden Gronau und Hamermesh Belege dafür, dass es tatsächlich Differenzen in der Produktivität sind, und nicht etwa Unterschiede in der grundsätzlichen Präferenz für Diversität, die diese positive Beziehung zwischen Bildung und Vielfalt bewirken (vgl. Gronau & Hamermesh, 2008, S. 568ff).

Die große Mehrheit der empirischen Literatur bestätigt den vorhergesagten Zusammenhang zwischen Bildung und der Nachfrage nach Vielfalt, wobei sich ähnliche Lücken und Einschränkungen bei der Verallgemeinerung feststellen lassen wie schon in der Literatur zu den Effekten der Einkommenshöhe.

Lee (1987) untersucht Daten des *Nationwide Food Consumption Survey* aus 1977-78, welcher detaillierte Informationen zum Lebensmittelkonsum für 15,000 Haushalte in den USA beinhaltet. Die Ergebnisse lassen auf signifikante Unterschiede im Lebensmittelkonsum in Abhängigkeit des schulischen bzw. akademischen Abschlusses des weiblichen Familienoberhaupts schließen, wobei die Anzahl der konsumierten Nahrungsmittel mit dem Bildungsniveau steigt. Moon et al. (2002) finden anhand bulgarischer Haushaltsdaten zum täglichen, wöchentlichen sowie monatlichen Lebensmittelkonsum Evidenz dafür,

dass unabhängig vom Betrachtungszeitraum mit steigendem Bildungsgrad die Anzahl an konsumierten Lebensmittel zunimmt und Ausgaben gleichmäßiger auf die einzelnen Nahrungsmittel verteilt werden. Der Beitrag von Schiff (2015) erscheint wiederum von besonderem Interesse für diese Arbeit. Während der Autor zwar keinen positiven Zusammenhang zwischen dem Einkommen und der Vielfalt auf Restaurantmärkten findet, zeigen die Ergebnisse der Regressionsanalyse einen signifikant positiven Effekt des Anteils an College-Absolventinnen in der Bevölkerung auf die Anzahl der Küchen in einer Stadt und belegen somit den positiven Zusammenhang zwischen Bildung und Vielfalt. Weitere Evidenz für den positiven Effekt von höherer Bildung auf die Vielfalt (der Ernährung) findet sich bei Stewart und Harris (2005), Drescher et al. (2009) sowie Tankari und Badiane (2015).

Um nun auf ähnliche Weise wie in Abschnitt 2.1 von den Effekten des Bildungsniveaus auf jene der Bildungsungleichheit zu schließen, sind erneut Überlegungen zur Aggregation heterogener Individuen notwendig. Im Gegensatz zur Einkommensungleichheit, wurde die Rolle der Bildungsungleichheit bei der Nachfrage nach Vielfalt bislang jedoch weder in der empirischen, noch in der theoretischen Literatur behandelt. Angesichts des Zusammenhangs zwischen Bildung und Einkommen sowie der bisherigen Resultate, ist zumindest ein indirekter positiver Zusammenhang zwischen dem Grad der Bildungsungleichheit und der Vielfalt auf Gütermärkten zu erwarten. Inwieweit die Verteilung von Bildung auch dann eine Rolle spielt, wenn für das Ausmaß der Einkommensungleichheit kontrolliert wird, lässt sich mit ähnlichen Gedanken wie im vorigen Abschnitt beantworten. Den Ergebnissen von Gronau und Hamermesh (2008) folgend, ist die Nachfrage nach Vielfalt bei höher gebildeten Personen, unabhängig von ihrem Einkommen, größer, als jene von Personen mit geringerem Bildungsniveau. Hält man nun das durchschnittliche Bildungsniveau konstant und lässt gleichzeitig den Anteil höher gebildeter Personen steigen, so nimmt auch die Anzahl an Personen mit einer größeren Nachfrage nach Vielfalt zu. Etwaige Konsequenzen auf die Vielfalt am Markt sind jedoch *a priori* ungewiss, da in der Haushaltsproduktionstheorie zum einen, anders als etwa bei Falkinger (1994) sowie Falkinger und Zweimüller (1997), keine Aussagen zu einer möglichen hierarchischen

Struktur der nachgefragten Aktivitäten gemacht werden und es zum anderen unklar ist, inwiefern eine größere Vielfalt an Aktivitäten die Nachfrage nach am Markt erworbenen Güterinputs beeinflusst. In Bezug auf Letzteres erscheint es plausibel, insbesondere mit Hinblick auf den Restaurantmarkt, anzunehmen, dass die Nachfrage nach neuen Aktivitäten gleichzeitig auch eine Nachfrage nach zusätzlichen Inputs am Markt kreiert. Welche Güter und in welchen Mengen diese nun zur Herstellung einer bestimmten Aktivität verwendet werden, hängt dabei neben den Preisen der Produktionsfaktoren von der konkreten Form der jeweiligen Haushaltsproduktionsfunktion ab. Es ist nun durchaus denkbar, dass es Unterschiede zwischen den Technologien der einzelnen Haushalte gibt. In der Folge wird jedoch angenommen, dass diese ausschließlich aus Differenzen im Bildungsniveau resultieren. Hinsichtlich des ersten Aspektes kann festgehalten werden, dass sich eine hierarchische Struktur problemlos in das Konzept der Haushaltsproduktion integrieren lässt, was angesichts der bestehenden empirischen Evidenz zur hierarchischen Nachfrage auch sinnvoll erscheint. Schwierigkeiten ergeben sich jedoch bei der Aggregation der individuellen Nachfragefunktionen zur Marktnachfrage. Jackson (1984) zeigt, dass die Reihenfolge, in welcher Güter Teil des konsumierten Warenbündels werden, von den Preisen abhängt. Eine charakteristische Eigenschaft der Haushaltsproduktionstheorie ist nun jedoch, dass die Preise der einzelnen Aktivitäten maßgeblich von den individuellen Zeitkosten abhängen. Im Gegensatz zu Falkinger (1994) sowie Falkinger und Zweimüller (1996), erscheint es daher nicht gerechtfertigt anzunehmen, dass alle Konsumentinnen derselben Hierarchie an Aktivitäten gegenüberstehen. Fasst man hingegen die einzelnen Aktivitäten in Kategorien zusammen, welche mit Bedürfnissen von unterschiedlicher Priorität korrespondieren, kann die plausiblere Annahme getroffen werden, dass zwar die exakte Reihung einzelner Aktivitäten zwischen den Konsumentinnen divergiert, aber dennoch eine einheitliche hierarchische Ordnung der verschiedenen Nachfragekategorien existiert.

Mit diesen zusätzlichen Annahmen lässt sich nun folgern, dass eine Zunahme des Anteils an höher Gebildeten in der Gesellschaft die Nachfrage nach neuen Kategorien an Aktivitäten erhöht. Ist diese Zunahme, ähnlich wie bei Falkinger (1994), stark genug, so

wird es für Firmen profitabel, die zur Produktion der neuen Aktivitäten benötigten Güterinputs anzubieten, womit die Vielfalt am Markt steigt. Dadurch ergibt sich folgende Hypothese:

**Hypothese 2** *Die Vielfalt am Restaurantmarkt ist umso höher, je größer das Ausmaß der Bildungsungleichheit ist.*

Diese Vermutung erscheint schlüssig, die obigen Überlegungen verdeutlichen jedoch, dass es Aufgabe künftiger Arbeiten ist, einen theoretischen Rahmen bereitzustellen, welcher es erlaubt Unterschiede im Bildungsniveau bzw. Variationen in den Technologien der Haushalte und deren Implikationen auf die Marktergebnisse einer tiefer gehenden Analyse unterziehen zu können.

## 3 Restaurants in Österreich

Das folgende Kapitel dient der Überleitung von der bereits erarbeiteten theoretischen Fundierung zu der noch ausstehenden empirischen Analyse. Hierfür werden die abstrakten Begriffe der Theorie auf den konkret betrachteten Markt und die zur Verfügung stehenden Daten umgelegt. Insbesondere gilt es einen sinnvollen Begriff der Vielfalt am Restaurantmarkt zu charakterisieren sowie Vorzüge und Nachteile verschiedener Verteilungsmaße in Bezug auf die theoretischen Vorhersagen zu diskutieren. Eine Deskription der Daten, samt ersten graphischen Eindrücken zu den erwarteten Zusammenhängen, bildet den Abschluss dieses Kapitels. Einführend soll noch auf einige charakteristische Merkmale der Restaurantbranche aus ökonomischer Perspektive eingegangen werden.

Restaurants sind ein Paradebeispiel für lokale, nicht-handelbare Güter, da der Ort an dem eine Leistung konsumiert wird zwangsweise mit jenem Ort übereinstimmt, an welchem diese erstellt wird (vgl. Schiff, 2015). Da zudem von Transportkosten auf Seiten der Konsumentinnen auszugehen ist, schließlich spielt die geographische Nähe bei der Restaurantwahl eine gewichtige Rolle, ergibt sich ein verhältnismäßig kleiner geographischer Markt. Die empirischen Ergebnisse von Waldfogel (2008) stützen diese Annahme, wobei der Autor argumentiert, dass die räumliche Ausdehnung des relevanten Marktes maßgeblich davon abhängt, welche Art von Restaurant betrachtet wird; so wird beispielsweise ein Gourmetrestaurant eher in der Lage sein Konsumentinnen über die Stadtgrenze hinweg anzusprechen, als die Filiale einer Fast-Food-Kette. Angesichts dieser starken Ortsgebundenheit von Restaurants, zieht Waldfogel Parallelen zu lokalen öffentlichen Gütern und verdeutlicht damit, dass die Struktur der Gastronomielandschaft wesentlich von den Präferenzen der ortsansässigen Bevölkerung abhängt. Im Umkehrschluss ergibt sich daraus die Vermutung, dass sich die Vielfalt auf Restaurantmärkten über Merkmale der lokalen Bevölkerung und dabei insbesondere den Grad der Bildungs- und Einkommensungleichheit erklären lässt.

Da die Restaurantbranche sowohl durch horizontale als auch vertikale Differenzierung gekennzeichnet ist (vgl. Berry & Waldfogel, 2010), stellt sich darüber hinaus das Pro-

blem der sachlichen Marktabgrenzung. Inwiefern nun Restaurants aus verschiedenen Preis- und Qualitätssegmenten sowie unterschiedliche Küchen miteinander konkurrieren und ob sie dabei in Preis, Qualität oder einer anderen Dimension miteinander in Konkurrenz stehen, sind interessante Fragestellungen für sich, werden jedoch im Rahmen dieser Arbeit nicht weiter behandelt. Vielmehr wird von *einem* Restaurantmarkt ausgegangen, dessen räumliche Grenzen jenen der Gemeinde entsprechen. Diese zugegebenermaßen recht starke Vereinfachung widerspricht mit Sicherheit den realen Begebenheiten, erscheint aber im Hinblick auf die verfügbaren Daten und die zu beantwortende Forschungsfrage sowohl notwendig als auch sinnvoll.

#### 3.1 Vielfalt am Restaurantmarkt

Es wurde bereits in der Einleitung darauf hingewiesen, dass der Begriff der Produktvielfalt in der Literatur durchaus unterschiedlich ausgelegt wird. In diesem Abschnitt sollen verschiedene Zugänge am Beispiel von Restaurants illustriert werden, um letztlich ein möglichst klares Bild davon zu entwickeln, was unter der Vielfalt am Restaurantmarkt verstanden wird und wie diese erfasst werden kann. Zu Beginn werden Möglichkeiten der Messung von Produktvielfalt im Allgemeinen diskutiert.

Um sich diesem Thema systematisch anzunähern, sollen zunächst Eigenschaften postuliert werden, welche von einem Maß der Vielfalt erwartet werden. Als gemeinsamen Nenner der Literatur, streichen Gollop und Monahan (1991) die folgenden drei Kriterien heraus, welche ein wohldefinierter Index der Produktvielfalt jedenfalls erfüllen soll:

- (i) er soll sich direkt mit der Anzahl an Gütern verändern
- (ii) er soll sich indirekt mit dem Ausmaß der Ungleichverteilung der Ausgaben bzw. Quantitäten der einzelnen Güter verändern, d.h. je ausgeglichener die Ausgaben auf die konsumierten Güter verteilt werden, umso höher soll das Maß der Vielfalt sein
- (iii) er soll sich direkt mit dem Grad der Heterogenität der Güter verändern

Diese Attribute erscheinen jedenfalls schlüssig und werden im weiteren Verlauf als Maßstab für die betrachteten Vielfaltsindikatoren dienen.

Die denkbar einfachste Art Produktvielfalt zu erfassen, besteht nun darin, die Anzahl der konsumierten bzw. angebotenen Güter zu zählen und dabei eine höhere Anzahl an Gütern mit größerer Vielfalt gleichzusetzen. Diese Herangehensweise erscheint aus Gründen einer guten Datenverfügbarkeit sowie der einfachen Interpretation recht attraktiv und kommt daher in der Literatur auch zur Anwendung (siehe z.B. Theil und Finke (1983), Jackson (1984) oder Gronau und Hamermesh (2008)). Ein reiner Zählindex erfüllt jedoch nur die erste der drei geforderten Bedingungen, weshalb dieser Ansatz einige Schwächen birgt. Hierzu betrachte man das einfache Beispiel, dass die Konsumausgaben einer Person zu gleichen Teilen auf zwei Güter verteilt werden. Ändert diese Person nun ihre Ausgabenstruktur dahingehend, dass 99% der Ausgaben für ein Gut und nur mehr 1% für das andere aufgewendet werden, bleibt der Zählindex unverändert (vgl. Weiss, 2012, S. 13). Dieses Resultat widerspricht einem intuitiven Verständnis von Vielfalt und verdeutlicht somit gewisse Unzulänglichkeiten von Zählindizes.

Um diese Unzulänglichkeiten zu korrigieren, wurden Kennzahlen entwickelt, welche neben der Anzahl an konsumierten Gütern auch explizit die Verteilung der Konsumausgaben auf verschiedene Produktkategorien in Betracht ziehen. Dabei entspricht ein Mehr an Vielfalt einer geringeren Konzentration der Ausgaben auf die einzelnen Güter, wodurch gewisse Ähnlichkeiten zur Erfassung der Unternehmenskonzentration auf Gütermärkten erkennbar werden. Diese Parallelen spiegeln sich in der Konzeption von Konzentrationsmaßen zur Messung der Produktvielfalt wider. So ist etwa der Berry-Index (in der Literatur auch Simpson-Index) definiert als

$$BI \equiv 1 - H = 1 - \sum_{i=1}^n \omega_i^2,$$

wobei  $\omega_j$  dem Anteil der Konsumausgaben für Gut  $j$  entspricht und  $H$  den Herfindahl-Hirschmann-Index (HHI), als gängige Kennzahl der Marktkonzentration, bezeichnet (vgl. Lee & Brown, 1989; Weiss, 2012). Für eine intensivere Diskussion der Eigenschaf-

ten des Berry-Index sowie weiterer Indikatoren aus dieser Familie, welche sich in erster Linie durch eine andere Gewichtung von in kleinen Mengen konsumierten Gütern unterscheiden, wird auf Gollop und Monahan (1991) bzw. Patil und Taillie (1982) verwiesen. Indizes dieser Bauart eint dabei der Umstand, dass Heterogenität zwischen den betrachteten Gütern unberücksichtigt bleibt, was wiederum nicht in Einklang mit einer natürlichen Vorstellung von Vielfalt ist. Denkt man hierzu an den Restaurantmarkt, so macht es durchaus einen Unterschied, ob Konsumentinnen zwischen zwei verschiedenen mediterranen Küchen oder einem griechischen und einem koreanischen Restaurant wählen können.

Eine Möglichkeit, um auch diesem Manko zu begegnen, basiert auf dem „characteristics approach“ von Lancaster (1966). Dabei werden Güter als Bündel von Eigenschaften verstanden, wobei es diese charakterisierenden Merkmale und nicht die Güter selbst sind, die Nutzen stiften. Dieser Zugang erlaubt es den Grad der Andersartigkeit von Gütern zu bewerten, indem man Unterschiede zwischen den Gütern auf Differenzen in den einzelnen Merkmalsdimensionen zurückführt. Dazu ist es notwendig, den (mehrdimensionalen) Raum der Produkteigenschaften („attribute space“) mit einem Abstands begriff zu versehen, wobei in der Literatur häufig die Euklidische Metrik gewählt wird (vgl. Pinkse, Slade & Brett, 2002). Dieser Ansatz erscheint aus theoretischer Perspektive reizvoll, es ergeben sich jedoch Schwierigkeiten in der praktischen Umsetzung. Die Anwendung beschränkt sich vorwiegend auf Güter, deren wesentliche Attribute klar definiert und objektiv messbar sind. Beiträge der Literatur, welche dieses Konzept implementieren, sind etwa die Arbeiten von Pinkse und Slade (2004) bzw. Rojas und Peterson (2008) zum Biermarkt sowie die Studie von Huse und Oliveira (2012) zur Luftfahrtbranche in Brasilien. Bei komplexeren Gütern stellt sich die Abgrenzung der charakterisierenden Eigenschaften und deren Messung als problematisch heraus. Versucht man etwa einen geeigneten *attribute space* für Restaurants zu entwickeln, so sind zunächst Faktoren und Eigenschaften zu bestimmen, welche den Charakter eines Restaurants definieren. Diesbezüglich sind vermutlich Aspekte wie die Zentrumsnähe, das Niveau im Service oder die Art und Anzahl der servierten Küchen zu berücksichtigen. Der zweite Schritt be-

steht nun darin, die einzelnen Merkmale zu quantifizieren, um schließlich Unterschiede zwischen Restaurants konkret spezifizieren zu können. Dabei erscheint vor allem die zahlenmäßige Erfassung und Bewertung der angebotenen Küchen äußerst heikel. Letztlich müsste man festlegen, *wie weit* beispielsweise die spanische Küche von der indischen *entfernt* ist. Um dies in sinnvoller Weise zu tun, ist eine intensive Auseinandersetzung mit den Charakteristika verschiedener Küchen sowie deren Bedeutung für Konsumentinnen von Nöten, was im Rahmen dieser Arbeit nicht möglich ist. Nichtsdestotrotz sollen diese Überlegungen als Ausgangspunkt für eine ausführlichere Betrachtung der Vielfalt am Restaurantmarkt dienen.

Wie bereits in Kapitel 1 festgestellt wurde, räumt die Literatur einen gewissen Spielraum beim Verständnis von Produktvielfalt ein. Dementsprechend sollen an dieser Stelle verschiedene Alternativen zur Charakterisierung und Messung der Vielfalt am Restaurantmarkt betrachtet werden. Eine erste Möglichkeit besteht nun darin, die Anzahl der Restaurants als Maß der Diversität heranzuziehen. Dieser Ansatz deckt sich mit der Herangehensweise von Theil und Finke (1983) und rückt damit den quantitativen Aspekt von Vielfalt in den Vordergrund. Eine differenziertere Erfassung der Vielfalt berücksichtigt jedoch auch qualitative Merkmale. Dazu sei noch einmal an die Definition von Lancaster (1990) erinnert, wonach Produktvielfalt anhand der Anzahl verschiedener Ausprägungen und Varianten eines Produktes zu bewerten ist. Orientiert man sich an dieser Vorstellung, erscheint eine Auseinandersetzung mit konkreten Unterschieden zwischen Restaurants unausweichlich. Die obigen Ausführungen haben jedoch verdeutlicht, dass eine exakte Erfassung dieser Differenzen mit gewissen Herausforderungen verbunden ist, weshalb ein heuristischer Ansatz sinnvoll erscheint. Ein solcher offenbart entscheidende Vorzüge der Restaurantbranche in Bezug auf die hier zu beantwortende Forschungsfrage. Berücksichtigt man nämlich wie Schiff (2015), dass die angebotene Küche das wesentliche Differenzierungsmerkmal von Restaurants darstellt, so ermöglicht dies eine verhältnismäßig objektive und transparente Kategorisierung von Restaurants. Die Summe der am Markt angebotenen Küchen kann somit als weiterer Indikator der Restaurantvielfalt erachtet werden. Wenngleich damit einem reichhaltigeren Vielfaltsbegriff entsprochen wird

als noch mit der Anzahl an Restaurants alleine, soll darauf hingewiesen werden, dass auch die Summe der Küchen keine vollständige Abbildung der Vielfalt am Restaurantmarkt darstellt. Wie in den Anfängen dieses Abschnitts herausgearbeitet wurde, gilt es nicht nur zu erfassen, ob eine bestimmte Küche angeboten wird, sondern auch in wie vielen Restaurants diese serviert wird, um damit ein präziseres Bild der Restaurantlandschaft zu entwickeln. Einer Anwendung von Konzentrationsmaßen der Vielfalt auf die Restaurantbranche steht dabei prinzipiell nichts im Wege, der hier zur Verfügung stehende Datensatz erlaubt eine solche Vorgangsweise jedoch nicht. Im Bewusstsein gewisser Limitationen werden daher in der empirischen Analyse die Anzahl der Restaurants sowie der angebotenen Küchen innerhalb einer Gemeinde als Vielfaltsvariablen verwendet.

## 3.2 Die Erfassung von Ungleichheit

Dieser Abschnitt befasst sich mit der Messung von Ungleichheit. Dabei soll vor allem diskutiert werden, wie sensibel gängige Ungleichheitsindikatoren auf Veränderungen in bestimmten Bereichen der Verteilung reagieren. Zu Beginn werden Aspekte der Einkommensungleichheit thematisiert, ehe dann auf Besonderheiten in Verbindung mit der Messung von Bildung eingegangen wird.

Blendet man etwaige Probleme bei der konkreten Definition des Einkommens aus, stellt eine Messung der Einkommenshöhe keine Herausforderung dar. Die Erfassung von Einkommensungleichheit ist dahingegen um ein Vielfaches anspruchsvoller, insbesondere wenn man eine Ordnungsrelation schaffen möchte, die es erlaubt zu beurteilen, ob eine Verteilung gleicher oder ungleicher als eine andere ist (vgl. Atkinson, 1970; Cowell, 2000). Dabei besteht die erste Schwierigkeit darin, die Komplexität der Aufgabenstellung zu reduzieren. Während sich die Verteilung von Einkommen innerhalb der Bevölkerung mittels einer Verteilungsfunktion modellieren lässt, ist dieser Zugang für empirische Untersuchungen zur Ungleichheit ungeeignet. Folglich ergibt sich die Forderung nach Kennzahlen, welche den Grad der Ungleichheit einer Einkommensverteilung quantifizieren. Bei der Konzeption solcher Indikatoren offenbart sich der normative Charakter der Messung

von Ungleichheit. Atkinson (1970) verdeutlicht etwa, dass einem Maß der Einkommensungleichheit, wenn auch implizit, stets das Konzept einer sozialen Wohlfahrtsfunktion zugrunde liegt. Auf eine vertiefte Auseinandersetzung mit theoretischen Konzepten zur Erfassung der Einkommensungleichheit soll jedoch im Rahmen dieser Arbeit verzichtet und stattdessen auf die reichhaltige Literatur zu diesem Thema und dabei insbesondere auf die Beiträge von Atkinson (1970), Sen und Foster (1997) sowie Cowell (2000) verwiesen werden. An dieser Stelle sollen hingegen wesentliche Eigenschaften verschiedener Verteilungsmaße genauer betrachtet werden.

Der bekannteste Ungleichheitsindikator ist der Gini-Koeffizient, welcher sich anschaulich als die normalisierte Fläche zwischen der Lorenz-Kurve und der 45°-Geraden interpretieren lässt. Daraus folgt sofort, dass der Gini-Koeffizient im Falle einer Gleichverteilung den Wert 0 und im gegensätzlichen Extrem, wenn also eine Person über das gesamte Einkommen verfügt, den Wert 1 annimmt. Andere in der Literatur häufig verwendete Kennzahlen sind der Theil-Index, welcher sich aus Überlegungen der Informationstheorie ableitet und zusätzliche Möglichkeiten bei der Betrachtung von Ungleichheit innerhalb und zwischen Subgruppen der Bevölkerung bietet (vgl. Braun, 1988, S. 399), sowie das Atkinson-Maß, welches explizit auf einer additiven Wohlfahrtsfunktion aufbaut. Die Besonderheit im Ansatz von Atkinson liegt darin, dass über den Parameter  $\varepsilon$  der Grad der Ungleichheitsaversion gesteuert werden kann. Je größer  $\varepsilon$  gewählt wird, desto sensibler reagiert das Maß auf Transfers am unteren Ende der Verteilung (vgl. Atkinson, 1970, S. 257). Der Theil-Index reagiert ebenfalls stark auf Umverteilungen im Bereich der niedrigen Einkommen, wohingegen der Gini-Koeffizient besonders sensibel gegenüber Veränderungen in der Mitte der Verteilung ist (vgl. Allison, 1978, S. 868f). Allgemeiner lässt sich feststellen, dass alle drei Indizes dem von Dalton (1920) postulierten „Principle of Transfers“ entsprechen. Demnach lässt ein jeder Transfer von einer ärmeren zu einer reicheren Person das vom jeweiligen Indikator angegebene Maß der Einkommensungleichheit höher ausfallen (vgl. Braun, 1988). Wenngleich diese Eigenschaft im Allgemeinen von der Literatur gefordert wird, ergeben sich im Hinblick auf die speziellen Vorhersagen zu den Zusammenhängen zwischen Ungleichheit und Vielfalt in

Kapitel 2 gewisse Zweifel, ob sich die obigen Indizes als erklärende Variablen in der noch folgenden Regressionsanalyse eignen. Da die Theorie nur dann einen positiven Effekt der Ungleichheit auf die Vielfalt vorhersagt, wenn es zu Änderungen am oberen Rand der Verteilung kommt, wäre es wünschenswert Verteilungsmaße zu haben, welche auch nur auf solche Veränderungen reagieren. In dieser Hinsicht erscheinen die von Falkinger und Zweimüller (1996; 1997) verwendeten Variablen, welche den Anteil eines bestimmten Prozentsatzes der reichsten Personen am Gesamteinkommen erfassen, ideal. Eine Alternative dazu, welche sich mit den hier zur Verfügung stehenden Daten realisieren lässt, verwendet die Einkommenshöhe an bestimmten Punkten der Verteilung. Bei konstant gehaltenem Durchschnittseinkommen, lässt sich beispielsweise das 90%-Quantil als Ungleichheitsindikator interpretieren. Je höher dieser Wert ausfällt, desto höher ist die Einkommensschwelle, welche lediglich von den 10% der wohlhabendsten Personen überschritten wird, was auf eine größere Konzentration der Einkommen am oberen Ende der Verteilung schließen lässt. Da jedoch auch diese Vorgangsweise sicher nicht der Weisheit letzter Schluss ist, werden in der empirischen Analyse verschiedene Maße der Einkommensungleichheit als erklärende Variablen getestet.

Bevor auf Besonderheiten bei der Messung von Bildungsungleichheit eingegangen wird, soll auf ein vorgelagertes Problem aufmerksam gemacht werden. In empirischen Arbeiten stellt sich die Frage, *wie* der Grad der formalen Bildung erfasst werden kann und soll. Dabei ist eine Entscheidung zu fällen, ob die Dauer der Schulbildung oder der letztendlich erworbene Abschluss als maßgebliches Kriterium verwendet wird. Berücksichtigt man dabei die Signalwirkung formaler Bildung (vgl. Spence, 1978) und die daraus resultierende Sonderstellung von tatsächlich realisierten Abschlüssen (Hungerford und Solon (1987) verweisen in diesem Zusammenhang auf sogenannte „sheepskin effects“), scheint letzterer Ansatz gewisse Vorzüge aufzuweisen. Aufgrund einer angenehmeren Handhabung wird in der Literatur jedoch häufig mit Bildungsjahren gearbeitet. Es ergeben sich insbesondere auch Vorteile hinsichtlich der Messung von Ungleichheit, weshalb die vorliegende Arbeit ebenfalls diesen Weg einschlägt. Da der hier untersuchte Datensatz lediglich Informationen zu den erzielten Bildungsabschlüssen enthält, ist zunächst eine

Zuteilung der Bildungsjahre zu den jeweiligen Ausbildungsniveaus vorzunehmen. Diese erfolgt anhand der Tabellen in Appendix 5 des OECD Reports "Technical Report of the Survey of Adult Skills (PIAAC)" aus dem Jahr 2013. Um in weiterer Folge zu den angestrebten Kennzahlen zu gelangen, gilt es zu beachten, dass die Anzahl der Bildungsjahre eine diskrete Variable darstellt und somit gewisse Einschränkungen im Methodenspektrum vorliegen. In Anbetracht solcher Limitationen zeigen Thomas, Wang und Fan (1999) wie sich ein Gini-Koeffizient der Bildung sowohl direkt als auch indirekt über die Konstruktion der Lorenz-Kurve ermitteln lässt. Diesen Ausführungen folgend, wurden die Berechnungen auf beide Arten durchgeführt. Die Unterschiede fielen letztlich marginal aus, weshalb im weiteren Verlauf ausschließlich mit den direkt ermittelten Gini-Koeffizienten der Bildung gearbeitet wird.

### 3.3 Deskription der Daten

Für die empirische Analyse werden Daten auf Gemeindeebene untersucht. Diese umfassen dabei alle Gemeinden Österreichs mit mehr als 100 Einwohnern, wobei die 23 Wiener Gemeindebezirke separat erfasst werden. Es ergeben sich damit insgesamt 2,099 Beobachtungen, wobei lediglich ein Teil dieser in der Regressionsanalyse verwendet wird, da einige Variablen nicht für alle Gemeinden zur Verfügung stehen. Das Herzstück des verwendeten Datensatzes bilden umfangreiche Informationen zur Restaurantbranche in Österreich. Damit valide Aussagen zu den Einflüssen verschiedener Faktoren auf die Restaurantvielfalt getätigt werden können, müssen diese Informationen bestimmten Anforderungen entsprechen. Schiff (2015) stellt fest, dass die Daten notwendigerweise den gesamten Restaurantmarkt und somit möglichst alle Gastronomiestätten einer Gemeinde abdecken müssen. Eine Beschränkung auf Ausschnitte des jeweiligen Marktes und die damit einhergehende Exklusion bestimmter Einrichtungen, steht klarerweise im Widerspruch zum Versuch Effekte auf die Vielfalt erklären zu wollen. Die hier verwendeten Daten stammen von den Online-Plattformen *TripAdvisor* und *RestaurantTester*. Dadurch sich die zwei Plattformen in ihrer regionalen Verwendung unterscheiden, werden

die Daten beider Webseiten zusammengeführt, um somit die bestmögliche Abdeckung zu gewährleisten. Ein weiteres Kriterium, auf welches Schiff verweist, ist die einheitliche, konsistente Kategorisierung der Restaurants. Wie bereits in Abschnitt 3.1 verdeutlicht wurde, stellt sich die jeweils angebotene Küche als ideales Instrument hierfür heraus. Schwierigkeiten ergeben sich jedoch, wenn in einem Restaurant Speisen aus verschiedenen Küchen aufgetischt werden. Im Falle, dass ein Restaurant auf einer der Online-Plattformen mit mehreren Küchen assoziiert wird, soll die erstgenannte als *Hauptküche* festgelegt werden. Zudem wird unter allen angeführten Küchen jene als *seltenste Küche* definiert, die insgesamt in den wenigsten Restaurants angeboten wird. Dadurch erhält man die beiden Vielfaltsvariablen  $\#primary\ cuisines$ , als Summe der unterschiedlichen Hauptküchen innerhalb einer Gemeinde, sowie  $\#rarest\ cuisines$ , als die Anzahl der verschiedenen seltensten Küchen. Der verwendete Datensatz erlaubt es darüber hinaus für eine Vielzahl potentieller Einflüsse auf die Restaurantvielfalt zu kontrollieren. Neben detaillierten Auskünften zur Höhe und Verteilung von Einkommen sowie Bildung, stehen Daten der Statistik Austria zur geographischen Beschaffenheit der Gemeinden, demographischen Merkmalen sowie der wirtschaftlichen und touristischen Aktivität zur Verfügung.

Tabelle 1 gibt einen Überblick zur Lage und Streuung ausgewählter, in der Regressionsanalyse verwendeter, Variablen und verdeutlicht gleichzeitig die enorme Heterogenität innerhalb der österreichischen Gemeinden. Bei einigen der Variablen, wie etwa der Einwohnerzahl, der Anzahl ankommender Gäste oder dem prozentualen Anteil von Ausländerinnen und Ausländern an der Gesamtbevölkerung, liegt der Mittelwert deutlich über dem Median, was auf eine stark rechtsschiefe Verteilung hindeutet. Dieser Umstand wird in der weiterführenden Analyse berücksichtigt, indem Variablen mit problematischer Verteilung logarithmisch transformiert werden. Eine solche Transformation sorgt für bessere Symmetrieeigenschaften und erhöht damit die Qualität der Regressionsmodelle.

Eine nähere Betrachtung der Vielfaltsvariablen offenbart wesentliche Eigenschaften. Abbildung 1 soll ein Gefühl für die Verteilung der drei verwendeten Indikatoren vermitteln, wobei aus Gründen der besseren Illustration jeweils die rechten Rändern abgeschnitten

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken ausgewählter Variablen

	1. Quartil	Median	3. Quartil	Mittelwert	SD
# Restaurants	2	4	9	14.197	55.700
# Küchen ('rarest')	1	3	5	4.875	7.711
# Küchen ('primary')	1	2	4	3.637	5.478
Ø Einkommen	24,643	26,664	28,793	27,029	3,339.5
Gini-Koeffizient (E)	0.386	0.398	0.413	0.401	0.024
Ø Bildungsjahre	9.871	10.149	10.500	10.233	0.552
Gini-Koeffizient (B)	0.156	0.163	0.172	0.164	0.012
Einwohner	1,140	1,820	3,152	4,080	13,179
Ankünfte Touristen	1,895	6,329	20,006	23,899	68,238
% < 15 Jahren	13.2	14.6	15.9	14.56	2.13
% Arbeitslose	3.3	4.6	6.4	5.26	2.96
% Pendler	65.6	73.8	79.6	70.85	13.02
% Ausländer	3.2	5.5	9.0	6.86	5.24
% Tertiärabschlüsse	5.8	7.4	9.9	8.38	4.25

wurden. Es zeigt sich dabei, dass es keine Gemeinden ohne Restaurants gibt. Führt man sich die verschiedenen Aufgaben vor Augen, welche Restaurants als Teil der lokalen Infrastruktur erfüllen, erscheint diese Beobachtung plausibel. Zudem lässt sich sofort erkennen, dass in den meisten Gemeinden genau ein Restaurant vorzufinden ist. Berücksichtigt man zusätzlich, dass im Mittel knapp über 14 Restaurants pro Gemeinde zu erwarten sind, kann gefolgert werden, dass im Datensatz einige Städte mit einer sehr hohen Anzahl an Restaurants enthalten sind. Diese beiden Faktoren führen letztlich zu der augenscheinlichen Schiefe der Verteilungen in Abbildung 1. Es ergeben sich damit auch signifikante Unterschiede zur Poisson-Verteilung, welche häufig verwendet wird, um die Verteilung von Zählvariablen zu modellieren und sich mit steigendem Mittelwert immer symmetrischer gestaltet.

Angesichts der Schwerpunktsetzung dieser Arbeit, lohnt sich an dieser Stelle ein Blick auf Einkommens- und Bildungsaspekte sowie deren Zusammenhänge. Betrachtet man die Standardabweichungen der Gini-Koeffizienten sowie die Abstände zwischen dem 1. und

### 3 RESTAURANTS IN ÖSTERREICH

---

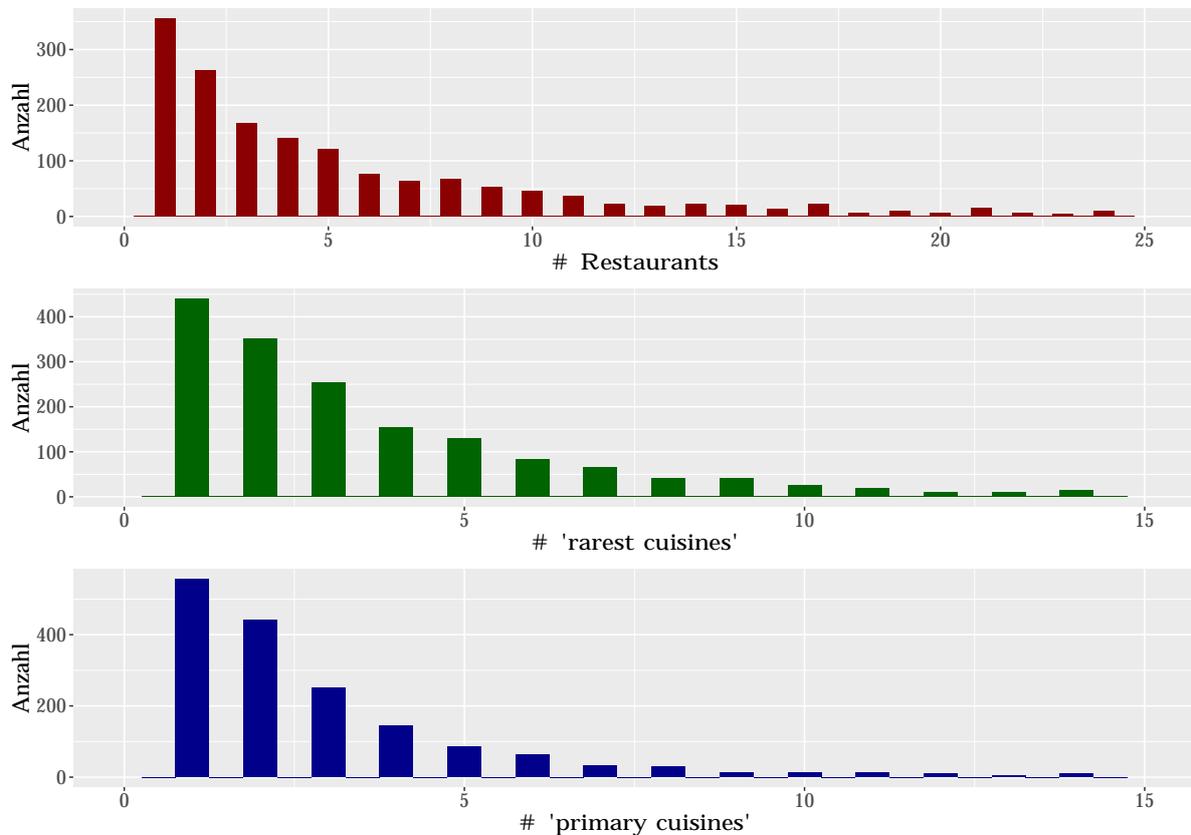


Abbildung 1: Verteilung der Restaurants und Küchen in Österreichs Gemeinden

3. Quartil in Tabelle 1, lässt sich feststellen, dass es kein allzu großes Gefälle hinsichtlich der Bildungs- und Einkommensungleichheit innerhalb der österreichischen Gemeinden gibt. Des Weiteren wird ersichtlich, dass Bildung deutlich gleichverteilt ist als Einkommen. Diese Beobachtung lässt sich anhand mehrerer Argumente erklären, aber auch relativieren. Ein wesentlicher Faktor ist dabei, dass das Niveau der formalen Bildung im Gegensatz zur Höhe des Einkommens nach oben beschränkt ist, was zu einem geringeren Spielraum im Ausmaß der Ungleichheit führt. Darüber hinaus muss erneut auf gewisse Vereinfachungen und Einschränkungen bei der Messung von Bildungsungleichheit hingewiesen werden. Durch den ausschließlichen Fokus auf die Anzahl der Bildungsjahre gehen wichtige Informationen verloren. Es ist durchaus denkbar, dass sich verschiedene Ausbildungswege nicht oder nur marginal in ihrer Länge, dafür aber umso mehr in ihrem Charakter und der Wertigkeit am Arbeitsmarkt unterscheiden. Inwieweit der hier ver-

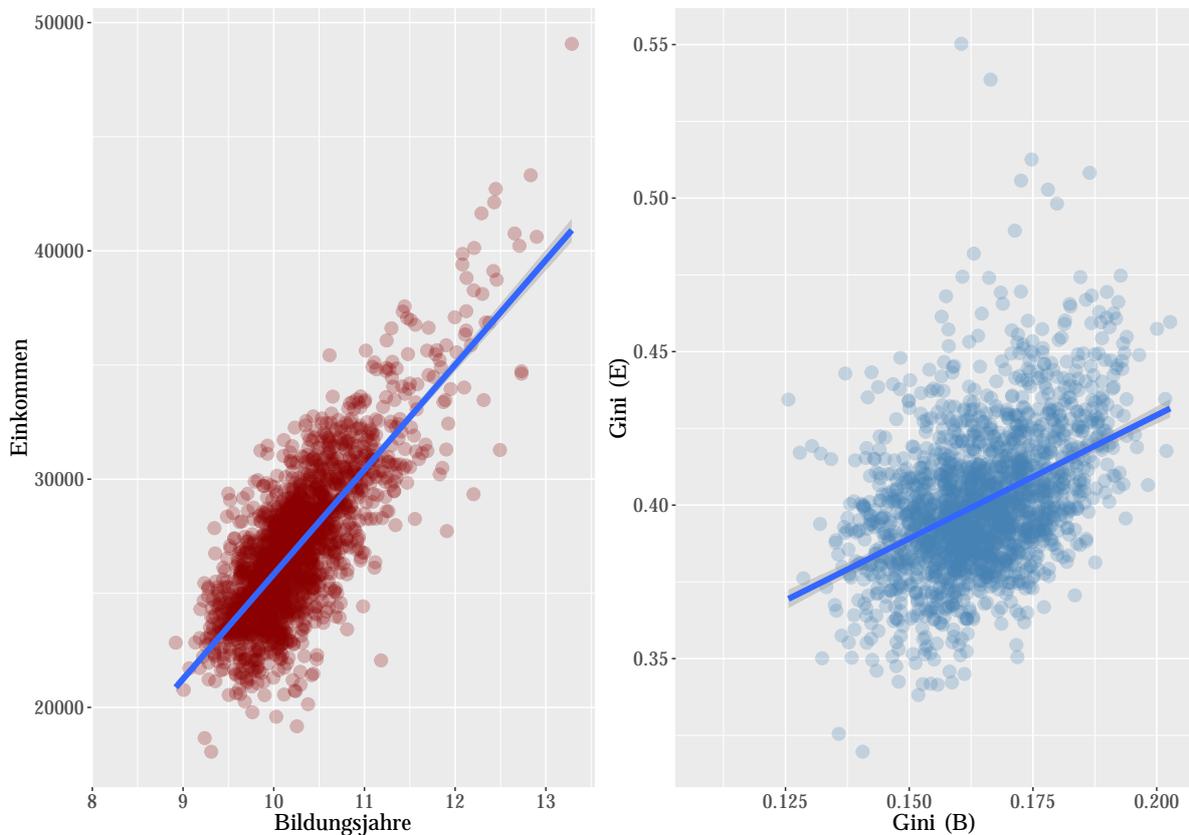


Abbildung 2: Zusammenhang zwischen Bildung und Einkommen

wendete Gini-Koeffizient den Grad der tatsächlichen Bildungsungleichheit widerspiegelt, muss daher kritisch hinterfragt werden.

Die aus der Theorie bekannten Zusammenhänge zwischen Einkommen und Bildung werden in Abbildung 2 visualisiert. Der Konnex zwischen der Einkommenshöhe und der Anzahl an Bildungsjahren erscheint dabei stärker als jener zwischen Bildungs- und Einkommensungleichheit. Dies schlägt sich auch in den Korrelationskoeffizienten nieder, welche die Werte 0.78 bzw. 0.43 annehmen. Gerade der starke Zusammenhang zwischen Bildungs- und Einkommensniveau muss in der folgenden ökonometrischen Analyse berücksichtigt werden, um Probleme der Multikollinearität zu vermeiden.

Bevor zur formalen Analyse fortgeschritten wird, soll noch eine graphische Veranschaulichung der vermuteten Zusammenhänge erfolgen. Die beiden Streudiagramme in Ab-

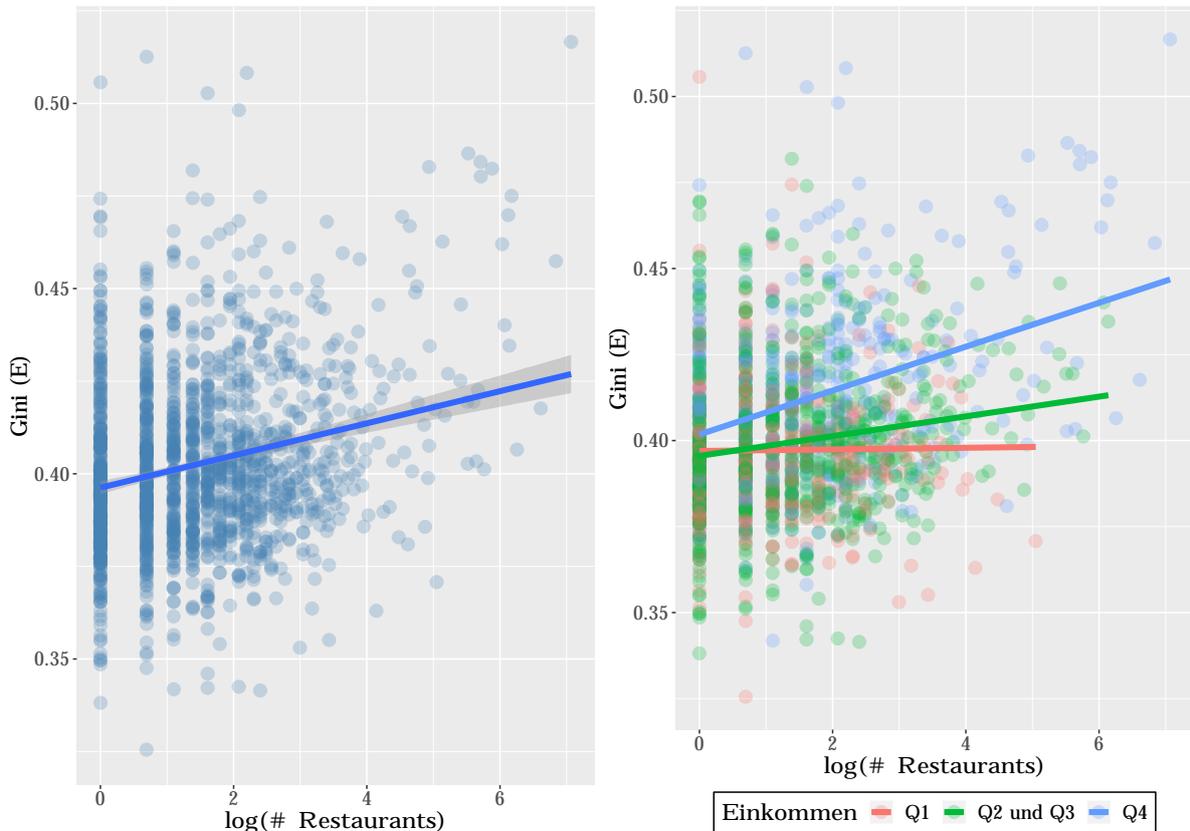


Abbildung 3: Zusammenhang zwischen Einkommensungleichheit, -höhe und der Anzahl an Restaurants

Abbildung 3 zeigen einen positiven, wenn auch recht schwachen, Zusammenhang zwischen der Anzahl der Restaurants in einer Gemeinde und dem Grad der Einkommensungleichheit gemessen am Gini-Koeffizienten. Bei genauerer Betrachtung wird ersichtlich, dass diese Beziehung umso klarer ist, je mehr Restaurants es in einem Ort gibt. Auf etwaige Schwierigkeiten in Zusammenhang mit sehr kleinen Gemeinden, die naturgemäß auch eine geringere Anzahl an Restaurants beherbergen, wird im folgenden Kapitel noch näher eingegangen. Im Diagramm auf der rechten Seite wird durch die Farbe der Datenpunkte zum Ausdruck gebracht, ob die jeweilige Gemeinde ein hohes, mittleres oder niedriges Durchschnittseinkommen aufweist. Die Kategorisierung erfolgt dabei anhand der Einkommensquartile. Die unterschiedlichen Steigungen der einzelnen Regressionsgeraden verdeutlichen, dass der Zusammenhang zwischen Ungleichheit und Vielfalt auch

von der Höhe des durchschnittlichen Einkommens abhängt. Dieser scheint bei hohem Durchschnittseinkommen am stärksten zu sein. Im Hinblick auf die theoretischen Vorhersagen erscheint dieses Resultat durchaus plausibel, schließlich lassen sich die Effekte einer Umverteilung der Einkommen letztlich auf die individuelle Ebene zurückführen. Wenn nun das durchschnittliche Einkommen in einer Stadt sehr niedrig ist, führt eine stärkere Konzentration am oberen Ende der Verteilung auch nur zu geringfügigen Zuwächsen in der Kaufkraft der Oberschicht. Dementsprechend ist auch die zusätzliche Nachfrage nach Vielfalt dieser Personengruppe verhältnismäßig klein und mitunter nicht ausreichend, um die Eröffnung eines neuen Restaurants lukrativ erscheinen zu lassen. Angesichts der graphischen Eindrücke wird in der formalen Analyse ein besonderes Augenmerk auf etwaige Interaktionseffekte zwischen der Einkommenshöhe und dem Grad der Ungleichheit gelegt.

Die Boxplots in Abbildung 4 stellen den Zusammenhang zwischen der Bildungsungleichheit und der Anzahl an 'primary cuisines' dar. Aufbauend auf letzterer Variable wurden die Beobachtungen in drei Gruppen unterteilt: Die Kategorie *low* umfasst Gemeinden mit nur einer Hauptküche, Gemeinden mit zwei bis vier verschiedenen Hauptküchen werden der Kategorie *medium* zugeordnet. Die restlichen Gemeinden erhalten die Bezeichnung *high*. Die Graphik auf der linken Seite erlaubt es nun Unterschiede in der Verteilung des Gini-Koeffizienten der Bildung zwischen diesen drei Gruppen zu betrachten. Während sich die ersten beiden Kategorien sowohl in ihrer Lage als auch ihrer Streuung nur unwesentlich voneinander unterscheiden, ist eine Verschiebung nach oben in der letzten zu erkennen. Dies legt die Vermutung nahe, dass Gemeinden mit einer höheren Anzahl an Küchen auch jene mit größerer Bildungsungleichheit sind. Die Graphik auf der rechten Seite macht auf zwei weitere Aspekte aufmerksam. Zum einen scheint es in Österreichs Gemeinden einen positiven Zusammenhang zwischen der Höhe des Durchschnittseinkommens und dem Grad der Bildungsungleichheit zu geben. Zum anderen suggeriert diese Abbildung, dass die Beziehung zwischen Restaurantvielfalt und Bildungsungleichheit vom Einkommensniveau beeinflusst wird. Vergleicht man die ersten drei Boxplots mit jenen ganz rechts, so zeigt sich, dass die Unterschiede zwischen den Gruppen *low*,

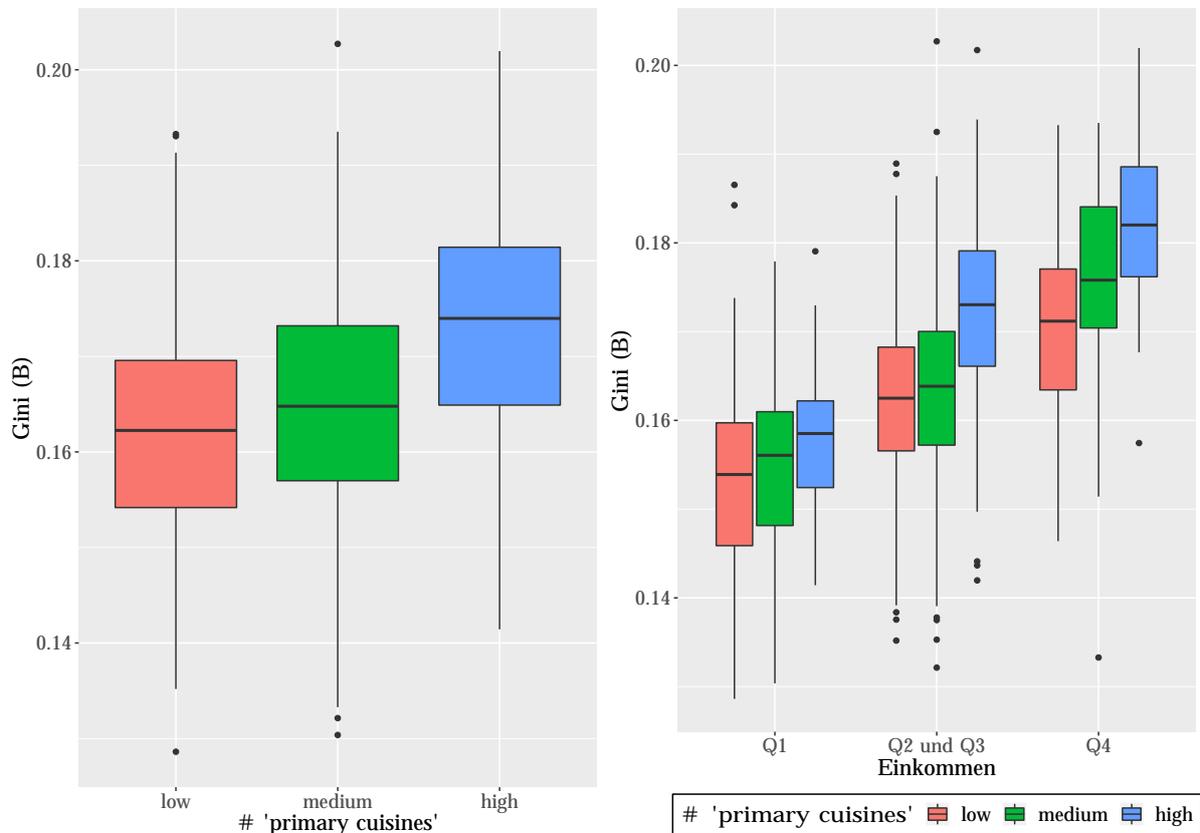


Abbildung 4: Verteilung der Bildungsungleichheit nach Anzahl der 'primary cuisines' und der Einkommenshöhe

*medium* und *high* in Gemeinden mit höherem Durchschnittseinkommen deutlich ausgeprägter sind. Demnach wäre ein positives Verhältnis zwischen der Anzahl an Küchen und der Bildungsungleichheit vor allem in Gemeinden mit hohem Durchschnittseinkommen zu erwarten. Inwiefern sich diese Vermutungen statistisch belegen lassen, soll das folgende Kapitel erörtern.

## 4 Empirische Analyse

Dieses Kapitel widmet sich einer systematischen Überprüfung der in Kapitel 2 aufgestellten Hypothesen anhand der vorliegenden Daten zu Restaurantmärkten in Österreich. Hierfür erfolgen zunächst Gedanken zur Modellwahl, ehe dann die Ergebnisse der Regressionsanalyse präsentiert und in Bezug auf die Vorhersagen der Theorie interpretiert werden. Eine Diskussion der Robustheit dieser Resultate schließt das Kapitel ab.

### 4.1 Modellwahl

Im folgenden Abschnitt soll ein geeigneter ökonometrischer Rahmen gefunden werden, welcher es erlaubt die Effekte von Ungleichheit auf die Restaurantvielfalt zu schätzen. Dabei gilt es auf die zugrundeliegende Datenstruktur Bedacht zu nehmen. Angesichts des Zählcharakters der verwendeten Vielfaltsindikatoren erscheint die Schätzung eines linearen Regressionsmodells mittels *ordinary least squares* (OLS) aus mehreren Gründen fragwürdig. Die Anwendung von OLS lässt etwa den Umstand unberücksichtigt, dass die Anzahl der Restaurants bzw. Küchen in einer Gemeinde stets größer oder gleich null ist. Es werden dementsprechend auch negative Vorhersagen zugelassen, was in diesem Kontext wenig zielführend ist. Darüber hinaus ergeben sich Probleme hinsichtlich wesentlicher Grundvoraussetzungen von OLS. Im Zusammenhang mit Zähldaten sind für gewöhnlich die Annahmen der Normalverteilung und Homoskedastizität der Residuen verletzt, wodurch keine korrekte Inferenz zu erwarten ist (vgl. Atkins & Gallop, 2007; King, 1988). Es erscheint daher sinnvoll Modelle in Betracht zu ziehen, welche den Zählcharakter der abhängigen Variablen explizit berücksichtigen.

Als Einstieg in diese Modellfamilie eignet sich das Poisson-Regressionsmodell. Dabei werden logarithmisch-transformierte Zähldaten als Linearkombination der erklärenden Variablen modelliert, wobei angenommen wird, dass die abhängige Variable bedingt auf die Regressoren einer Poisson-Verteilung folgt. Je nach Datenstruktur stellen sich jedoch einige Voraussetzungen dieses Modells als zu restriktiv heraus. So wird beispielsweise die

Forderung, dass der bedingte Erwartungswert der abhängigen Variable mit der bedingten Varianz übereinstimmt, in unseren Daten lediglich von der Anzahl an 'rarest cuisines' erfüllt. Betrachtet man hingegen die Anzahl der Restaurants als abhängige Variable, lässt sich mit den Möglichkeiten der Statistiksoftware *R* feststellen, dass die bedingte Varianz den bedingten Erwartungswert deutlich übersteigt, was als *overdispersion* bezeichnet wird. Die Anwendung des Poisson-Modells würde in der Folge künstlich kleine Standardfehler produzieren, weshalb in diesem Fall das strukturell ähnliche Negative Binomial Modell zu bevorzugen ist. Dieses Modell lockert Annahmen in Bezug auf das Verhältnis zwischen Varianz und Erwartungswert und schätzt stattdessen den Dispersionsparameter aus den Daten, welcher somit auch Werte größer eins annehmen kann (vgl. Atkins & Gallop, 2007; Cameron & Trivedi, 1986). Verwendet man die Anzahl der 'primary cuisines' als Vielfaltsvariable, lässt sich das gegenteilige Szenario, also eine geringere Varianz als vom Poisson-Modell angenommen, beobachten. Um der *underdispersion* Rechnung zu tragen, wird auf das etwas flexiblere Quasi-Poisson-Modell zurückgegriffen, welches ebenfalls den Dispersionsparameter anhand der zur Verfügung stehenden Daten schätzt und damit die Berechnung korrekter Standardfehler und p-Werte ermöglichen soll.

Betrachtet man noch einmal die Verteilung der hier verwendeten Vielfaltsindikatoren in Abbildung 1, so ergeben sich gewisse Zweifel, ob die standardmäßig verwendeten Modelle für Zähldaten tatsächlich einen optimalen ökonometrischen Rahmen bieten. Dieser Unklarheit soll begegnet werden, indem zusätzlich auch OLS-Regressionen mit den logarithmisch-transformierten Vielfaltsvariablen durchgeführt werden. Durch eine solche Transformation lässt sich ein Großteil der eingangs festgestellten Probleme hinsichtlich der Anwendung von OLS in den Griff bekommen. Ungeachtet etwaiger Schwächen dieses Zugangs (vgl. King, 1988, S. 846ff), werden daher im Folgenden sowohl die Resultate der Zählmodelle als auch der OLS-Regressionen präsentiert, was letztlich die Robustheit der Ergebnisse erhöhen soll.

Um in weiterer Folge möglichst unverzerrte Schätzer für die Effekte der Ungleichheitsvariablen auf die Restaurantvielfalt zu erhalten, wird für eine Reihe potentieller Einflüsse kontrolliert. Während die Mehrheit der verwendeten Kontrollvariablen auch in ähnlichen

Beiträgen der Literatur zur Anwendung kommt, erlaubt es der vorliegende Datensatz zudem bislang noch ungetestete Faktoren mit plausiblen Erklärungswert, wie etwa den Anteil der Pendlerinnen an der Gesamtbevölkerung oder verschiedene Kennzahlen der touristischen Aktivität, in der Regressionsanalyse zu inkludieren. Fasst man nun die verschiedenen Kontrollvariablen zum Vektor  $X_m$  zusammen, wobei der Index  $m$  die betrachtete Gemeinde bezeichnet, lässt sich folgende Schätzgleichung aufstellen:

$$\ln(DI_m) = \gamma_0 + \gamma_1 INQ_m + \gamma_2 \ln(INC_m) + \gamma_3 AYS_m + \gamma_4 GINI_m + \beta' X_m + \varepsilon_m \quad (16)$$

In dieser Darstellung bezeichnet  $DI_m$  den jeweils verwendeten Vielfaltsindex,  $INQ_m$  das jeweilige Maß der Einkommensungleichheit,  $\ln(INC_m)$  die durchschnittliche Höhe der logarithmierten Einkommen,  $GINI_m$  den Gini-Koeffizienten der Bildung und  $AYS_m$  die durchschnittliche Anzahl der Bildungsjahre. Die Residuen werden mit  $\varepsilon_m$  symbolisiert. Aufbauend auf Gleichung (16) sollen im nächsten Abschnitt die in Kapitel 2 formulierten Hypothesen getestet werden. Insbesondere gilt es zu ergründen, ob die Koeffizienten  $\gamma_1$  und  $\gamma_4$  die erwarteten positiven Vorzeichen haben.

## 4.2 Ergebnisse der Regressionsanalyse

Die Regressionsanalyse wurde separat für alle drei zur Verfügung stehenden Indikatoren der Restaurantvielfalt durchgeführt. Dementsprechend werden auch die Schätzergebnisse getrennt präsentiert, wobei etwaige Differenzen genutzt werden, um Rückschlüsse zu ziehen, inwieweit die gemessenen Effekte der Bildungs- und Einkommensungleichheit von der Wahl der Vielfaltsvariable abhängen. Die Entscheidung, welche Kontrollvariablen letztlich im Modell inkludiert werden sollen, wurde anhand der p-Werte der jeweiligen Regressionskoeffizienten sowie verschiedener Modellwahlkriterien, wie dem *Akaike-Informationskriterium* (AIC) oder dem *Adjusted R<sup>2</sup>*, getroffen. Durch die Exklusion von Variablen ohne signifikanten Erklärungswert sollen kleine Standardfehler und damit einhergehend möglichst präzise Aussagen zu den für diese Arbeit relevanten Koeffizienten gewährleistet werden. Darüber hinaus wurde bei der Auswahl der Kontrollvariablen dar-

auf geachtet starke Korrelation zwischen den einzelnen Regressoren zu vermeiden, um folglich dem Problem der Multikollinearität vorzubeugen. Es sei zudem erwähnt, dass in den folgenden Outputs jeweils der Gini-Koeffizient als Maß der Einkommensungleichheit verwendet wird. Dieser hat sich unter den zur Verfügung stehenden Ungleichheitsindikatoren als jener mit dem höchsten Erklärungswert hinsichtlich der Vielfalt auf Restaurantmärkten herauskristallisiert. Ob die hier dargestellten Ergebnisse robust gegenüber dem verwendeten Maß der Einkommensungleichheit sind, wird in Abschnitt 4.3 thematisiert.

Tabelle 2:  $\ln(\#Restaurants)$  als abhängige Variable

	<i>OLS</i>			<i>Negative Binomial</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Gini (Einkommen)	1.881 (1.242)	2.356** (1.098)	1.695 (1.125)	2.605** (1.158)	3.246*** (0.999)	2.813*** (1.034)
$\varnothing \ln(\text{Einkommen})$	1.280*** (0.281)	1.391*** (0.246)	-4.426* (2.266)	1.383*** (0.260)	1.533*** (0.223)	-1.844 (2.135)
$\varnothing$ Bildungsjahre	0.059 (0.072)			0.066 (0.063)		
Gini (Bildung)	5.163* (3.018)	6.714*** (2.351)	-331.269** (130.926)	4.457 (2.715)	6.058*** (2.214)	-186.901 (121.492)
$\ln(\text{Bevölkerungsdichte})$	0.574*** (0.185)	0.578*** (0.185)	0.467** (0.189)	0.604*** (0.155)	0.614*** (0.155)	0.550*** (0.159)
$\ln(\text{Bevölkerungsdichte}^2)$	0.033*** (0.010)	0.034*** (0.010)	0.028*** (0.010)	0.034*** (0.008)	0.035*** (0.008)	0.032*** (0.009)
$\ln(\% \text{ Ausländer})$	0.121*** (0.035)	0.116*** (0.034)	0.130*** (0.035)	0.109*** (0.034)	0.102*** (0.034)	0.111*** (0.034)
$\ln(\% \text{ Arbeitslose})$	0.241*** (0.044)	0.244*** (0.044)	0.226*** (0.045)	0.226*** (0.042)	0.229*** (0.042)	0.218*** (0.042)
$\ln(\text{Arbeitsstätten})$	0.523*** (0.036)	0.524*** (0.036)	0.519*** (0.036)	0.501*** (0.032)	0.502*** (0.032)	0.500*** (0.032)
$\% \text{ Pendler}$	-0.013*** (0.002)	-0.013*** (0.002)	-0.013*** (0.002)	-0.011*** (0.002)	-0.010*** (0.002)	-0.011*** (0.002)
$\% <15 \text{ Jahre}$	-0.033*** (0.010)	-0.033*** (0.010)	-0.037*** (0.010)	-0.039*** (0.009)	-0.039*** (0.009)	-0.042*** (0.010)
$\ln(\text{Ankünfte})$	0.236*** (0.015)	0.238*** (0.015)	0.234*** (0.015)	0.255*** (0.015)	0.257*** (0.014)	0.256*** (0.015)
Einkommen*Gini(B)			34.520*** (13.370)			19.711 (12.405)
Beobachtungen	1,118	1,118	1,118	1,118	1,118	1,118
R <sup>2</sup>	0.710	0.710	0.712			
AIC	2,126.047	2,124.727	2,120.002	5,993.588	5,992.723	5,992.227

Anmerkung:

Standardfehler in Klammern; \*p&lt;0.1; \*\*p&lt;0.05; \*\*\*p&lt;0.01

In Tabelle 2 werden die Einflüsse der getesteten Variablen auf die (logarithmierte) Anzahl der Restaurants innerhalb einer Gemeinde dargestellt. Ein erster Blick auf die Koeffizienten der einzelnen Kontrollvariablen zeigt, dass diese mehrheitlich die erwarteten Vorzeichen aufweisen und es keine merklichen Unterschiede zwischen den zwei verwendeten ökonometrischen Modellen gibt. Der positive Effekt der Bevölkerungsdichte auf die Restaurantvielfalt ist in Einklang mit den Ergebnissen der Literatur. Waldfogel (2008) unterstreicht in diesem Zusammenhang, dass nicht nur eine große Anzahl an potentiellen Kunden, sondern „a large number *nearby*“ (S. 568) von Nöten ist, damit ein Restaurant gewinnbringend wirtschaften kann. Dass die Vielfalt auf Restaurantmärkten mit einem steigenden Anteil an Migrantinnen zunimmt, deckt sich ebenfalls mit anderen Beiträgen zu diesem Thema. Mazzolari und Neumark (2012) begründen dies unter anderem mit komparativen Vorteilen bestimmter Bevölkerungsgruppen bei der Produktion ethnischer Güter. Auch der positive Zusammenhang zwischen der Anzahl an Arbeitsstätten und Restaurants erscheint wenig überraschend, wenn man bedenkt, dass Arbeitnehmerinnen in ihren Mittagspausen sicherlich ab und an lokale Gaststätten aufsuchen. Mit ähnlichen Überlegungen lassen sich auch die Effekte der touristischen Ankünfte sowie des Anteils der Pendlerinnen an der Gesamtbevölkerung plausibel erklären.

Wendet man sich nun verstärkt den Einkommens- und Bildungsvariablen zu, kann zunächst festgestellt werden, dass sich der von der Theorie vorhergesagte positive Einfluss der Einkommenshöhe auf die Vielfalt anhand der vorliegenden Daten bestätigen lässt. Der Koeffizient der durchschnittlichen Bildungsjahre in den Spalten (1) und (4) ist hingegen statistisch nicht signifikant von null verschieden. Dies ist jedoch weniger als Beleg dafür zu verstehen, dass es keinen direkten Zusammenhang zwischen Bildung und Produktvielfalt gibt, sondern soll verdeutlichen, dass es angesichts des systematischen Zusammenhangs zwischen dem durchschnittlichen Einkommens- und Bildungsniveau schwierig ist mit den hier zur Verfügung stehenden Mitteln die Effekte der jeweiligen Variablen voneinander zu trennen. Aus diesem Grund wird in den übrigen Regressionsgleichungen auf die Variable der Bildungsjahre verzichtet, was eine Verbesserung anhand der angeführten Modellwahlkriterien zur Folge hat. Betrachtet man folglich die Koeffizi-

enten der beiden Ungleichheitsmaße in den Spalten (2) und (5), so lassen sich die in Kapitel 2 aufgestellten Hypothesen fürs Erste auch empirisch belegen. Sowohl der Einfluss der Einkommens- als auch jener der Bildungsungleichheit auf die Vielfalt am Restaurantmarkt ist signifikant positiv, wobei letzterer stärker zu sein scheint. Um in weiterer Folge das Ausmaß der Effekte quantifizieren zu können, soll an dieser Stelle darauf aufmerksam gemacht werden, dass die Koeffizienten in Tabelle 2 als marginale Effekte auf die logarithmierte Anzahl der Restaurants zu interpretieren sind. Dementsprechend ist der Zusammenhang zwischen den Ungleichheitsvariablen und der tatsächlichen Anzahl an Restaurants in beiden verwendeten Modellen nichtlinear, weshalb eine Berechnung der marginalen Effekten in diesem Fall nur unter zusätzlichen Annahmen an die übrigen Regressoren möglich ist. Demgegenüber lässt sich mit Hilfe der folgenden Formel komfortabel berechnen, wie sich die Anzahl der Restaurants prozentual verändert, wenn man *ceteris paribus* den Grad der Einkommens- bzw. Bildungsungleichheit um  $\delta$  verändert (vgl. Long & Freese, 2006, S. 232):

$$\% \Delta (\# \text{Restaurants}) = 100 \times (\exp(\gamma_j \times \delta) - 1), \quad (17)$$

wobei  $\gamma_j$  den Koeffizienten der Bildungs- respektive Einkommensungleichheit bezeichnet. Unter Verwendung dieser Formel gelangt man zu dem Schluss, dass bei einem Anstieg der Einkommensungleichheit im Ausmaß einer Standardabweichung c.p. eine Zunahme der Anzahl der Restaurants um 5.75%<sup>1</sup> bzw. 8.01% zu erwarten ist, je nachdem ob man den Koeffizienten des OLS oder des Negative Binomial Modells zur Berechnung heranzieht. Im Falle einer Zunahme der Bildungsungleichheit um eine Standardabweichung sind c.p. 8.72% bzw. 7.84% mehr Restaurants zu erwarten. Es zeigt sich somit, dass die Größe der Effekte keineswegs vernachlässigbar ist, wenngleich es deutliche Unterschiede zwischen den zur Schätzung verwendeten Modellen gibt.

Wirft man einen Blick zurück auf die Abbildungen 3 und 4, erscheint die Annahme naheliegend, dass der Einfluss der Ungleichheitsvariablen auf die Restaurantviel-

---

<sup>1</sup>zur Berechnung der prozentualen Effekte wurden ungerundete Werte verwendet:  
5.75%  $\approx 100 \times (\exp(2.3558 \times 0.023731) - 1)$

falt vom durchschnittlichen Einkommensniveau abhängt. Um dieser Vermutung auf den Grund zu gehen, wurden in der Regressionsanalyse auch Interaktionsterme berücksichtigt. Während sich der vermeintliche Interaktionseffekt zwischen Einkommenshöhe und -ungleichheit in keiner der Regressionen als statistisch signifikant herausstellt und daher auch nicht in den Outputs berichtet wird, lässt sich durchaus empirische Evidenz für eine positive Interaktion zwischen dem Durchschnittseinkommen und der Bildungsungleichheit finden. Das positive Vorzeichen der Interaktionsterme in den Spalten (3) und (6) untermauert, dass ein Mehr an Bildungsungleichheit vor allem dann eine größere Restaurantvielfalt nach sich zieht, wenn auch das Einkommensniveau innerhalb einer Gemeinde entsprechend hoch ist. Der Interaktionseffekt ist jedoch weniger robust gegenüber der Modellwahl als die übrigen Effekte und nur in der OLS-Regression signifikant von null verschieden.

Verwendet man die Anzahl der 'rarest cuisines' als Indikator für Vielfalt am Restaurantmarkt und abhängige Variable im Regressionsmodell, sind gewisse Abweichungen zu den vorigen Schätzergebnissen beobachtbar. Während in Tabelle 3 die Effekte der Kontrollvariablen im Wesentlichen unverändert bleiben, ergeben sich Unterschiede hinsichtlich des Einflusses der Einkommensungleichheit. Dabei bleibt zwar das Vorzeichen erhalten, der positive Effekt auf die Anzahl der Küchen ist jedoch statistisch nicht signifikant. Ob sich der positive Zusammenhang zwischen Einkommensungleichheit und Restaurantvielfalt empirisch verifizieren lässt, hängt somit von der Art und Weise ab, wie Vielfalt gemessen wird. Im Gegensatz dazu bleiben die Effekte der Einkommenshöhe sowie Bildungsungleichheit von der konkreten Wahl der abhängigen Variable weitestgehend unberührt. Darüber hinaus sind keine erheblichen Differenzen zwischen Poisson und OLS-Modell zu erkennen. Die einzige Ausnahme bildet der Interaktionsterm, welcher lediglich in der OLS-Schätzung zumindest bei einem Niveau von 10% signifikant positiv ist. Insgesamt lässt sich feststellen, dass die Koeffizienten in Tabelle 3 kleiner als jene in Tabelle 2 sind. Ein Anstieg des Gini-Koeffizienten der Bildung um eine Standardabweichung führt zu einem erwarteten Zuwachs der 'rarest cuisines' um etwa 5.56%<sup>2</sup>, womit die Anzahl der

---

<sup>2</sup>dieser Wert entspricht dem arithmetischen Mittel der beiden prozentualen Effekte, welche basierend

Tabelle 3:  $\ln(\#rarest\ cuisines)$  als abhängige Variable

	<i>OLS</i>			<i>Poisson</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Gini (Einkommen)	1.278 (0.984)	1.359 (0.864)	0.969 (0.890)	1.753* (0.947)	1.265 (0.770)	1.259 (0.799)
$\emptyset \ln(\text{Einkommen})$	0.882*** (0.222)	0.901*** (0.194)	-2.235 (1.780)	1.143*** (0.203)	1.050*** (0.173)	1.005 (1.648)
$\emptyset$ Bildungsjahre	0.010 (0.057)			-0.041 (0.047)		
Gini (Bildung)	4.056* (2.389)	4.308** (1.878)	-178.132* (102.959)	5.299** (2.088)	4.385** (1.812)	1.870 (92.074)
$\ln(\text{Bevölkerungsdichte})$	0.272* (0.147)	0.272* (0.147)	0.212 (0.151)	0.061 (0.111)	0.056 (0.111)	0.055 (0.114)
$\ln(\text{Bevölkerungsdichte}^2)$	0.014* (0.008)	0.014* (0.008)	0.011 (0.008)	0.004 (0.006)	0.004 (0.006)	0.004 (0.006)
$\ln(\% \text{ Ausländer})$	0.111*** (0.028)	0.111*** (0.027)	0.118*** (0.028)	0.135*** (0.030)	0.139*** (0.029)	0.139*** (0.029)
$\ln(\% \text{ Arbeitslose})$	0.179*** (0.035)	0.179*** (0.035)	0.170*** (0.035)	0.209*** (0.034)	0.208*** (0.034)	0.208*** (0.034)
% Pendler	-0.008*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.008*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.005*** (0.002)
$\ln(\text{Arbeitsstätten})$	0.359*** (0.029)	0.359*** (0.028)	0.356*** (0.029)	0.344*** (0.026)	0.343*** (0.026)	0.343*** (0.026)
% >65 Jahre	0.020*** (0.005)	0.020*** (0.005)	0.021*** (0.005)	0.021*** (0.004)	0.021*** (0.004)	0.021*** (0.004)
$\ln(\text{Ankünfte})$	0.172*** (0.012)	0.172*** (0.012)	0.170*** (0.012)	0.182*** (0.012)	0.181*** (0.012)	0.181*** (0.012)
Einkommen*Gini(B)			18.638* (10.516)			0.257 (9.408)
Beobachtungen	1,118	1,118	1,118	1,118	1,118	1,118
R <sup>2</sup>	0.666	0.666	0.667			
AIC	1,610.555	1,608.584	1,607.411	4,446.795	4,445.573	4,447.572

Anmerkung:

Standardfehler in Klammern; \*p&lt;0.1; \*\*p&lt;0.05; \*\*\*p&lt;0.01

Küchen weniger sensibel auf Änderungen in der Verteilung reagiert als die Anzahl der Restaurants. Auch dieses Resultat ist schlüssig, wenn man die von Schiff (2015) dargelegte hierarchische Struktur der Küchen berücksichtigt. Wird auf einem konkreten Restaurantmarkt eine neue Küche angeboten, so wird diese im Allgemeinen von einem geringeren Anteil der örtlichen Bevölkerung präferiert als die bereits vorhandenen, gängigeren Küchen. Demnach erscheint es naheliegend, dass ein neues Restaurant auch eher

auf den Koeffizienten aus den Spalten (2) und (5) in Tabelle 3 errechnet wurden

eine bereits am Markt vorhandene Küche anbietet, was die beobachteten Unterschiede im Ausmaß der Effekte erklären kann.

Tabelle 4:  $\ln(\#primary\ cuisines)$  als abhängige Variable

	OLS			Quasi-Poisson		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Gini (Einkommen)	0.819 (0.772)	1.384** (0.666)		1.087 (0.675)	1.500*** (0.577)	
$\emptyset \ln(\text{Einkommen})$	0.678*** (0.174)	0.781*** (0.159)	0.607*** (0.160)	0.877*** (0.152)	0.945*** (0.141)	0.798*** (0.145)
Gini (Bildung)	2.424 (1.678)		3.327** (1.446)	1.863 (1.576)		3.175** (1.349)
$\ln(\text{Bevölkerungsdichte})$	0.667*** (0.131)	0.661*** (0.131)	0.673*** (0.131)	0.404*** (0.096)	0.405*** (0.096)	0.412*** (0.095)
$\ln(\text{Bevölkerungsdichte}^2)$	0.034*** (0.007)	0.033*** (0.007)	0.034*** (0.007)	0.021*** (0.005)	0.021*** (0.005)	0.021*** (0.005)
$\ln(\% \text{ Ausländer})$	0.105*** (0.025)	0.111*** (0.024)	0.107*** (0.025)	0.125*** (0.025)	0.129*** (0.025)	0.126*** (0.025)
$\ln(\% \text{ Arbeitslose})$	0.145*** (0.031)	0.140*** (0.031)	0.140*** (0.031)	0.222*** (0.030)	0.216*** (0.029)	0.218*** (0.030)
% Pendler	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.003** (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.002* (0.001)
$\ln(\text{Arbeitsstätten})$	0.326*** (0.025)	0.331*** (0.025)	0.327*** (0.025)	0.343*** (0.022)	0.347*** (0.022)	0.345*** (0.022)
% >65 Jahre	0.010** (0.004)	0.011*** (0.004)	0.009** (0.004)	0.011*** (0.004)	0.011*** (0.004)	0.010*** (0.004)
$\ln(\text{Ankünfte})$	0.156*** (0.011)	0.157*** (0.011)	0.157*** (0.011)	0.156*** (0.010)	0.157*** (0.010)	0.158*** (0.010)
Beobachtungen	1,118	1,118	1,118	1,118	1,118	1,118
R <sup>2</sup>	0.674	0.674	0.674			
AIC	1,356.942	1,357.050	1,356.080	622.986	622.663	623.309

Anmerkung:

Standardfehler in Klammern; \*p<0.1; \*\*p<0.05; \*\*\*p<0.01

Während bei den bisher betrachteten Vielfaltsvariablen die Effekte der Bildungsungleichheit dominiert haben, ergibt sich in Tabelle 4 ein ausgeglicheneres und gleichzeitig unklareres Bild. Zieht man die Anzahl der unterschiedlichen *Hauptküchen* innerhalb einer Gemeinde als Maßstab der Restaurantvielfalt heran, bleibt der positive Einfluss der Einkommenshöhe bestehen und auch die Koeffizienten der übrigen Kontrollvariablen bestätigen die bereits bekannten Zusammenhänge. Demgegenüber offenbart ein Blick auf die Spalten (1) und (4), dass der positive Effekte der Bildungsungleichheit auf die

Restaurantvielfalt nicht signifikant ist, wenn gleichzeitig für das Ausmaß der Einkommensungleichheit kontrolliert wird und vice versa. Inkludiert man hingegen jeweils nur einen der beiden Gini-Koeffizienten in der Regressionsgleichung, so sind die jeweiligen Koeffizienten signifikant größer als null. Den AIC-Werten ist dabei zu entnehmen, dass es von der Wahl des Regressionsmodells abhängt, ob nun das Ausmaß der Bildungsungleichheit oder jenes der Einkommensungleichheit besser geeignet ist, um die Anzahl der 'primary cuisines' zu erklären. Verglichen mit den 'rarest cuisines', bewirkt eine Umverteilung von Einkommen bzw. Bildung zudem eine schwächere Veränderung der Anzahl an verschiedenen Hauptküchen. Lässt man den Gini-Koeffizienten des Einkommens respektive der Bildung um jeweils eine Standardabweichung wachsen, sind in etwa 3.5% bzw. 4.1% mehr 'primary cuisines' am Restaurantmarkt zu erwarten. Ein möglicher Erklärungsansatz, warum die *seltenen Küchen* stärker reagieren als die *Hauptküchen*, beruht auf strategischen Überlegungen aus Firmenperspektive. Die Entscheidung, primär eine am Markt noch nicht vorhandene Küche anzubieten, birgt ein gewisses Risiko, da a priori nicht klar ist, inwiefern eine ausreichende Nachfrage für diese besteht. Bietet man hingegen als Hauptküche eine bereits am Markt vorhandene an und entscheidet sich dafür *zusätzlich* eine seltenere Küche anzubieten, kann das Problem der fehlenden Nachfrage weitestgehend umschifft und gleichzeitig der Wettbewerbsdruck gelindert werden, indem eine neue Marktnische besetzt wird. Daher erscheint es auch plausibel, dass bei zusätzlicher Nachfrage nach Vielfalt zunächst die Anzahl der 'rarest cuisines' zunimmt, ehe schließlich auch neue Hauptküchen angeboten werden.

Die bislang präsentierten Resultate stimmen mehrheitlich mit den theoretischen Vorhersagen überein und bestätigen damit großteils die zuvor formulierten Hypothesen. Darüber hinaus wurde festgestellt, dass vor allem der Zusammenhang zwischen dem Grad der Bildungsungleichheit und der Vielfalt am Restaurantmarkt recht unabhängig von der Wahl des jeweiligen Indikators der Vielfalt ist. Der nächste Abschnitt soll nun genutzt werden, um die Robustheit der Ergebnisse weiteren Überprüfungen zu unterziehen.

### 4.3 Robustheit der Ergebnisse

Um weitere Aussagen zur Belastbarkeit der bisherigen Ergebnisse tätigen zu können, soll noch einmal verdeutlicht werden, dass es das Ziel dieser Arbeit ist, die Zusammenhänge zwischen der Vielfalt auf Gütermärkten und der Ungleichverteilung von Bildung sowie Einkommen zu untersuchen. Im Hinblick auf dieses Forschungsziel lassen sich vermeintliche Unzulänglichkeiten der im vorigen Abschnitt erfolgten ökonometrischen Analyse erkennen. Wie bereits in Kapitel 3 herausgearbeitet wurde, erfordert die statistische Erfassung von Produktvielfalt und Einkommens- bzw. Bildungsungleichheit stets ein gewisses Maß an Abstraktion und Vereinfachung. Folglich gibt jedweder Indikator nur einen Ausschnitt der komplexen Wirklichkeit wieder, was im Umkehrschluss die Ergebnisse der Regressionsanalyse bis zu einem gewissen Grad relativiert. Unter Berücksichtigung dieser Aspekte erscheint es daher sinnvoll mehrere Maße der Vielfalt und Ungleichheit in der formalen Analyse heranzuziehen, um letztlich eine bessere Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse gewährleisten zu können. Im letzten Abschnitt wurde bereits versucht die Vielfalt am Restaurantmarkt in möglichst vollständiger Art und Weise abzudecken, indem drei verschiedene Vielfaltsindikatoren als abhängige Variable verwendet wurden, womit gleichzeitig auch sämtliche vom Datensatz erlaubten Möglichkeiten ausgeschöpft wurden. Auch in Bezug auf die Erfassung der Bildungsungleichheit ergeben sich aufgrund der in Abschnitt 3.2 diskutierten Limitationen keine weiteren Alternativen. Im Gegensatz dazu gibt es bei der Messung von Einkommensungleichheit noch einige Räder an denen gedreht werden kann.

In den vorherigen Regressionsmodellen wurde die Einkommensungleichheit ausschließlich über den Gini-Koeffizienten erfasst. Diese Einschränkung soll nun aufgehoben werden, um einerseits Erkenntnisse hinsichtlich der Robustheit der Ergebnisse zu gewinnen und andererseits auch die konkreten Aussagen der Theorie, wonach vor allem Änderungen am oberen Ende der Verteilung einen Einfluss auf die Produktvielfalt haben, zu überprüfen. In Tabelle 5 werden daher die Regressionskoeffizienten verschiedener Ungleichheitsmaße präsentiert, wobei zur Schätzung dieselben Kontrollvariablen wie in

Tabelle 5: Koeffizienten ausgewählter Maße der Einkommensungleichheit

	Gini	Theil	Atkinson	Q90:Q10	Q90	Q80	Q10
Restaurants (OLS)	2.356 (0.032)	1.006 (0.074)	2.829 (0.057)	0.015 (0.159)	0.01 (0.104)	0.014 (0.156)	-0.023 (0.511)
Restaurants (NB)	3.246 (0.001)	1.784 (0.0)	4.192 (0.002)	0.014 (0.16)	0.01 (0.072)	0.009 (0.348)	-0.017 (0.62)
'rarest cuisines' (OLS)	1.359 (0.116)	0.679 (0.126)	1.731 (0.138)	0.007 (0.392)	0.002 (0.618)	0.006 (0.474)	-0.009 (0.756)
'rarest cuisines' (P)	1.265 (0.1)	0.938 (0.016)	1.797 (0.081)	0.003 (0.725)	0.0 (0.925)	-0.001 (0.861)	0.005 (0.86)
'primary cuisines' (OLS)	1.384 (0.038)	1.17 (0.004)	1.685 (0.064)	0.006 (0.416)	0.004 (0.28)	0.008 (0.216)	-0.005 (0.821)
'primary cuisines'(QP)	1.5 (0.009)	0.831 (0.007)	1.999 (0.011)	0.009 (0.13)	0.004 (0.157)	0.008 (0.156)	-0.023 (0.286)

*Anmerkung:*

p-Werte in Klammern

Abschnitt 4.2 verwendet wurden. Für die Anzahl der Bildungsjahre sowie etwaige Interaktionseffekte wurde nicht kontrolliert, zudem bleibt bei den 'primary cuisines' der Grad der Bildungsungleichheit im Modell unberücksichtigt. Es zeigt sich, dass Gini-Koeffizient, Theil-Index und Atkinson-Maß recht ähnlich abschneiden. Aufgrund unterschiedlicher Wertebereiche sind die Koeffizienten dabei nicht direkt miteinander vergleichbar, ein Blick auf die p-Werte bestätigt jedoch die geringen Differenzen zwischen diesen drei Indikatoren. Vor allem der Theil-Index stellt sich als guter Prädiktor für die Restaurantvielfalt heraus und ist, wie auch der Gini-Koeffizient, in vier der sechs dargestellten Modelle auf einem 5%-Niveau signifikant größer als null. Bedenkt man in dieser Hinsicht, dass der Theil-Index stark auf Umverteilungen im Bereich der niedrigeren Einkommen reagiert, kommen gewisse Zweifel auf, ob die Vielfalt am Restaurantmarkt tatsächlich, wie von der Theorie vorhergesagt, primär von der Einkommenskonzentration am oberen Ende der Verteilung abhängt. Betrachtet man hingegen die Koeffizienten der übrigen Ungleichheitsindikatoren, so ergeben sich deutliche Unterschiede zu den bisherigen Resultaten. Das Verhältnis zwischen dem 90. und 10. Einkommensquantil ist in keinem der

Modelle statistisch signifikant. Ein ähnlich geringer Erklärungswert ergibt sich durch die Inklusion des 80. bzw. 90. Einkommensquantils. Letzterer Ansatz ist zugegebenermaßen eine recht rudimentäre Methode zur Erfassung der Einkommensungleichheit, welcher jedoch hinsichtlich der zugrundeliegenden Theorie interessant erscheint, da letztlich nur Veränderungen im Bereich der hohen Einkommen berücksichtigt werden. Darüber hinaus wurde auch das 10. Einkommensquantil als Ungleichheitsmaß in der Regressionsanalyse verwendet, welches im Gegensatz zu den restlichen Indikatoren als indirektes Maß der Einkommensungleichheit zu verstehen ist, da sich bei konstant gehaltenem Durchschnittseinkommen ein höherer Wert von Q10 als gleichmäßigere Verteilung der Einkommen interpretieren lässt. Die durchwegs hohen p-Werte in Tabelle 5 unterstreichen, dass das 10. Einkommensquantil keinen signifikanten Einfluss auf die Vielfalt am Restaurantmarkt hat, was sich in diesem Fall auch mit der Theorie deckt. Vergleicht man des Weiteren die p-Werte von Q10 mit jenen von Q90, lässt sich schließen, dass das 90. Einkommensquantil deutlich besser geeignet ist die Vielfalt am Restaurantmarkt, zumindest anhand der Anzahl an Restaurants, zu erklären als das zehnte. Dies kann, wenn auch mit Abstrichen, als Evidenz dafür aufgefasst werden, dass das obere Ende der Verteilung relevanter für die Vielfalt auf Märkten ist als das untere.

Die bisherigen Ausführungen haben verdeutlicht, dass die wesentlichen Erkenntnisse der Regressionsanalyse weitestgehend unabhängig von der Wahl des konkreten Vielfaltsindikators sind und aufgezeigt, dass sich die drei gängigsten Maße der Einkommensungleichheit allesamt in etwa gleich gut zur Erklärung der Vielfalt auf Restaurantmärkten eignen. Befasst man sich nun eingehender mit der Qualität der Regressionsmodelle aus dem vorigen Abschnitt, so stellt sich die Anpassungsgüte an die Daten als durchaus hoch heraus. Ein Blick auf das jeweilige Bestimmtheitsmaß zeigt dabei, dass die Modelle in der Lage sind zwischen 66.6% und 71.2% der Streuung in den abhängigen Variablen zu erklären. Eine graphische Analyse der OLS-Residuen deutet zudem darauf hin, dass die Voraussetzungen der OLS-Schätzung mehrheitlich erfüllt sind. Insbesondere scheinen die Residuen einer Normalverteilung zu folgen und homoskedastisch zu sein. Probleme ergeben sich jedoch hinsichtlich der Unabhängigkeit der Schätzfehler, da ein Streudiagramm der Re-

siduen klar erkennbare Muster zeigt, welche sich dabei auf Beobachtungen mit einer geringen Anzahl an Restaurants bzw. Küchen beschränken. Schiff (2015) verweist ebenfalls auf Schwierigkeiten in Zusammenhang mit kleineren Gemeinden, welche mitunter aus der Diskretheit der abhängigen Variablen resultieren. Um diesem Problem aus dem Weg zu gehen, erscheint es naheliegend die Analyse auf bevölkerungsreiche Gemeinden zu beschränken. Diese Einschränkung der Stichprobe bringt noch einen weiteren Vorteil mit sich. Wie bereits in Abschnitt 2.1 gesehen, beruht die Herleitung eines positiven Zusammenhangs zwischen Einkommensungleichheit und Produktvielfalt bei Falkinger (1994) auf der Annahme, dass mit wachsender Ungleichverteilung eine *kritische Masse* an kaufkräftigen Personen entsteht, wodurch es für Firmen letztlich profitabel wird neue Produkte am Markt zu positionieren. Eine Beschränkung auf Gemeinden mit größerer Population schließt somit den Fall aus, dass trotz steigender Ungleichheit nicht genug Menschen an Kaufkraft gewinnen, um eine ausreichende Nachfrage für zusätzliche Restaurants bzw. Küchen entstehen zu lassen.

Tabelle 6: Stichprobengröße in Abhängigkeit der Einwohnerzahl

Einwohner		>3,000	>4,000	>5,000	>6,000	>6,500
Beobachtungen	1,118	382	256	191	146	133
<u>Restaurants (NB)</u>						
Gini (E)	3.246 (0.001)	5.088 (0.001)	5.127 (0.002)	8.513 (0.0)	8.58 (0.0)	9.575 (0.0)
Gini (B)	6.058 (0.006)	4.906 (0.175)	3.592 (0.37)	-0.506 (0.909)	0.465 (0.925)	-1.62 (0.747)
<u>'rarest cuisines' (P)</u>						
Gini (E)	1.265 (0.123)	1.918 (0.08)	1.829 (0.13)	3.636 (0.009)	3.884 (0.007)	4.188 (0.004)
Gini (B)	5.475 (0.002)	3.944 (0.133)	5.743 (0.06)	4.208 (0.23)	5.027 (0.203)	4.036 (0.312)

*Anmerkung:*

Die verwendeten Kontrollvariablen entsprechen jenen aus Spalte (5) in Tabelle 2 respektive 3; p-Werte in Klammern

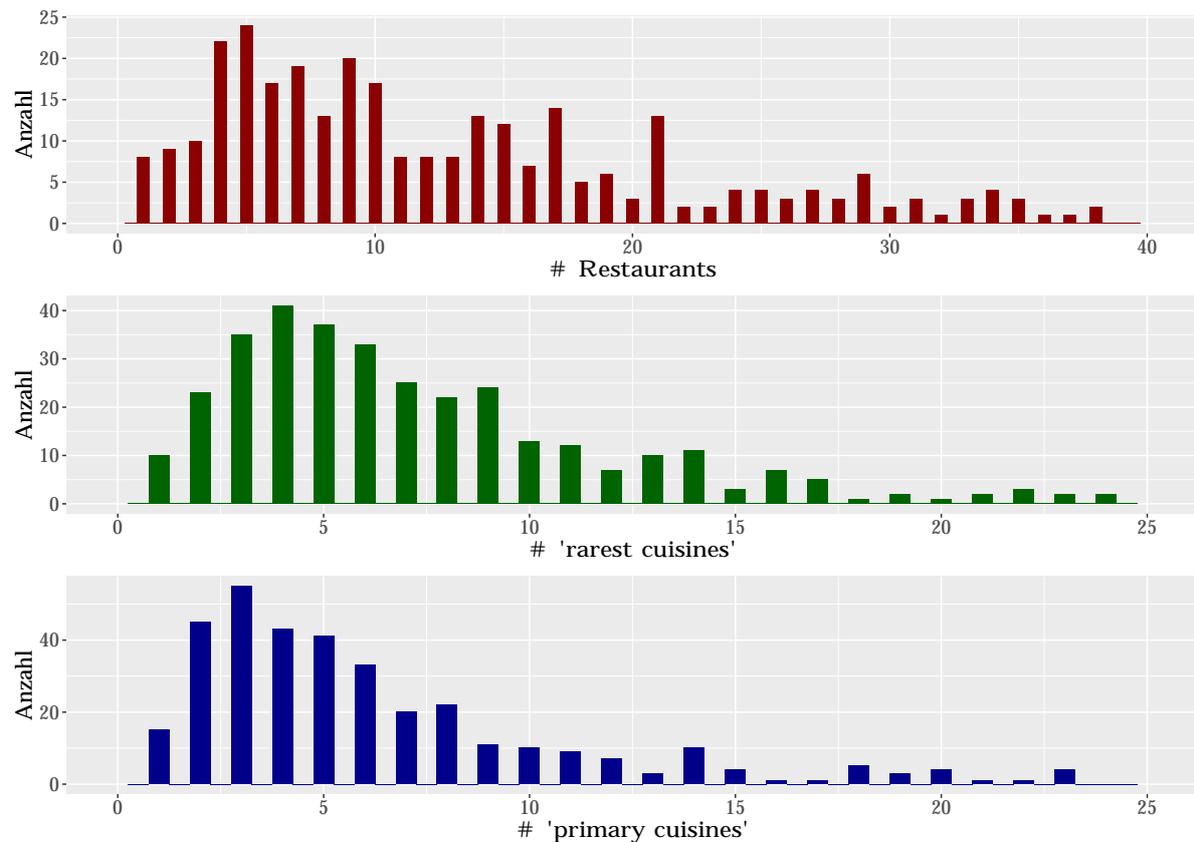


Abbildung 5: Verteilung der Vielfaltsvariablen innerhalb von Gemeinden mit mehr als 4,000 Einwohnern

Vergleicht man nun Abbildung 5 mit Abbildung 1, werden erste Konsequenzen einer Beschränkung der Stichprobe sichtbar. Durch die Exklusion von Gemeinden mit einer geringen Einwohnerzahl ergibt sich eine deutlich weniger rechtsschiefe Verteilung der Vielfaltsvariablen. Vor allem die Verteilung der Anzahl an 'primary cuisines' sowie 'rarest cuisines' ähnelt damit in weitaus stärkerem Maße einer Poisson-Verteilung als zuvor. Die Auswirkungen auf die geschätzten Koeffizienten der Bildungs- und Einkommensungleichheit werden in Tabelle 6 dargestellt. Im Gegensatz zu den bisherigen Ergebnissen, dominiert bei einer Einschränkung auf Gemeinden mit höherer Einwohnerzahl der Effekt der Einkommensungleichheit gegenüber jenem der Bildungsungleichheit. Die Regressionskoeffizienten der Einkommensungleichheit sind in nahezu allen Fällen hochsignifikant und werden dabei umso größer, je stärker man die Stichprobe einschränkt. Betrachtet

man beispielsweise ausschließlich Gemeinden mit mehr als 6,500 Einwohnern, so ist bei einer Erhöhung des Gini-Koeffizienten des Einkommens um eine Standardabweichung c.p. eine Zunahme der Restaurants um 20.44%<sup>3</sup> sowie der 'rarest cuisines' um 8.48%<sup>3</sup> zu erwarten. Der positive Effekt der Bildungsungleichheit auf die Anzahl der Restaurants verschwindet durch die vorgenommenen Einschränkungen zur Gänze und auch der positive Zusammenhang mit der Anzahl der 'rarest cuisines' ist statistisch nicht länger signifikant.

Alles in allem verbessert sich die Qualität der Modelle durch eine Beschränkung auf Gemeinden mit höherer Einwohnerzahl deutlich. Die Residuen entsprechen nahezu vollständig dem Idealbild und auch das Bestimmtheitsmaß nimmt Werte über 0.8 an. Trotz der verhältnismäßig kleinen Stichprobengrößen, können die Ergebnisse aus Tabelle 6 daher als überzeugende Evidenz für den positiven Zusammenhang zwischen der Ungleichverteilung von Einkommen und der Vielfalt auf Restaurantmärkten erachtet werden.

---

<sup>3</sup>zur Berechnung wurde die Standardabweichung innerhalb der begrenzten Stichprobe herangezogen, daher  $\delta = 0.019427$  in der bereits bekannten Formel

## 5 Schlussfolgerungen

Diese Arbeit hat sich intensiv mit der Vielfalt auf Restaurantmärkten in Österreich auseinandergesetzt. Insbesondere wurde der Frage nachgegangen, inwiefern es Zusammenhänge zwischen der Restaurantvielfalt und der Verteilung von Einkommen und Bildung innerhalb der Bevölkerung gibt. Aufbauend auf Überlegungen zu den Einflüssen von Einkommen und Bildung auf die individuelle Nachfrage nach Produktvielfalt, wurde ein positiver Effekt der Bildungs- sowie Einkommensungleichheit auf die Vielfalt am Restaurantmarkt theoretisch hergeleitet. Diese Hypothesen wurden im weiteren Verlauf empirisch getestet und dabei mehrheitlich bestätigt.

Im Rahmen der ökonometrischen Analyse wurde dem mitunter divergierenden Begriffsverständnis der Produktvielfalt Rechnung getragen, indem drei verschiedene Indikatoren der Restaurantvielfalt verwendet wurden. Unabhängig von der konkreten Wahl der abhängigen Variable zeigt sich, dass eine Zunahme der Bildungsungleichheit mit steigender Vielfalt am Restaurantmarkt einhergeht. Demgegenüber lässt sich der positive Effekt der Einkommensungleichheit zwar auf die Anzahl der Restaurants, nicht jedoch auf die Anzahl der angebotenen Küchen statistisch belegen. Inwieweit Evidenz für die vorhergesagten Einflüsse der Einkommensungleichheit gefunden werden kann, hängt darüber hinaus vom jeweils verwendeten Verteilungsmaß ab. Entgegen den Vorhersagen der Theorie, wonach in erster Linie die Konzentration am oberen Ende der Verteilung die Vielfalt am Markt beeinflusst, weisen dabei vor allem der Gini-Koeffizient sowie der Theil-Index, welcher besonders sensibel auf Umverteilungen im Bereich der niedrigen Einkommen reagiert, hohen Erklärungswert hinsichtlich der Restaurantvielfalt auf.

Die in der graphischen Analyse deutlich gewordenen Interaktionseffekte zwischen Einkommenshöhe und Ungleichheit können im Falle der Bildungsungleichheit auch in der formalen Analyse bestätigt werden. Demnach führt eine stärkere Ungleichverteilung der Bildung vor allem dann zu einer größeren Vielfalt am Restaurantmarkt, wenn auch das Durchschnittseinkommen in der betreffenden Gemeinde hoch ist. Der Interaktionseffekt ist dabei weniger robust gegenüber der Modellwahl als die übrigen Effekte.

Die scheinbare Dominanz der Effekte der Bildungsungleichheit gegenüber jenen der Einkommensungleichheit lässt sich relativieren, wenn man die betrachtete Stichprobe variiert. Beschränkt man sich dabei auf bevölkerungsreichere Gemeinden, verschwindet der Einfluss der Bildungsungleichheit, während sich gleichzeitig ein stark positiver Effekt der Einkommensungleichheit auf die Anzahl der Restaurants und Küchen zeigt. Es lässt sich daher schließen, dass zumindest in größeren Städten die Einkommensverteilung einen maßgeblichen Einfluss auf die Vielfalt am Restaurantmarkt ausübt. Durch die Exklusion von Gemeinden mit nur wenigen Einwohnern kann zudem die Qualität der Regressionsmodelle merklich erhöht werden, weshalb die Ergebnisse in diesem Fall, ungeachtet der kleineren Stichprobengröße, am überzeugendsten erscheinen.

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass die Erkenntnisse der empirischen Analyse überwiegend im Einklang mit den theoretischen Vorhersagen zu den Zusammenhängen zwischen der Vielfalt auf Gütermärkten und der Ungleichverteilung von Einkommen sowie Bildung sind. Nichtsdestotrotz muss auf gewisse Probleme hinsichtlich einer Verallgemeinerung der vorliegenden Resultate hingewiesen werden. Wenngleich im Rahmen dieser Arbeit versucht wurde ein möglichst vollständiges Bild der Vielfalt auf Restaurantmärkten zu erfassen, besteht in diesem Bereich noch Verbesserungspotential. Vor allem eine Implementierung der in Abschnitt 3.1 diskutierten Konzentrationsmaße der Vielfalt erscheint sinnvoll. Wie so oft, liegt dabei der Schlüssel zu belastbareren Ergebnissen in noch besseren Daten. Darüber hinaus wären ausgefeiltere Maße zur Erfassung der Einkommenskonzentration am oberen Ende der Verteilung zu begrüßen. Dadurch werden präzisere Aussagen möglich, welche Bereiche der Einkommensverteilung von besonderer Relevanz für die Vielfalt auf Märkten sind, was wiederum eine gründlichere Überprüfung der konkreten Vorhersagen der Theorie erlaubt. Ebenso ist es die Aufgabe künftiger Beiträge etwaige Endogenitätsprobleme zu adressieren und verstärkt auf die systematischen Zusammenhänge zwischen Einkommen und Bildung einzugehen. Gelingt es dabei die Effekte dieser beiden Faktoren auf die Vielfalt schärfer zu trennen, so dient dies letztlich einem tieferen Verständnis der zugrundeliegenden Wirkungsmechanismen.

## Literatur

- Allison, P. D. (1978). Measures of Inequality. *American Sociological Review*, 865–880.
- Atkins, D. C. & Gallop, R. J. (2007). Rethinking How Family Researchers Model Infrequent Outcomes: A Tutorial on Count Regression and Zero-Inflated Models. *Journal of Family Psychology*, 21(4), 726.
- Atkinson, A. B. (1970). On the Measurement of Inequality. *Journal of Economic Theory*, 2(3), 244–263.
- Becker, G. (1965). A Theory of the Allocation of Time. *The Economic Journal*, 75(299), 493–517.
- Becker, G. (1975). *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Benassy, J.-P. (1996). Taste for Variety and Optimum Production Patterns in Monopolistic Competition. *Economics Letters*, 52(1), 41–47.
- Berry, S. & Waldfogel, J. (2010). Product Quality and Market Size. *The Journal of Industrial Economics*, 58(1), 1–31.
- Braun, D. (1988). Multiple Measurements of U.S. Income Inequality. *The Review of Economics and Statistics*, 70(3), 398–405.
- Cameron, A. C. & Trivedi, P. K. (1986). Econometric Models Based on Count Data. Comparisons and Applications of Some Estimators and Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 1(1), 29–53.
- Chai, A. & Moneta, A. (2012). Back to Engel? Some Evidence for the Hierarchy of Needs. *Journal of Evolutionary Economics*, 22(4), 649–676.
- Chamberlin, E. (1933). The Theory of Monopolistic Competition. *The Economic Journal*, 43(172), 661–666.
- Cowell, F. A. (2000). Measurement of Inequality. *Handbook of Income Distribution*, 1, 87–166.
- Dalton, H. (1920). The Measurement of the Inequality of Incomes. *The Economic Journal*, 30(119), 348–361.

- Dixit, A. K. & Stiglitz, J. E. (1977). Monopolistic Competition and Optimum Product Diversity. *The American Economic Review*, 67(3), 297–308.
- Drescher, L., Thiele, S., Roosen, J. & Mensink, G. B. (2009). Consumer Demand for Healthy Eating considering Diversity—An Economic Approach for German Individuals. *International Journal of Consumer Studies*, 33(6), 684–696.
- Engel, E. (1857). Die Produktions- und Consumptionsverhältnisse des Königreichs Sachsen. *Zeitschrift des Statistischen Bureaus des Koeniglich Saechsischen Ministeriums*, (Nr. 8 und 9). (erneut erschienen in: Bulletin de l’Institut International de Statistique, IX, 1895).
- Falkinger, J. (1994). An Engelian Model of Growth and Innovation with Hierarchic Consumer Demand and Unequal Incomes. *Ricerche Economiche*, 48(2), 123–139.
- Falkinger, J. & Zweimüller, J. (1996). The Cross-Country Engel Curve for Product Diversification. *Structural Change and Economic Dynamics*, 7(1), 79–97.
- Falkinger, J. & Zweimüller, J. (1997). The Impact of Income Inequality on Product Diversity and Economic Growth. *Metroeconomica*, 48(3), 211–237.
- Gollop, F. M. & Monahan, J. L. (1991). A Generalized Index of Diversification: Trends in U.S. Manufacturing. *The Review of Economics and Statistics*, 73(2), 318–330.
- Gronau, R. & Hamermesh, D. S. (2008). The Demand for Variety: A Household Production Perspective. *The Review of Economics and Statistics*, 90(3), 562–572.
- Hotelling, H. (1929). Stability in Competition. *The Economic Journal*, 39(153), 41–57.
- Hungerford, T. & Solon, G. (1987). Sheepskin Effects in the Returns to Education. *The Review of Economics and Statistics*, 175–177.
- Huse, C. & Oliveira, A. V. (2012). Does Product Differentiation Soften Price Reactions to Entry? Evidence from the Airline Industry. *Journal of Transport Economics and Policy (JTEP)*, 46(2), 189–204.
- Jackson, L. F. (1984). Hierarchic Demand and the Engel Curve for Variety. *The Review of Economics and Statistics*, 66(1), 8–15.
- Jekanowski, M. D. & Binkley, J. K. (2000). Food Purchase Diversity Across U.S. Markets. *Agribusiness*, 16, 417–433.

- King, G. (1988). Statistical Models for Political Science Event Counts: Bias in Conventional Procedures and Evidence for the Exponential Poisson Regression Model. *American Journal of Political Science*, 838–863.
- Lancaster, K. (1966). A New Approach to Consumer Theory. *Journal of Political Economy*, 74(2), 132–157.
- Lancaster, K. (1979). *Variety, Equity and Efficiency : Product Variety in an Industrial Society*. Columbia University Press New York.
- Lancaster, K. (1990). The Economics of Product Variety: A Survey. *Marketing Science*, 9(3), 189–206.
- Lee, J.-Y. (1987). The Demand for Varied Diet with Econometric Models for Count Data. *American Journal of Agricultural Economics*, 69(3), 687–692.
- Lee, J.-Y. & Brown, M. G. (1989). Consumer Demand for Food Diversity. *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 21(2), 47–53.
- Long, S. J. & Freese, J. (2006). *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*. Stata Press.
- Mazzolari, F. & Neumark, D. (2012). Immigration and Product Diversity. *Journal of Population Economics*, 25(3), 1107–1137.
- Michael, R. T. (1973). Education in Nonmarket Production. *Journal of Political Economy*, 81(2), 306–327.
- Moon, W., Florkowski, W. J., Beuchat, L. R., Resurreccion, A. V., Paraskova, P., Jordanov, J. & Chinnan, M. S. (2002). Demand for Food Variety in an Emerging Market Economy. *Applied Economics*, 34(5), 573–581.
- Patil, G. P. & Taillie, C. (1982). Diversity as a Concept and its Measurement. *Journal of the American Statistical Association*, 77(379), 548–561.
- Pinkse, J. & Slade, M. E. (2004). Mergers, Brand Competition and the Price of a Pint. *European Economic Review*, 48(3), 617–643.
- Pinkse, J., Slade, M. E. & Brett, C. (2002). Spatial Price Competition: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 70(3), 1111–1153.

- Rojas, C. & Peterson, E. B. (2008). Demand for Differentiated Products: Price and Advertising Evidence from the US Beer Market. *International Journal of Industrial Organization*, 26(1), 288–307.
- Salop, S. C. (1979). Monopolistic Competition with Outside Goods. *The Bell Journal of Economics*, 10(1), 141–156.
- Schiff, N. (2015). Cities and Product Variety: Evidence from Restaurants. *Journal of Economic Geography*, 15(6), 1085–1123.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in Human Capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1–17.
- Sen, A. & Foster, J. E. (1997). *On Economic Inequality*. Oxford University Press.
- Shonkwiler, J. S., Lee, J. & Taylor, T. G. (1987). An Empirical Model of the Demand for a Varied Diet. *Applied Economics*, 19(10), 1403–1410.
- Smith, A. (1776). *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations* (E. Cannan, Hrsg.). London: Methuen (University Paperbacks).
- Spence, M. (1978). Job Market Signaling. In *Uncertainty in Economics* (S. 281–306). Elsevier.
- Stewart, H. & Harris, J. M. (2005). Obstacles to Overcome in Promoting Dietary Variety: The Case of Vegetables. *Review of Agricultural Economics*, 27(1), 21–36.
- Tankari, M. R. & Badiane, O. (2015). *Determinants of Households' Food Diversity Demand in Uganda* (2015 Conference, August 9-14, 2015, Milan, Italy Nr. 230230). International Association of Agricultural Economists.
- Theil, H. & Finke, R. (1983). The Consumer's Demand for Diversity. *European Economic Review*, 23(3), 395–400.
- Thiele, S. & Weiss, C. (2003). Consumer Demand for Food Diversity: Evidence for Germany. *Food Policy*, 28(2), 99–115.
- Thomas, V., Wang, Y. & Fan, X. (1999). *Measuring Education Inequality: Gini Coefficients of Education*. The World Bank.
- Tirole, J. (1995). *Industrieökonomik*. Wolls Lehr- und Handbücher der Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. München ; Wien: Oldenbourg.

- Waldfogel, J. (2008). The Median Voter and the Median Consumer: Local Private Goods and Population Composition. *Journal of Urban Economics*, 63(2), 567–582.
- Waterson, M. (1989). Models of Product Differentiation. *Bulletin of Economic Research*, 41(1), 1–28.
- Weiss, C. R. (2012). Consumer Demand for Food Variety. In J. L. Lusk, J. Roosen & J. F. Shogren (Hrsg.), *The Oxford Handbook of the Economics of Food Consumption and Policy*. Oxford: Oxford University Press.
- Wuergler, T. (2010). Income Distribution and Product Quality Versus Variety. *SSRN Electronic Journal*.