

Einkommensunterschiede, Armut und Vulnerabilität in Shenzhen

Stefan Gravemeyer

Inhaltsverzeichnis

| | |
|--|-----------|
| Einleitung | 9 |
| 1 Disparität, Bildung und Diskriminierung | 13 |
| 1.1 Einkommensdeterminanten im urbanen China | 14 |
| 1.2 Einkommensverteilung in Shenzhen | 21 |
| 1.2.1 Disparitätsmaße | 22 |
| 1.2.2 Datensatzbeschreibung | 30 |
| 1.2.3 Deskriptive Fakten | 32 |
| 1.3 Empirische Analyse | 35 |
| 1.3.1 Bildung als Einkommensdeterminante im Mincermodell | 36 |
| 1.3.2 Ökonometrisches Modell | 40 |
| 1.3.3 Ergebnisse | 46 |
| 1.3.4 Zerlegung | 51 |
| 1.4 Einkommensdeterminanten in Shenzhen | 54 |
| 1.4.1 Humankapital | 55 |

| | | |
|----------|---|-----------|
| 1.4.2 | Persönliche Eigenschaften | 56 |
| 1.4.3 | Soziale Normen und Politikmaßnahmen | 57 |
| 1.4.4 | Arbeitsplatzeigenschaften | 59 |
| 1.4.5 | Auswirkung des Registrierungsstatus bei Migranten | 59 |
| 1.5 | Zusammenfassung | 63 |
| 2 | Armut | 65 |
| 2.1 | Armut im urbanen China | 65 |
| 2.2 | Armut in Shenzhen | 70 |
| 2.2.1 | Armutsindices | 71 |
| 2.2.2 | Einkommenskorrektur | 76 |
| 2.2.3 | Datensatzbeschreibung | 77 |
| 2.2.4 | Deskriptive Fakten | 79 |
| 2.3 | Empirische Analyse | 82 |
| 2.3.1 | Armutsdeterminierende Faktoren | 82 |
| 2.3.2 | Ökonometrisches Modell | 86 |
| 2.3.3 | Ergebnisse | 96 |
| 2.3.4 | Zerlegung | 104 |
| 2.4 | Ursachen der Armut in Shenzhen | 105 |
| 2.4.1 | Haushaltszusammensetzung | 106 |
| 2.4.2 | Produktionsfaktoren | 107 |
| 2.4.3 | Soziale Normen und Politikmaßnahmen | 109 |
| 2.4.4 | Arbeitsplatzeigenschaften | 110 |
| 2.4.5 | Diskriminierung der Migranten | 111 |
| 2.5 | Zusammenfassung der Armutssituation | 113 |

| | | |
|-------|--|------------|
| 2.6 | Vulnerabilität als neues Konzept der Armutsforschung | 115 |
| 2.6.1 | Abgrenzung des Begriffs der Vulnerabilität | 116 |
| 2.6.2 | Abgrenzung zu klassischen Armutsmaßen | 118 |
| 2.7 | Empirische Analyse | 119 |
| 2.7.1 | Ökonometrisches Modell | 121 |
| 2.7.2 | Ergebnisse | 128 |
| 2.8 | Ursachen der Gefährdung | 132 |
| 2.9 | Zusammenfassung der Armutsgefährdungssituation | 137 |
| | Fazit | 139 |
| | Literaturverzeichnis | 142 |
| | Anhang | 155 |

Abbildungsverzeichnis

| | | |
|-----|---|-----|
| 1.1 | Lorenzkurve der 16-65 jährigen mit Einkommen im Jahr 2005 | 32 |
| 1.2 | Theil Index zerlegt nach Bildungsabschlüssen | 34 |
| 2.1 | Armutsquotenentwicklung in China | 67 |
| 2.2 | Unterschiede in den Variablen relativ zum Medianhaushalt mit dem Mindestlohn als Armutsgrenze | 134 |
| 2.3 | Unterschiede in den Variablen relativ zum Medianhaushalt mit relativer Armutsgrenze | 136 |

Tabellenverzeichnis

| | | |
|------|---|----|
| 1.1 | Shenzhen Haushaltsbefragung 2005: Individualstichprobe | 31 |
| 1.2 | Variablen Beschreibung: Einfaches Mincermodell | 43 |
| 1.3 | Variablen Beschreibung: Erweitertes Mincermodell | 45 |
| 1.4 | Regressionsergebnisse mit Indikator Variablen. Einfaches- und erweiter- tes Mincermodell | 46 |
| 1.5 | Regressionsergebnisse mit Indikatorvariablen. Getrennte Regressionen . | 48 |
| 1.6 | Regressionsergebnisse mit Schuljahren. Einfaches und erweitertes Min- cermodell | 49 |
| 1.7 | Regressionsergebnisse mit Schuljahren. Getrennte Regressionen | 50 |
| 1.8 | Bildungsrenditen | 51 |
| 1.9 | Oaxaca-Blinder Zerlegungsergebnisse mit Indikator Variablen | 53 |
| 1.10 | Oaxaca-Blinder Zerlegungsergebnisse mit Schuljahren | 54 |
| 2.1 | Shenzhen Haushaltsbefragung 2005: Haushaltsstichprobe | 77 |
| 2.2 | Armutsindices für Shenzhen 2005 | 80 |

| | | |
|------|---|-----|
| 2.3 | Armutsquoten nach Registrierungsstatus | 80 |
| 2.4 | Variablen Beschreibung: Armutsregressionen | 95 |
| 2.5 | Regressionsergebnisse der Probit Regression für alle Haushalte | 98 |
| 2.6 | Regressionsergebnisse der Probit Regression für die städtisch registrier- ten Haushalte | 99 |
| 2.7 | Regressionsergebnisse der Probit Regression für die Migrantenhaushalte | 99 |
| 2.8 | Regressionsergebnisse der Tobit Regression für alle Haushalte | 100 |
| 2.9 | Regressionsergebnisse der Tobit Regression für die städtisch registrierten Haushalte | 101 |
| 2.10 | Regressionsergebnisse der Tobit Regression für die Migrantenhaushalte | 102 |
| 2.11 | Regressionsergebnisse der OLS Regression. Alle Haushalte, städtisch re- gistrierte Haushalte und Migrantenhaushalte | 103 |
| 2.12 | Oaxaca-Blinder Zerlegungsergebnisse der Probit Regression | 104 |
| 2.13 | Oaxaca-Blinder Zerlegungsergebnisse der Tobit Regression | 104 |
| 2.14 | Anteile stark gefährdeter Haushalte mit dem Mindestlohn als Armuts- grenze | 129 |
| 2.15 | Anteile stark gefährdeter Haushalte mit relativer Armutsgrenze (1/2 Me- dianeinkommen) | 130 |
| 2.16 | Anteile leicht gefährdeter Haushalte mit dem Mindestlohn als Armuts- grenze | 131 |
| 2.17 | Regressionsergebnisse der Probit Regression unter Verwendung des Min- destlohnes als Armutsgrenze. Alle Haushalte | 156 |
| 2.18 | Regressionsergebnisse der Probit Regression unter Verwendung des Min- destlohnes als Armutsgrenze. Städtisch registrierte Haushalte. | 157 |

| | | |
|------|--|-----|
| 2.19 | Regressionsergebnisse der Probit Regression unter Verwendung des Mindestlohnes als Armutsgrenze. Migrantenhaushalte | 158 |
| 2.20 | Regressionsergebnisse der Tobit Regression unter Verwendung des Mindestlohnes als Armutsgrenze. Alle Haushalte | 159 |
| 2.21 | Regressionsergebnisse der Tobit Regression unter Verwendung des Mindestlohnes als Armutsgrenze. Städtisch registrierte Haushalte | 160 |
| 2.22 | Regressionsergebnisse der Tobit Regression unter Verwendung des Mindestlohnes als Armutsgrenze. Migrantenhaushalte | 161 |
| 2.23 | Test auf Misspezifikation der Skedastizitätsfunktion | 162 |
| 2.24 | | 163 |
| 2.25 | | 164 |
| 2.26 | | 165 |
| 2.27 | Variablen Beschreibung: Erweitertes Mincermodell | 166 |
| 2.28 | Variablen Beschreibung: Armutsregressionen | 167 |

Einleitung

Ziel dieser Arbeit ist es, Einkommensunterschiede und Armut in der chinesischen Stadt Shenzhen zu untersuchen. Shenzhen, gelegen in der Provinz Guangdong, befindet sich in geographischer Nähe zu Hongkong. Die Stadt entwickelte sich von einem kleinen Fischerdorf mit rund 20.000 Einwohnern im Jahre 1970 zu einer großen urbanen Agglomeration mit 300.000 Einwohnern Ende 1980. Zu diesem Zeitpunkt wurde Shenzhen eine der ersten Special Economic Zones (SEZ) in China. Hierbei handelt es sich um die erste chinesische Stadt, die diesen Sonderstatus im Zuge einer allgemeinen Strategie der Öffnung der chinesischen Regierung verliehen bekam. Prinzipiell intendierte die chinesische Regierung mit der Einführung von SEZ Sonderzonen eine Beschleunigung der Entwicklung der chinesischen Wirtschaft sowie eine graduelle Öffnung für den Welthandel. Dies sollte sowohl das Handelsvolumen erweitern als auch Innovation und Wachstum durch ausländische Direktinvestitionen fördern. Die Einführung dieser Sonderzonen erwies sich als ausgesprochen erfolgreich, insbesondere im Fall von Shenzhen. Ende 2006 war aus dem Fischerdorf eine Stadt mit annähernd neun Millionen Einwoh-

nern geworden. Die Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts war ebenso beachtlich wie die Bevölkerungszunahme. Zwischen 1980 und 2006 wuchs das Bruttoinlandsprodukt durchschnittlich um 27%. Ende 2006 hatte Shenzhen somit ein nominales Bruttoinlandsprodukt von umgerechnet \$75.000.000 sowie ein Bruttoinlandsprodukt pro Kopf von \$8800. Dieses massive Wachstum und der damit verbundene Erfolg wird von den Chinesen oftmals, in Anlehnung an den “American Dream”, als der *Shenzhen Dream* bezeichnet. Der massive Zufluss von ausländischen Direktinvestitionen und ein enormes Wachstum des Handelsvolumens, verursacht durch die Gründung der SEZ, ermöglichten dieses rasante Wachstum (Yeung et al. 2009). Im Zuge dieses Wachstumsprozesses veränderte sich die Wirtschaftsstruktur von Shenzhen. Früher vom primären Sektor geprägt, entwickelte sich insbesondere der sekundäre Sektor äußerst schnell. Aufgrund des Schwerpunktes in industrieller Fertigung wird Shenzhen auch allgemein als Zentrum der chinesischen Fabrik bezeichnet. Die Exportindustrie macht hierbei ungefähr die Hälfte des Bruttoinlandsprodukts von Shenzhen aus. Hierbei werden die Exporte dominiert von Softwareprodukten, Mikroelektronik, Unterhaltungselektronik, elektromechanischer Integration sowie durch weitere leichte Industrieprodukte und Energie. Trotz der weiterhin herausragenden Rolle des produzierenden Gewerbes gewinnt der Sektorservice durch immer schnellere Wachstumsraten immer mehr an Bedeutung. Die geographische Nähe zu Hongkong führte weiterhin dazu, dass Shenzhen den größten Hafen neben Shanghai besitzt. Dies führte zu hohen Handelsvolumina zwischen beiden Städten. Große Mengen an Gütern werden von Hongkong importiert, in Shenzhen weiterverarbeitet und re-exportiert.

Eine Begleiterscheinung, sowie treibender Faktor des Wachstums von Shenzhen, war die Migration von Arbeitskräften in diese städtische Agglomeration. Der enorme Zu-

strom von Migranten¹ hatte seinen Hauptursprung in den eher armen ländlichen Gebieten Chinas. Ein Resultat dieser starken Binnenmigration ist, dass Shenzhen eine der jüngsten Städte in China ist, in welcher viele junge Einpersonenhaushalte zu finden sind. Ein negativer Aspekt dieser bemerkenswerten Wachstumsgeschichte ist im Hinblick auf die Einkommensunterschiede, dass Shenzhen ebenso zu den führenden Städten in China bezüglich der Unterschiede zwischen arm und reich zählt. Auch in dieser Hinsicht spielen die Migranten eine besondere Rolle.

Allgemein liegt das besondere Interesse an Shenzhen darin begründet, dass viele Chinesen diese Stadt und ihre rasante Entwicklung als beispielhaft für eine weitere Entwicklung des städtischen Chinas sehen. Fraglich ist hierbei inwiefern dieser ökonomische Erfolg das Einkommen und den Wohlstand der Einwohner beeinflusst und verändert hat. Wie wichtig sind persönliche- oder Haushaltseigenschaften, soziale Normen und diskriminierende Faktoren die ihren Ursprung in politischen Entscheidungen haben für Einkommen, Armut und persönlichen Wohlstand in dieser Stadt? Haben die Migranten ebenso wie die ursprünglichen städtisch registrierten Einwohner von diesem Wachstum profitieren können oder werden sie diskriminiert? Wie hoch sind die Einkommensunterschiede und die Armut in dieser Stadt und was bedingt sie? Wie verwundbar sind die Haushalte und wie gestalten sich die Zusammenhänge zwischen Migration, Armut und Verwundbarkeit? Ziel dieser Arbeit ist es, eine Antwort auf diese Fragen zu geben. Grundlage hierfür ist die Shenzhen Haushaltsbefragung 2005 die aufgrund ihrer Struktur einen einzigartigen Blick auf diese Phänomene erlaubt. Auf Grundlage der Arbeit an dieser Dissertation sind bereits zwei Veröffentlichungen erschienen auf die an

¹In dieser Arbeit bezieht sich Migranten, falls es nicht anders explizit erwähnt wird, immer auf inländische Land-Stadt Migranten.

dieser Stelle als weitere Quelle verwiesen sei. Hierbei handelt es sich um einen Journal- (Gravemeyer, Gries und Xue 2011-1) sowie einen Buchbeitrag (Gravemeyer, Gries und Xue 2011-2).

Einkommensdisparität und Armut sind zwei eng miteinander verknüpfte Phänomene. Die Analyse gliedert sich aus diesem Grund in zwei Hauptteile: Zuerst werden im ersten Kapitel die Einkommensunterschiede und die Zusammenhänge mit Bildung und Diskriminierung in Shenzhen untersucht. Das zweite Kapitel baut auf den Ergebnissen des ersten Kapitels auf und verwendet, soweit möglich, ähnliche erklärende Variablen, legt aber den Schwerpunkt auf Armut und die Determinanten von Armut sowie auf die Errechnung von Vulnerabilitätskennziffern für die Haushalte. Da in der Armutsanalyse generell Haushaltsdaten zugrunde gelegt werden, wird jedoch im Gegensatz zum ersten Kapitel auf die Haushaltsdaten der Shenzhen Haushaltsbefragung 2005 zurückgegriffen.

1 Disparität, Bildung und Diskriminierung

In den meisten Industrienationen ist Humankapital der dominante einkommensgenerierende Faktor. Es stellt sich die Frage, inwiefern in Shenzhen dieser Produktionsfaktor ebenso eine dominierende Rolle spielt, oder ob ein Großteil des Einkommens weiterhin durch soziale Normen, Traditionen oder Diskriminierung bestimmt wird. Ein besonderer Schwerpunkt der Analyse liegt bei Faktoren, die einen möglichen Einfluss auf das individuelle Einkommen ohne einen realen Produktivitätsgewinn haben. Im Zusammenhang mit diesen Faktoren fällt oft auch der Begriff der Lohndiskriminierung. Der Einfluss dieser Faktoren auf Einkommensunterschiede und Einkommen kann im Allgemeinen als Indikator für sozio-ökonomische Entwicklung während eines Transformationsprozesses betrachtet werden. Tanzi (1998) stellt fest, dass in Entwicklungs- und Schwellenländern der Einfluss dieser Faktoren meist höher ist als in entwickelten Industrienationen, in denen primär Marktkräfte dominieren. Um den Einfluss dieser Faktoren zu isolieren, muss das in der später folgenden ökonometrischen Analyse zugrunde gelegte traditionelle Mincermodell um zusätzliche Variablen erweitert werden.

Zuerst wird jedoch nach einem Überblick über die in der Literatur diskutierten Einkommensdeterminanten ein deskriptiver Überblick über die Einkommensverteilung in Shenzhen gegeben. Auf diesem Kapitel basiert auch der Journalbeitrag Gravemeyer, Gries und Xue (2011-1) auf den hier als zusätzliche englischsprachige Quelle verwiesen sei.

1.1 Einkommensdeterminanten im urbanen China

Es existieren zahlreiche Studien, die sich mit Einkommen und den Einkommensdeterminanten in China befassen. Der geographische Fokus ist hierbei äußerst unterschiedlich. Die Spannweite umfasst sowohl länderübergreifende als auch regionale oder auf eine Stadt fokussierte Studien. Die in der Literatur identifizierten Einkommensdeterminanten werden im Folgenden den Kategorien Humankapital und Erfahrung, soziale Normen und Politikmaßnahmen, sowie persönliche- und Arbeitsplatzeigenschaften zugeordnet.

Humankapital Humankapital und seine Auswirkung auf das persönliche Einkommen ist ein in vielen Studien zu findender Zusammenhang.¹ Bezüglich der unterschiedlichen Formen von Humankapital kann die Aufenthaltszeit in Shenzhen als ein Indikator für Erfahrung betrachtet werden. Eine längere Aufenthaltszeit erlaubt es, regionenspezifische Fertigkeiten zu erlernen, sowie soziale Kontakte und Netzwerke aufzubauen. Dies wird insbesondere von Fan (2001) und Liu et al. (2004) sowie von Wan (2006) herausgestellt. Ihre Studien befassen sich insbesondere mit dem Stadtgebiet Hongkong

¹Für eine Übersicht siehe u.a. Card (1999) oder Wößmann (2003).

und bestätigen eine positive Korrelation zwischen Einkommen und Aufenthaltsdauer. Dies deutet auf einen positiven Einfluss des Assimilationsprozesses hin. Migranten erlernen regional spezifische Fähigkeiten, ebenso wie arbeitsplatzspezifische Fähigkeiten. Dies führt zu einer besseren Adaption in den lokalen Arbeitsmarkt. Hierdurch wird ihr Profil für den lokalen Arbeitsmarkt verbessert sowie ihre Produktivität erhöht. Die positiven Effekte stehen in direktem Zusammenhang mit der Aufenthaltsdauer in der Stadt. Trotz dieser positiven Effekte, die durch Assimilation verursacht werden, weisen sie darauf hin, dass nicht davon ausgegangen werden kann, dass es zwangsläufig zu einer Angleichung der Migrantenlöhne mit denen der städtischen Ursprungsbevölkerung kommen muss. Die Lohndifferenziale zwischen beiden Gruppen werden zwar verringert, sind aber dennoch nicht in der Lage die Lohndifferenz, die durch Lohndiskriminierung verursacht wird, auszugleichen. Des Weiteren wird auch ein Zusammenhang zwischen Migrationsstatus und Arbeitsplatzmobilität sowie Jobwechseln gesehen. Yueh (2004) unterstreicht, dass die Arbeitsplatzmobilität von Migranten weitaus höher ist als die der städtischen Ursprungsbevölkerung. Ebenso ist ein deutlich niedrigeres Lohneinkommen der Migranten zu beobachten. In diesem Zusammenhang können niedrigere Löhne für Individuen die oft den Arbeitsplatz wechseln einen generellen Mangel an Humankapital abbilden. Firmenspezifisches und regionenspezifisches Humankapital wird durch den Arbeitsplatzwechsel entwertet.

Da die Auswirkungen von persönlichen Eigenschaften, sozialen Normen, Traditionen und institutionellen Faktoren auf das Einkommen einer der Schwerpunkte dieser Arbeit sind, ist es notwendig, die relevanten nicht produktivitätsorientierten Faktoren zu identifizieren. In der Literatur werden in Bezug auf China unterschiedliche Variablen identifiziert, die diesen Kategorien zuzuordnen sind und nun im weiteren kurz

vorgestellt werden.

Persönliche Eigenschaften Geschlecht und Familienstand sind hierbei unter den am meisten untersuchten persönlichen Determinanten des Einkommens. Ng (2004), Shu (2005) und Ng (2007) kommen zu dem Schluss, dass Frauen mit vergleichbarer Ausbildung ein niedrigeres Lohneinkommen haben als Männer, wobei dieses Lohndifferenzial ihrer Aussage nach meist durch Diskriminierung und nicht durch Produktivitätsunterschiede verursacht wird. Diese Ergebnisse sind den Resultaten von Knight und Song (2003) ähnlich. Hughes und Maurer-Fazio (2002) unterstreichen, dass Geschlechterdiskriminierung mit höherem Bildungsniveau abnimmt. Ein weiteres Ergebnis ihrer Studien ist, dass Familienstatus ebenso einen Effekt auf das Geschlechterlohndifferenzial hat. In China ist zu beobachten, dass das geschlechtsspezifische Lohndifferenzial zwischen Frauen und Männern für unverheiratete Frauen größer ist als für Verheiratete. Des Weiteren erläutern Bishop et al. (2005), dass der positive Einfluss einer Heirat für Frauen geringer ist als für Männer, insbesondere für Frauen mit geringem Einkommen. Sie argumentieren, dass dies durch die unterschiedlichen geschlechtsspezifischen Effekte der Heirat verursacht wird. Gerade Männer arbeiten im Durchschnitt härter und haben eine höhere Produktivität in ihrer Rolle als Familienernährer, während verheiratete Frauen ihren Arbeitseinsatz verringern, um sich um die Belange der Familie zu kümmern. Dieses Argument wird ebenso von Li et al. (2006) herausgestellt, der zeigt, dass in China Männer einen größeren Anteil an dem Beitrag zum Haushaltseinkommen haben als Frauen. Das Argument, dass Heirat die männliche Produktivität erhöht, ist ebenso geeignet das Lohndifferential zwischen verheirateten und unverheirateten Männern zu erklären. Unterschiedlicher sozialer Status, der durch Heirat generiert wird,

kann ebenso ein Erklärungsfaktor sein.

Soziale Normen und Politikmaßnahmen Knight und Song (2003) als auch Cao and Nee (2005) konstatieren einen positiven Einfluss von Parteimitgliedschaft auf das Einkommen. Allerdings ist anzumerken, dass sich eine Mitgliedschaft in der kommunistischen Partei nicht nur aufgrund von besserer Vernetzung und besseren Kontakten positiv auf das Einkommen auswirkt, sondern ebenso ein Indikator für Fähigkeit sein kann. Dies wird insbesondere von Lam (2003) herausgestellt.

Des Weiteren kommt im Falle des urbanen China dem Hukou Registrierungssystem eine besondere Bedeutung zu. Gravemeyer, Gries und Xue (2008) identifizieren das Registrierungssystem als einen der Faktoren, der zu äußerst starker Diskriminierung führt. Chen und Coulson (2002), Du et al. (2005) oder Lu und Song (2006) führen aus, dass die Migration von armen ländlichen Gebieten in die großen Städte, verursacht durch wirtschaftliche Anreize, zu einer großen Präsenz von Land-Stadt Migranten mit einer ländlichen Registrierung in den urbanen Gebieten führt. Der originäre Gedanke hinter dem Hukou Registrierungssystem bestand darin, Migration zu kontrollieren und limitieren. Die Begrenzung der Migration durch das Hukousystem war allerdings nur begrenzt erfolgreich. Des Weiteren wurden die strikten Regeln des Registrierungssystems im Laufe des Reformprozesses gelockert. Studien von Lu und Song (2006), Fan (2001) und Wan (2006) zeigen, dass signifikante Einkommensunterschiede zwischen der Migrantenpopulation in den Städten und der städtischen Ursprungspopulation mit städtischer Registrierung existieren. Diese Einkommensunterschiede sind nicht ausschließlich durch eine bessere Ausstattung mit Produktionsfaktoren zu erklären, sondern werden

auch u.a. durch Lohndiskriminierung verursacht. Laut Liu (2005) sind nicht städtisch registrierte Migranten neben den Lohnunterschieden ebenso dadurch benachteiligt, dass viele Sozialleistungen und öffentliche Güter, wie beispielsweise kostenlose Schulbildung, ihnen nicht zugänglich sind. Hierbei ist zu beobachten, dass die Wahrscheinlichkeit eine städtische Registrierung zu erhalten von der Höhe des Bildungsabschlusses oder der Anzahl an Schuljahren beeinflusst wird.

Ein Hauptproblem der meisten Studien und Analysen ist, dass die Migrantenpopulation in den Städten nicht berücksichtigt werden kann. Meng und Zhang (2001) und Song et al. (2009) oder Lu und Song (2006) stellen fest, dass diese Knappheit an Datenmaterial eine tiefergehende Analyse der Auswirkungen des Registrierungssystems deutlich erschwert. Sehr wenige Studien, darunter die von Lu und Song (2006), Fan (2001) oder Hussain (2003), liefern aus diesem Grunde eine detaillierte Analyse der Situation der Migranten in den Städten. Selbst bei diesen Studien sind die vorliegenden Datenmengen gering und nicht von guter Qualität oder, wie im Falle von Lu und Song (2006), ebenfalls auf eine Stadt begrenzt. Fan (2001) beschäftigt sich insbesondere mit der Arbeitsmarktsegmentierung in Bezug auf Migranten in Guangzhou im Jahr 1998. Alle Autoren unterstreichen, dass dieser Datenmangel zu einer deutlichen Unterschätzung von Armut und Disparität in den chinesischen Städten führt. Aus diesem Grunde kann eine Analyse der Armut und Disparität in Shenzhen einen notwendigen Beitrag zur genaueren Erfassung der realen Umstände sowie zum besseren Verständnis der Situation der Migranten leisten. Daher ist es Ziel dieser Studie, eine Analyse der Einkommensverteilung sowie der einkommensdeterminierenden Faktoren in Shenzhen unter Berücksichtigung der Migrantenpopulation durchzuführen.

Arbeitsplatzeigenschaften Ein weiterer für China sehr spezifischer Faktor sind staatseigene Betriebe. Diese Betriebe zeichnen sich dadurch aus, dass sie eine höhere Arbeitsplatzsicherheit bieten, überdurchschnittlich gut entlohnen und zahlreiche Vergünstigungen verschiedenster Art bieten (Knight und Song 2003). Arbeitnehmer im privaten Sektor sind mit einer weitaus höheren Arbeitsplatzunsicherheit konfrontiert. Dies wird insbesondere im wenig qualifizierten Bereich begleitet durch niedrigere Löhne, die durch ein hohes Arbeitsangebot verursacht werden. Bezüglich einer generell besseren Entlohnung sind die Meinungen jedoch differenziert, so ermitteln Lu und Song (2006) oder Heckman und Li (2003) einen negativen Zusammenhang, und es lässt sich keine eindeutige Tendenz feststellen. Knight und Song (2003) stellen weiterhin fest, dass Staatsbetriebe meist nur Personen mit einer städtischen Registrierung beschäftigen und Migranten normalerweise im privaten Sektor arbeiten. Ein Teil des Lohndifferentials zwischen Migranten und Nichtmigranten mit städtischer Registrierung lässt sich somit durch Arbeitsmarktsegmentierung erklären. In Bezug auf Firmen, die sich ganz oder zum Teil in ausländischer Hand befinden, ist eine generell bessere Entlohnung der Mitarbeiter zu erwarten (Knight und Song 2003). Ausländische Firmen haben aufgrund ihres internationalen Netzwerks einen besseren Zugang zu fortschrittlichen Technologien und Organisationsfähigkeiten. Diese Kombination führt zu einer höheren Faktorproduktivität, die zum Teil an die Arbeiter in Form von höheren Löhnen weitergegeben wird.

In diesem Kapitel wird zuerst die Frage beantwortet, ob diese urbane Erfolgsgeschichte sich auch positiv auf das Einkommen aller Einwohner auswirkte. Spielen soziale Normen, Einstellungen, Traditionen und Diskriminierung immer noch eine gewichtige Rolle für die Bestimmung des Einkommens? Oder hat Shenzhen einen Entwicklungs-

stand erreicht, wo nur Produktionsfaktoren wie Humankapital das Einkommen determinieren. Welche Rolle spielen die Migranten? War es ihnen möglich an der drastischen Steigerung des Durchschnittseinkommens teilzuhaben? Hatten sie einen ebenso großen Wohlfahrtsgewinn wie die städtisch registrierten Einwohner? Gibt es einen Unterschied in der Entlohnung zwischen Staats- und Privatbetrieben in Shenzhen?

Wie bereits erwähnt ist eine Beantwortung dieser Fragen aufgrund der Datenknappheit meist gar nicht oder nur zum Teil möglich. Die meisten Haushaltsbefragungen (insbesondere die offiziellen Statistiken) berücksichtigen keine Migrantenhaushalte ohne städtische Registrierung. Diese Analyse verwendet daher die Shenzhen Haushaltsbefragung aus dem Jahre 2005, um eine Antwort auf diese Fragen zu ermöglichen. Ziel ist es, zu bestimmen, welche Faktoren das Einkommen determinieren und Einkommensunterschiede generieren. Ebenso soll der relative Einfluss, den eher institutionell oder traditionsgeprägte Faktoren im Vergleich zu Produktionsfaktoren wie Humankapital auf das Einkommen haben, ermittelt werden. Hierbei sollen insbesondere die Lebensbedingungen der Land-Stadt Migranten in Shenzhen tiefer gehend analysiert werden.

Um den Einfluss, den das Humankapital auf das Einkommen ausübt, besser analysieren zu können, beginnt die deskriptive Analyse mit der Darstellung der Einkommensunterschiede sowie der Zerlegung dieser mittels des Theil Index. Die ökonometrische Analyse beginnt mit der traditionellen Mincergleichung als Referenzmodell. Die Ergebnisse legen nahe, dass Humankapital ein signifikanter einkommensdeterminierender Faktor ist. Anschließend werden verschiedene Variablen dem Standard Mincer Modell hinzugefügt, um institutionelle und von Traditionen und sozialen Normen geprägte Einflüsse berücksichtigen zu können. Die genannten Faktoren lassen sich grob in die

Kategorien Humankapital, persönliche Charakteristiken, soziale Normen sowie Politikmaßnahmen einteilen. Des Weiteren wird eine Oaxaca-Blinder Zerlegung durchgeführt um den Einfluss von Diskriminierung auf das Einkommen der ländlich registrierten Bevölkerung darstellen zu können.

1.2 Einkommensverteilung in Shenzhen

In welchem Ausmaß entlohnern die Märkte für zusätzliche Produktivität durch höhere Bildung und Qualifikation? Falls zusätzliches Humankapital zusätzliches Einkommen generiert können, Unterschiede im Einkommen zumindest teilweise durch unterschiedliche Ausstattung mit Humankapital erklärt werden. Die Analyse beginnt mit einer deskriptiven Darstellung der Einkommensunterschiede in Shenzhen. Mit Hilfe des Theil Index wird anschließend die Einkommensdisparität zerlegt. Dies ermöglicht die grafische Darstellung und Messung des Beitrages, den die formale Bildung auf die Einkommensunterschiede hat. Hierzu wird die Bevölkerung in verschiedene Bildungsgruppen aufgeteilt. Falls die existierenden Einkommensdifferenziale maßgeblich zwischen den Gruppen beobachtet werden können, deutet dies auf einen starken Einfluss des Humankapitals hin. Ist der Beitrag, den die formale Bildung auf die Summe der Einkommensunterschiede hat gering, ist dies ein Hinweis darauf, dass ein Großteil der Einkommensunterschiede innerhalb der verschiedenen Bildungsgruppen generiert wird. Dann ist davon auszugehen, dass andere Faktoren als Humankapital maßgeblich für die Bestimmung des Einkommens sind. Zuerst werden jedoch kurz die notwendigen Eigenschaften von Disparitätsmaßen erläutert sowie die verwendeten Maße vorgestellt.

1.2.1 Disparitätsmaße

Ein Disparitätsmaß, als Maß für die Verteilung des Einkommens in einer Population, muss um sinnvolle und konsistente Aussagen zu ermöglichen, verschiedenen allgemeinen Axiomen genügen. Diese Axiome stellen die Eigenschaften der unterschiedlichen Maße dar und müssen nicht zwangsläufig alle erfüllt sein. Die Wahl des Disparitätsmaßes steht im engen Zusammenhang mit den durch die Forschungsfrage gestellten Anforderungen an die Eigenschaften der unterschiedlichen Disparitätsmaße. Ist beispielsweise eine Zerlegung der Disparität gewünscht sowie die Gültigkeit einiger Grundannahmen gefordert, so existiert nur eine Klasse von Disparitätsmaßen, die diese Anforderungen erfüllt. Die Darstellung der Axiome beruht weitgehend auf Cowell (2008), der einen exemplarischen Überblick über die verschiedenen Axiome liefert.

Ist X die Menge aller möglichen Einkommensverteilungen sowie eine Untermenge von R^n und der Vektor \bar{x} ein beliebiges Mitglied der Menge X . Dann sei die Funktion $I : R^n \rightarrow R$ eine kontinuierliche und zumindest ordinale Repräsentation der Disparität der Mitglieder der Menge X .

Eine zentrale Anforderung an die Funktion I ist, dass die Bezeichnung bzw. Reihenfolge der Komponenten irrelevant ist. Man spricht in diesem Zusammenhang von der Annahme der *Symmetrie*:

$$I(x_1, x_2, \dots, x_n) = I(x_2, x_1, \dots, x_n) = I(x_3, x_1, \dots, x_n) = \dots \quad (1.1)$$

Für die Disparität in einer Population ist bei Gültigkeit des Axioms unerheblich

welches Mitglied welches Einkommen erhält. Im Weiteren kann nun davon ausgegangen werden, dass die Einkommen der Größe nach aufsteigend geordnet sind.

Eine weitere häufige Forderung ist die Gültigkeit des *Populationsprinzips* oder *Populationsreplikationsprinzips*:

$$I(x_1, x_2, \dots, x_n) = I(x_1, x_1, x_2, x_2, \dots, x_n, x_n) = I(x_1, x_1, x_1, x_2, x_2, x_2, \dots, x_n, x_n, x_n) = \dots \quad (1.2)$$

Wird eine Population repliziert, oder zwei identische Populationen zusammengefügt, verändert sich bei Gültigkeit die gemessene Disparität nicht. Die Disparität ist somit unabhängig von der Größe der Population.

Cowell (1995) diskutiert die Problematik des Axioms und seine prinzipielle Wünschbarkeit mit folgendem Beispiel: Verdoppelt man eine Welt, in der eine Person das komplette Einkommen und die zweite nicht besitzt, so dass zwei Personen sich das Einkommen aufteilen und zwei nichts besitzen, so bleibt bei Gültigkeit des Populationsprinzips die gemessene Disparität gleich. Ob die Ungleichheit in beiden Populationen wirklich als identisch angesehen werden kann, wird in der Literatur unterschiedlich diskutiert. Sehr vorteilhaft ist, dass bei Gültigkeit von Symmetrie und Populationsprinzip eine Einkommensverteilung vollständig durch eine Verteilungsfunktion beschrieben werden kann (Cowell 2008).

Ein weiteres zentrales Axiom ist die *Pigou-Dalton Transfereigenschaft*:

$$\begin{aligned}
I(x_1, \dots, x_i, \dots, x_j, \dots, x_n) &< I(x_1, \dots, x_i - \alpha, \dots, x_j + \alpha, \dots, x_n) \\
\alpha &> 0 \\
x_i &< x_j \\
x_i - \alpha &> 0
\end{aligned}
\tag{1.3}$$

Dieses Axiom besagt, dass der Transfer einer Einheit α von Arm nach Reich die Ungleichheit in der Population immer erhöht. Es beschreibt somit die Wirkung von Umverteilung innerhalb der Einkommensverteilung. In der dargestellten Form handelt es sich um die schwache Form des Transferaxioms. Die starke Form verlangt zusätzlich, dass die Veränderung der Ungleichheit bei einem Transfer ausschließlich von der Distanz der relativen Einkommensanteile der beiden Mitglieder abhängt. Die starke Transfereigenschaft erlaubt u.a. allen möglichen Einkommensverteilungen eine eindeutige Rangordnung zuzuordnen.²

Die *Skaleninvarianz* eines Disparitätsmaßes bedeutet, dass eine Multiplikation aller Einkommen mit dem gleichen Wert die gemessene Disparität unverändert lässt:

$$\begin{aligned}
I(x_1, x_2, \dots, x_n) &= I(x_2, x_1, \dots, x_n) = I(\alpha x_1, \alpha x_2, \dots, \alpha x_n) = \dots \\
\alpha &> 0
\end{aligned}
\tag{1.4}$$

²Für eine genaue Beschreibung der Auswirkungen dieser Annahme und ihrer Relevanz siehe Cowell (1995).

Diese Eigenschaft erlaubt es beispielsweise, die Einkommen in einer Population mittels eines Wechselkurses zu transformieren, ohne dass sich die gemessene Ungleichheit verändert.

Die Eigenschaft der Zerlegbarkeit ermöglicht eine differenzierte Untersuchung der Ungleichheit innerhalb einer Population. Ist es möglich ein Disparitätsmaß zu zerlegen, so lässt sich ein Zusammenhang zwischen der gesamten Ungleichheit in einer Population und der Ungleichheit innerhalb einzelner Subgruppen herstellen. Shorrocks (1980) definiert die Zerlegbarkeit einer Einkommensverteilung in die Untermengen X und Y oder deren Aggregationsfähigkeit mit:

$$I(X, Y) = A(I(X), I(Y), \Omega_X, \Omega_Y)$$

$$\begin{aligned} A(x) &:= \text{Stetige, strikt monoton steigende Aggregatorfunktion} \\ \Omega_x &:= \text{Vektor von Verteilungsparametern der Gruppe } X \\ \Omega_y &:= \text{Vektor von Verteilungsparametern der Gruppe } Y \end{aligned} \tag{1.5}$$

Ein Disparitätsmaß gilt zusätzlich als *additiv zerlegbar* in G Untermengen bzw. Untergruppen, wenn gilt:

$$I(X) = I(X_1, \dots, X_G) = \sum_{i=1}^G w_g I(X_g) + B \quad (1.6)$$

$w_g :=$ Koeffizientenvektor

$B :=$ Innergruppen Disparität

Der Koeffizientenvektor w_g und die Innergruppendisparität B hängen hierbei ausschließlich von dem Durchschnittseinkommen sowie der Größe der Untergruppen ab. Damit ist es möglich, die gesamte Disparität einer Population in die Disparität innerhalb der Gruppen sowie die Disparität zwischen den Gruppen zu zerlegen. Ist ein Disparitätsmaß nicht additiv zerlegbar sind Konstellationen denkbar, in denen trotz eines Anstieges der Disparität in allen Subgruppen die insgesamt gemessene Disparität zurückgeht. Weitere häufig vorausgesetzte Eigenschaften sind Stetigkeit und Differenzierbarkeit.

Nach dieser Übersicht über die Eigenschaften von Disparitätsmaßen werden nun die in dieser Analyse konkret verwendeten dargestellt. Der *Gini Koeffizient* misst die Konzentration der Einkommen in einer Population (Cowell 2008):

$$G = \frac{1}{2n^2\mu_y} \sum_{j=1}^n \sum_{i=1}^n |y_i - y_j|$$

y_i := Einkommen des Individuums i
 y_j := Einkommen des Individuums j
 μ_y := Durchschnittseinkommen
 n := Populationsgröße

(1.7)

Der Gini Koeffizient ist normiert auf den Wertebereich zwischen null und eins, wobei null den Zustand einer vollkommenen Gleichverteilung des Einkommens und eins den Besitz allen Einkommens durch eine Person abbildet. Oftmals wird er auch als die normierte Fläche zwischen der Lorenzkurve und der Gleichverteilungsgerade definiert. Der Gini Koeffizient ist zerlegbar, symmetrisch, genügt dem schwachen Transferaxiom, ist skaleninvariant und genügt dem Populationsprinzip.

Der Theil Index ist ein Mitglied der General Entropy (GE) Index Familie. Die General Entropy Index Familie besitzt die folgende allgemeine Darstellung (Cowell 1995; Cowell und Kuga 1981):

$$GE(c) = \frac{1}{c^2 - c} \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\left(\frac{y_i}{\mu_y} \right)^c - 1 \right) \right]$$

$c :=$ Sensitivitätsparameter

$y_i :=$ Einkommen des Individuums i

$\mu_y :=$ Durchschnittseinkommen

$n :=$ Populationsgröße

(1.8)

Der Parameter c gibt hierbei die Sensitivität des spezifischen General Entropy Indexes gegenüber unterschiedlichen Teilen der Einkommensverteilung an (Cowell 1981; Cowell 2000). Bei einer gegebenen Einkommensverteilung gewichtet ein negativer Wert des Parameters c die unteren Quantile der Einkommensverteilung stärker. Ein hoher positiver Wert des Parameters c gewichtet die oberen Quantile proportional stärker. Liegt der Schwerpunkt des Interesses auf den Einkommensdisparitäten bei den eher armen Einkommensschichten, ist die Wahl eines niedrigen oder negativen Wertes für c sinnvoll. Sollen die Einkommensdisparitäten in den reicheren Schichten den Schwerpunkt bilden, ist ein hoher positiver Wert für c adäquat. Ein Hauptvorteil der General Entropy Index Familie besteht darin, dass sie die einzige Klasse von Ungleichheitsmaßen sind, die symmetrisch sind, das Populationsprinzip³ erfüllen, sowie skaleninvariant, stetig, differenzierbar, additiv zerlegbar sind und die starke Pigou-Dalton Eigenschaft für Einkommenstransfers erfüllen (Bourguignon 1979; Cowell 1980; Shorrocks 1980). Ein Nachteil ist jedoch, dass diese Indices nicht normiert sind und somit mitunter ein Vergleich unterschiedlicher Populationen erschwert wird und keine sofortige intuitive

³Dies gilt nur für den Fall des Theilindex.

Interpretation, wie beispielsweise beim Gini Koeffizienten, möglich ist.

Die Anwendung der L'Hospital'schen Regel und setzen von $c=1$ liefert aus 1.8 den Theil Index $T(1)$, der eine approximative Gleichgewichtung der Einkommensverteilung vornimmt (Cowell 2000; Cowell und Kuga 1981):

$$GE(1) = \left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{y_i}{\mu_y} \right) \ln \frac{y_i}{\mu_y} \right] \right]$$

$$y_i := \text{Einkommen des Individuums } i$$

$$\mu_y := \text{Durchschnittseinkommen}$$

$$n := \text{Populationsgröße}$$
(1.9)

Die Eigenschaft der additiven Zerlegbarkeit des Theil Index ist für die vorliegende Fragestellung von besonderem Interesse. Aufgrund dieser Eigenschaft kann die gesamte Einkommensdisparität wie sie durch den Theil Index gemessen wird additiv zerlegt werden, so dass der Beitrag, den die unterschiedlichen Subpopulationen an der Summe der Disparität haben, errechnet werden kann. Des Weiteren ist es möglich, die gesamte Disparität in den Anteil der innerhalb und den der zwischen den Gruppen geniert wird zu zerlegen. Nach Shorrocks (1980) führt eine Zerlegung des Theil Index T hinsichtlich der einzelnen Beiträge von G Subpopulationen zu der Gesamtdisparität zu:

$$T = \sum_{g=1}^G s_g T_g + \sum_{g=1}^G s_g \ln \frac{\mu_g}{\mu_y}, \text{ mit } s_g = \frac{n_g \mu_g}{n \mu_y}$$

$$\mu_g := \text{Durchschnittliches Einkommen der Subpopulation } g$$

$$s_g := \text{Anteil der Gruppe } g \text{ an der Summe der Einkommen}$$
(1.10)

Somit setzt sich die gesamte Disparität aus dem ersten Term, welcher die einkommensgewichtete Disparität innerhalb jeder der g Subpopulationen ausdrückt und dem zweiten Term, der die Disparität zwischen den einzelnen Subpopulationen wiedergibt zusammen. Mittels dieser Zerlegung ist es im weiteren Verlauf möglich, den Einfluss des Humankapitals auf die Einkommen, genauer zu analysieren.

1.2.2 Datensatzbeschreibung

Für die Analyse werden Daten einer Haushaltsbefragung aus dem Jahre 2005 in Shenzhen genutzt. Diese Haushaltsbefragung, war die erste ihrer Art die von einer nicht-staatlichen Organisation in Shenzhen durchgeführt wurde. Im Gegensatz zu bereits bestehenden Haushaltsbefragungen wurde die Migrantenpopulation explizit berücksichtigt. Die Befragung wurde mit Hilfe der Universität Shenzhen durchgeführt. Es wurde eine mehrstufige Stichprobe gezogen.

Nach offiziellen Quellen (Shenzhen statistisches Jahrbuch 2005) besitzt ein Drittel der Einwohner eine Shenzhen Registrierung während zwei Drittel keine Shenzhen Registrierung besitzen. Diese Personen können also als Migranten betrachtet werden. Die Befragung versucht diese Struktur der Grundgesamtheit abzubilden. Aufgrund finanzieller Einschränkungen wurde die Befragung nur in drei der sechs Stadtbezirke von Shenzhen durchgeführt. Hierbei handelt es sich um die alte Sonderwirtschaftszone Louhu, den Kultur und Bildungsdistrikt Nanshan sowie das neue Industrieviertel Baoan. Da der Umfang der offiziellen Daten unzureichend war, war es notwendig Informationen über die Struktur der Stadt (Straßen, Wohnungen und Stadtbezirke) selbst

zusammenzustellen. Hierzu wurde auf Regierungsinformationen, offizielle Statistiken und Migrantenbefragungen, die von der Universität Shenzhen durchgeführt wurden, zurückgegriffen. Nachdem diese Informationen zusammengestellt waren, wurden rund zehn Straßen von jedem Bezirk zufällig ausgewählt. Anschließend wurden Häuser und Gebäude und letztlich Haushalte ausgewählt. Die Befragung wurde direkt von einem Interviewer durchgeführt. Der Datensatz setzt sich wie folgt zusammen:

| Distrikt | Stichproben- größe | Shenzhen Registrie- rung | Ohne Shenzhen Registrie- rung | Städtische Registrierung | Ländliche Re- gistrierung |
|----------|-----------------------|--------------------------------|--|-----------------------------|------------------------------|
| Nanshan | 1.031 | 368 | 663 | 577 | 454 |
| Luohu | 1.065 | 349 | 716 | 636 | 429 |
| Baoan | 850 | 92 | 758 | 350 | 500 |
| Summe | 2.946 | 809 | 2.137 | 1.563 | 1.383 |

Tabelle 1.1: Shenzhen Haushaltsbefragung 2005: Individualstichprobe

Fehlende Daten, ebenso wie offensichtlich nachgewiesen falsche Daten, wurden entfernt, um den letztendlich genutzten Datensatz zusammenzustellen. Des Weiteren wurden Einkommen unter null oder über 1.250.000 Yuan entfernt und als Ausreißer betrachtet. Für die ökonometrische Analyse in diesem Kapitel wurde die Stichprobe weiterhin auf die Bevölkerung im arbeitsfähigen Alter zwischen 16 und 65 eingeschränkt. Die Analyse der Einkommensunterschiede in diesem Kapitel beruht auf den Individualdaten. Die Haushaltsdaten werden in den folgenden Kapiteln über Armut und Vulnerabilität verwendet.

1.2.3 Deskriptive Fakten

Die Analyse beginnt mit einem Blick auf die Einkommensunterschiede in Shenzhen. Da in diesem Kapitel die individuellen Einkommen im Vordergrund stehen, wird der Gini Koeffizient auf Basis der individuellen Einkommen berechnet. Die in Abbildung 1.1 dargestellte Lorenzkurve der Personen zwischen 16 und 65 mit einem positiven Einkommen zeigt eine deutliche Ungleichverteilung des Einkommens. Der Gini Koeffizient von 0.6 bestätigt ein drastisches Maß an Disparität in dieser Stadt. Das außergewöhnliche Wachstum der Stadt in den letzten Jahrzehnten hat zu einer großen Spanne zwischen den Einkommen geführt.

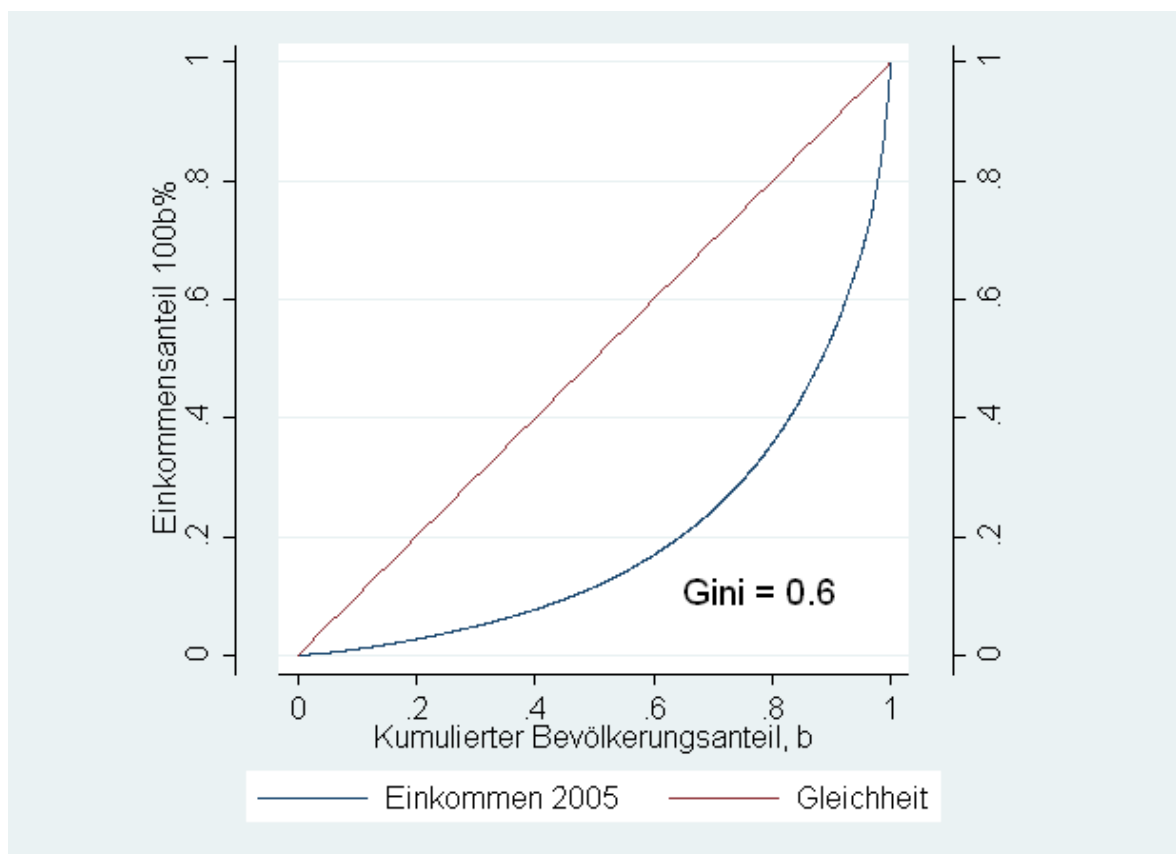


Abbildung 1.1: Lorenzkurve der 16-65 jährigen mit Einkommen im Jahr 2005

Berechnet man den Gini Koeffizienten nicht auf Basis der Individualdaten für die einzelnen Einkommen, sondern auf Basis des pro Kopf Haushaltseinkommens, wie in vielen Studien üblich, so beträgt er 0.56.⁴ Vergleicht man diesen Wert mit dem Wert von 0.42 für China insgesamt und mit denen der BRIC Staaten von 0.38 für Russland, 0.37 für Indien und 0.56 für Brasilien, so wird das Ausmaß der Disparität deutlich.⁵ Einzig in Brasilien herrscht eine ebenso ausgeprägte Einkommensungleichheit vor. Im Weiteren sollen nun die Gründe für die Einkommensdifferentiale genauer betrachtet werden.

Da Humankapital als eine der maßgeblichen Einkommensdeterminanten gilt sollten formale Qualifikation und Einkommensunterschiede unter Marktbedingungen eng miteinander verknüpft sein. Wenn also formale Ausbildung und Qualifikation Einkommen generiert, dann sollten Unterschiede in der formalen Qualifikation Einkommensdifferentiale bedingen. Es stellt sich somit die Frage, ob diese Einkommensdifferentiale hauptsächlich zwischen den Ausbildungsgruppen beobachtet werden können oder innerhalb dieser Gruppen. Hieraus lassen sich Rückschlüsse ziehen, ob Ausbildung der dominante einkommensgenerierende Faktor ist oder andere persönliche Eigenschaften oder soziale Normen und Politikmaßnahmen weitaus bedeutender sind. Die Bevölkerung wird bezüglich verschiedener Bildungsabschlüsse beziehungsweise formaler Qualifikation gruppiert. Abschlüsse und formale Qualifikationen werden als Gruppierungsmerkmale gewählt, da davon auszugehen ist, dass auch in Entwicklungsländern der Einfluss dieser Faktoren auf das Einkommen hoch ist. Die Ergebnisse der Theilindexzerlegung bezüglich der verschiedenen Bildungsgruppen sind in Abbildung 1.2 beschrieben. Für

⁴Vgl. auch Gravemeyer, Gries, Xue 2011-1.

⁵Quelle: World Development Indicators, Weltbank 2005.

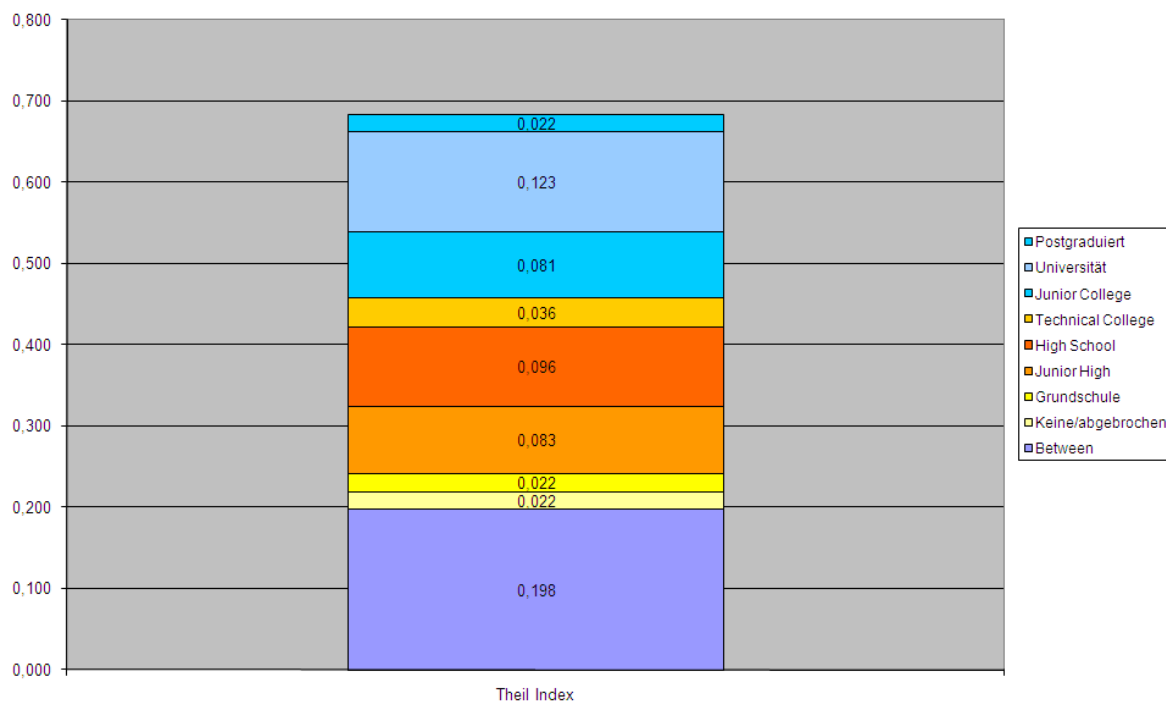


Abbildung 1.2: Theil Index zerlegt nach Bildungsabschlüssen

Shenzhen ergibt sich ein Zwischengruppen-Theil-Index von 0,198 und einen gruppeninterner Theil-Index von 0,486. Der Gesamtwert des Theil Disparitätsmaßes beträgt 0,684. Hieraus ist ersichtlich, dass ungefähr 30% der Summe der Einkommensdisparität durch Einkommensunterschiede zwischen den verschiedenen Bildungsgruppen generiert wird. Der Rest der Disparität (ungefähr 70%) wird durch Einkommensunterschiede innerhalb der verschiedenen Bildungsstufen generiert. Hieraus lässt sich folgern, dass ein großer Teil der Einkommensdifferentiale nicht ausschließlich durch unterschiedliche Ausstattung mit Humankapital erklärt werden kann. Andere Faktoren scheinen ebenso von großer Bedeutung zu sein.

Zweck der nun folgenden empirischen Analyse ist es, Faktoren zu finden, die die Einkommensunterschiede innerhalb der Gruppen erklären können. Insbesondere soll hierbei zusätzlich auf die Unterschiede zwischen Migranten und Nichtmigranten sowie die Rolle des Registrierungssystems generell eingegangen werden.

1.3 Empirische Analyse

Auf die deskriptive Darstellung des Problems folgt nun die ökonometrische Analyse, um den Einfluss, den sowohl Humankapital als auch Faktoren, die unabhängig vom Humankapital sind auf das Einkommen und somit auch auf die Einkommensdisparität haben, quantifizieren zu können. Politikmaßnahmen, persönliche Eigenschaften sowie soziale Normen werden als Faktoren identifiziert, die einen signifikanten Einfluss auf das Einkommen haben und somit die Disparität in den Bildungsgruppen erklären können. Im Anschluss hieran wird, um den Grad und Einfluss, den Diskriminierung

relativ zu den Produktionsfaktoren ausübt festzustellen, eine Zerlegung der Regression vorgenommen.

1.3.1 Bildung als Einkommensdeterminante im Mincermodell

Das Mincermodell basiert auf der Humankapitalinvestitionsentscheidung wie sie zuerst von Becker (1962) und Mincer (1958, 1962) vorgestellt wurde.⁶ Hierbei wird unterstellt, dass die Menge an Bildung so gewählt wird, dass sie den Gegenwartswert aller zukünftigen Einkommen bis zum Renteneintritt T , abzüglich den Kosten der Bildung, optimiert. Im Optimum ist dann der Gegenwartswert des Schuljahres s gleich den Kosten dieses weiteren Schuljahres. Die Bedingung für das Optimum ist:

$$\sum_{t=1}^{T-s} \frac{w_s - w_{s-1}}{(1 + r_s)^t} = w_{s-1} + c_s$$

(1.11)

$c_s :=$ Kosten der Schulbildung
 $s :=$ Schuljahre
 $r_s :=$ Interne Rendite
 $w_s :=$ Lohn

Hieraus ergibt sich implizit, dass eine Investition in das Schuljahr s dann getätigt wird, wenn die interne Rendite für dieses Schuljahr größer ist als die Verzinsung am

⁶Die hier folgende kurze Zusammenfassung beruht maßgeblich auf Harmon et al. (2001, 2003), die einen ausführlichen Überblick über die Entwicklung der privaten Humankapitalinvestitionsentscheidung, deren empirische Umsetzung und der Kritik daran, liefern.

Markt. Für $T \rightarrow \infty$ ergibt sich aus 1.11 die geometrische Reihe, die die folgende Lösung hat:

$$\frac{w_s - w_{s-1}}{r_s} = w_{s-1} + c_s \quad (1.12)$$

Ist darüber hinaus c_s ausreichend klein, so ergibt sich, dass die Rendite für das Schuljahr s im Optimum gleich der Einkommensdifferenz zwischen dem Verlassen der Schule zum Zeitpunkt s und $s - 1$ ist:

$$r_s \approx \frac{w_s - w_{s-1}}{w_{s-1}} \quad (1.13)$$

Somit lässt sich die Rendite für die Schuljahre durch die Veränderung des Einkommens bei Variation der Dauer der Ausbildung ermitteln. Um die letztlich verwendete Schätzgleichung zu erhalten, müssen weitere Annahmen getroffen werden. Die Rendite r wird als konstant im Verhältnis zu dem potentiellen Einkommen Y_t und der in Ausbildung verbrachten Zeit h_t angenommen.

$$r = \frac{\Delta Y_t}{h_t Y_t} \quad (1.14)$$

Bei einer Vollzeitausbildung gilt $h_t = 1$ und somit für das Einkommen nach s Jahren Schule $Y_s = Y_0 e^{rs}$. Für die Zeit nach der Vollzeit Schulausbildung wird von einer linearen Abnahme der Zeit, die in Ausbildung verbracht wird, ausgegangen: $h_t = h_0 - \left(\frac{h_0}{T}\right) t$. Für das Jahr x nach der Schulausbildung gilt dann für das Einkommen:

$$Y_x = Y_s \exp \left(r \int_0^x h_t dt \right), \text{ mit:} \quad (1.15)$$

$$\int_0^x h_t dt = h_0 x - \frac{1}{2} \frac{h_0}{T} x^2$$

Kann nun Y_0 als lineare Funktion der persönlichen Eigenschaften X ausgedrückt werden, dann gilt: $Y_s = Y_0 e^{rs} = X \beta e^{rs}$. Durch einsetzen in 1.15 erhält man für das Einkommen nach s Schuljahren und x Jahren Erfahrung:

$$Y_x = Y_0 e^{rs} \exp r \left(h_0 x - \frac{1}{2} \frac{h_0}{T} x^2 \right) \quad (1.16)$$

$$\Leftrightarrow \log Y_x = \log Y_0 + rs + r h_0 x - \frac{r h_0}{2T} x^2$$

Setzt man nun für das tatsächliche Einkommen $w_x = (1 - h_x) Y_x = Y_x - h_x Y_x$ ein, so erhält man letztlich:

$$\log w_x = X \beta + rs + r h_0 x - \frac{r h_0}{2T} x^2 + \log (1 - h_x) \quad (1.17)$$

Die empirische Approximation dieses humankapialtheoretischen Zusammenhanges ist die traditionelle Mincergleichung.⁷ Mit ihr lässt sich die private Bildungsrendite für das Individuum i ermitteln. Der quadrierte Wert der potentiellen Erfahrung trägt hierbei dem parabelförmigen Profil des Einkommens über den Lebenszyklus Rechnung:

⁷Für weitere Ausführungen zur Herleitung siehe Harmon (2001).

$$\log w_i = X_i\beta + rs_i + \delta x_i + \gamma x_i^2 + \epsilon_i$$

X := Persönliche Eigenschaften

x := Maß für außerschulische Erfahrung bzw. potentielle Erfahrung (1.18)

γ, β, r := Schätzparameter

ϵ_i := Störterm

Mit Hilfe dieser Gleichung lässt sich nun die private interne Rendite für die schulische Ausbildung ermitteln. Der Koeffizient r gilt dann als private Rendite für ein Jahr Schulausbildung. Oftmals werden auch Indikatorvariablen, die unterschiedliche Bildungsabschlüsse repräsentieren anstatt der Schuljahre in der Gleichung verwendet. Vor- und Nachteile beider Messmethoden werden in der Literatur kontrovers diskutiert. Schulabschlüsse können eine Signalwirkung⁸ haben und die Annahme eines konstanten proportionalen Effektes der Schuljahre auf das Einkommen stören (u.a. Card 1999). Auch Wößmann (2003) stellt die Problematik der Annahme proportionaler Renditen heraus und plädiert dafür die Renditen in verschiedenen Schulformen unterschiedlich zu gewichten. Auf der anderen Seite werden die Probleme bei der Bewertung nicht vollendeter Schulabschlüsse gesehen. Die grundlegende Spezifikation der Mincergleichung stellt er jedoch nicht in Frage. Park (1994) stellt in diesem Zusammenhang heraus, dass die einfache lineare Spezifikation mittels Schuljahren in der Praxis wenig Nachteile mit sich bringt. Im weiter unten beschriebenen Modell werden um beiden Argumentationen Rechnung zu tragen, sowohl durchschnittliche Renditen, als auch die

⁸Oftmals auch als Sheepskin Effekt bezeichnet.

Renditen pro Abschluss verwendet.

1.3.2 Ökonometrisches Modell

Als erster Schritt wird das Standard Mincermodell (Mincer 1958, 1962, 1974; Becker 1962; Becker und Chiswick 1966) eingesetzt, um die Bildungsrenditen zu schätzen. Trotz häufiger Kritik am Mincermodell, die sowohl die funktionale Form betrifft (Harmon et al. 2003) und zahlreicher ökonometrischer Probleme, wie sie u.a. von Griliches (1977), Murphy und Welch (1990) oder Card (2001) herausgestellt werden, wird das Mincermodell im Allgemeinen immer noch als valide und robuste Methode zur Schätzung von Bildungsrenditen bzw. des Einflusses von Bildung auf das Einkommen gesehen (Lemieux 2006). Ein häufig angebrachter Kritikpunkt bezieht sich auf unbeobachtete Fähigkeit bzw. auf individuelle Effekte, die im Fehlerterm aufgefangen werden (Harmon et al. 2001). Korreliere diese unbeobachtete Fähigkeit mit der Schulentscheidung entstünde eine Endogenitätsproblematik. Card (1999) stellt in diesem Zusammenhang fest, dass die Bildungsrenditen, die mittels des traditionellen Mincermodells geschätzt werden, nur eine geringe positive Verzerrung im Vergleich zu Zwillingsstudien aufweisen. Dies wird auch durch Psacharopoulos und Patrinos (2002) bestätigt. Sie stellen fest, dass die Ergebnisse im Durchschnitt mit ihrer international sehr breit aufgestellten Zusammenfassung der Bildungsrenditen übereinstimmen und folgern, dass die genaue Schätzmethodik wenig Einfluss auf die Ergebnisse ausübt. Auch Wößmann (2003) stellt fest, dass sich die log-lineare Mincerspezifikation in zahlreichen arbeitsökonomischen Studien als beste Approximation erwiesen hat.

Einfaches Mincermodell

Die Analyse beginnt mit der einfachen Form des Mincermodells als Referenz- und Vergleichsmodell. In einem nächsten Schritt werden weitere erklärende Variablen hinzugefügt, um die Auswirkungen dieser Faktoren auf das Einkommen betrachten zu können. Hierbei wird bewusst darauf verzichtet, dass spezifische Modell aus dem allgemeineren zu entwickeln, um einen Anknüpfungspunkt zu weiteren vergleichenden Studien zu erhalten. Erst später, im erweiterten Modell, werden insignifikante Variable ohne zusätzlichen Informationswert aus dem voll spezifizierten Modell eliminiert, um das verwendete Modell zu erhalten.

$$\ln y_i = \alpha + \beta_1 age_i + \beta_2 age_i^2 + \beta_3 low_i + \beta_4 sec_i + \beta_5 high_i + \epsilon_i \quad (1.19)$$

Auf der linken Seite der Regressionsgleichungen befindet sich der Logarithmus des Stundenlohns y_i , der hier als Maß für das Einkommen dienen soll. Vorteilhaft bei der Verwendung des Stundenlohns im Vergleich zu Monats- oder Jahreslöhnen ist, dass ein höherer Verdienst aufgrund längerer Arbeitszeit berücksichtigt wird. Auf der rechten Seite befinden sich die Standardvariablen des einfachen Mincermodells. Hierbei handelt es sich um das Alter (age), das quadrierte Alter und Indikatorvariablen für die verschiedenen Schulabschlüsse. Die Indikatorvariablen low , $middle$ und $high$ repräsentieren die entsprechenden Bildungsabschlüsse und entsprechen einer Anzahl von 6, 10,5 und 16,6 Schuljahren. Aufgrund der vorhandenen Datenbasis werden in dieser Analyse die Abschlüsse lediglich aus den Jahren generiert.

Um eine bessere Vergleichbarkeit mit anderen Studien zu gewährleisten, wird die gleiche Regression ebenso mit der Anzahl an Schuljahren anstatt der Indikatorvariablen für die unterschiedlichen Bildungsabschlüsse durchgeführt.

$$\ln y_i = \alpha + \beta_1 age_i + \beta_2 age_i^2 + \beta_3 schooling_i + \epsilon_i \quad (1.20)$$

Es wird das Alter und sein quadrierter Wert verwendet, um potentielle Erfahrung sowie die abnehmenden Erträge über den Lebenszyklus abzubilden. Laut Harmon et al. (2003) ist ein geringerer Einfluss dieser Variablen im Vergleich zum originalen Mincermodell, in dem das schulzeitbereinigte Alter verwendet wird, zu erwarten. Viele Studien legen jedoch die Verwendung des Lebensalters als Schätzwert für die potentielle Erfahrung nahe (vgl. u.a. Mazumdar 1981).

Da in den Daten Heteroskedastizität, welche u.a. durch eine steigende Varianz der Einkommen mit zunehmendem Lebensalter sowie zunehmende Messfehler bzw. Erhebungsfehler bei steigenden Einkommen verursacht werden kann, zu vermuten ist, wurde ein Breusch-Pagan Test (Breusch und Pagan 1979) sowie ein White Test (White 1980) auf Heteroskedastizität durchgeführt. Der Breusch-Pagan Test verwirft die H_0 Hypothese einer konstanten Varianz mit einem 95% Konfidenzniveau. Der White Test verwirft die Annahme auf einem 99% Niveau. Zur Korrektur der vorliegenden Heteroskedastizität werden aus diesem Grunde White-korrigierte Standardfehler verwendet.

Zusätzlich zu den einzelnen in den Tabellen dargestellten Signifikanztests wurden alle Koeffizienten auch auf blockweise Signifikanz getestet. Hierbei erwiesen sich auch alle Koeffizientenblöcke bei einem Konfidenzniveau von 99% als signifikant. Neben dem

| Name & Erwartetes Vorzeichen | Beschreibung |
|------------------------------|---|
| $\ln y_i$ | Logarithmiertes Lohneinkommen pro Stunde |
| Humankapital | |
| low (+) | Abgeschlossene Grundschulausbildung |
| sec (+) | Abgeschlossene Sekundärausbildung (Junior High, High School, Technical College) |
| high (+) | Abgeschlossene Tertiärausbildung (Junior College, Universität, Postgraduierte) |
| schooling (+) | Abgeschlossene Schuljahre |
| <i>Potentielle Erfahrung</i> | |
| age (+) | Alter in Jahren |
| agesq (+) | Alter quadriert |

Tabelle 1.2: Variablen Beschreibung: Einfaches Mincermodell

Namen und der Beschreibung der Variablen, wurde ebenso das erwartete Vorzeichen, in Klammern hinter dem Namen, mit in die Übersicht in Tabelle 1.2 aufgenommen.

$$\ln y_i = \alpha + \beta_1 age_i + \beta_2 age_i^2 + \beta_3 low_i + \beta_4 sec_i + \beta_5 high_i + \epsilon_i \quad (1.21)$$

Erweitertes Mincermodell

In einem nächsten Schritt wird das Standard Mincermodell um zusätzliche Variablen erweitert. Um die Relevanz anderer Faktoren als Humankapital festzustellen, sowie ihren Einfluss auf das Einkommen quantifizieren zu können, werden weitere Variablen zu dem einfachen Mincermodell hinzugefügt. Die zusätzlichen Variablen X_j lassen sich in vier Gruppen aufteilen. Die Auswahl der Variablen basiert auf denen in der Literatur identifizierten Faktoren. Variablen, die den Gesundheitszustand, Zufriedenheit oder

Netzwerkbildung abbilden sollen, wurden aus dem Modell eliminiert. Sie erwiesen sich als nicht signifikant und konnten ohne eine Verschlechterung des Informationskriteriums entfernt werden.

$$\ln y_i = \alpha + \beta_1 age_i + \beta_2 age_i^2 + \beta_3 low_i + \beta_4 sec_i + \beta_5 high_i + \sum_{j=6}^J \beta_j X_{ji} + \epsilon_i \quad (1.22)$$

| Name & Erwartetes Vorzeichen | Beschreibung |
|--|---|
| $\ln y_i$ | Logarithmiertes Lohneinkommen pro Stunde |
| Humankapital | |
| low (+) | Abgeschlossene Grundschulausbildung |
| sec (+) | Abgeschlossene Sekundärausbildung (Junior High, High School, Technical College) |
| high (+) | Abgeschlossene Tertiärausbildung (Junior College, Universität, Postgraduierte) |
| schooling (+) | Abgeschlossene Schuljahre |
| <i>Potentielle Erfahrung</i> | |
| age (+) | Alter in Jahren |
| agesq (+) | Alter quadriert |
| infedu (+) | Informelle Ausbildung |
| stay (+) | Aufenthalt in Shenzhen in Jahren |
| job_changes (+) | Anzahl der Arbeitsplatzwechsel |
| Persönliche Eigenschaften | |
| male (+) | Indikator Variable für das Geschlecht (Männlich=1) |
| married (+) | Indikator Variable für Familienstand (Verheiratet=1) |
| Soziale Normen und Politikmaßnahmen | |
| rural (-) | Indikator Variable für die Registrierung (Ländlich=1) |
| sez (+) | Indikator Variable für den Wohnort (Innerhalb SEZ=1) |
| commi (+) | Indikator Variable für die Mitgliedschaft in der KP (Mitglied=1) |
| friendjob (+) | Indikator Variable=1 wenn der Arbeitsplatz durch einen Freund beschafft wurde |
| Arbeitsplatz Eigenschaften | |
| stateshare (+) | Indikator Variable=1 für ganzen oder teilweisen Staatsbesitz des Arbeitgebers |
| foreignshare (+) | Indikator Variable=1 für ausländischen Arbeitgeber oder Joint Venture |

Tabelle 1.3: Variablen Beschreibung: Erweitertes Mincermodell

1.3.3 Ergebnisse

Die Ergebnisse aller Regressionen sind in den Tabellen 1.4, 1.5, 1.6 und 1.7 dargestellt. Um einen Vergleich der Aussagekraft des erweiterten und des einfachen Mincermodells zu ermöglichen wurde, das Akaike Informationskriterium (vgl. u.a. Greene 2003) *aic* für beide Modelle berechnet. Ebenso wird das adjustierte R^2 (*r2_a*) sowie die Wurzel der mittleren quadratischen Abweichung (*rmse*) angegeben.

| | modell1 | | | modell2 | | |
|--------------|----------|---------|---------|----------|---------|---------|
| | b | P-Wert | SF | b | P-Wert | SF |
| Age | 0.098 | (0.000) | (0.018) | 0.046 | (0.011) | (0.018) |
| agesq | -0.001 | (0.000) | (0.000) | -0.001 | (0.003) | (0.000) |
| low | 0.103 | (0.400) | (0.122) | 0.069 | (0.492) | (0.100) |
| sec | 0.780 | (0.000) | (0.109) | 0.344 | (0.000) | (0.090) |
| high | 2.214 | (0.000) | (0.110) | 1.232 | (0.000) | (0.106) |
| male | | | | 0.366 | (0.000) | (0.039) |
| infedu | | | | 0.173 | (0.003) | (0.058) |
| commi | | | | 0.199 | (0.008) | (0.075) |
| sez | | | | 0.208 | (0.000) | (0.043) |
| job_changes | | | | -0.033 | (0.003) | (0.011) |
| married | | | | 0.282 | (0.000) | (0.068) |
| friendjob | | | | -0.137 | (0.004) | (0.047) |
| stateshare | | | | 0.190 | (0.112) | (0.119) |
| foreignshare | | | | 0.330 | (0.000) | (0.062) |
| stay | | | | 0.025 | (0.000) | (0.003) |
| rural | | | | -0.716 | (0.000) | (0.055) |
| _cons | -0.721 | (0.018) | (0.305) | 0.571 | (0.056) | (0.299) |
| rmse | 0.932 | | | 0.816 | | |
| N | 1891.000 | | | 1879.000 | | |
| r2_a | 0.420 | | | 0.555 | | |
| aic | 5108.044 | | | 4586.593 | | |

Tabelle 1.4: Regressionsergebnisse mit Indikator Variablen. Einfaches- und erweitertes Mincermodell

Da in der Regression mit Indikatorvariablen für die Bildungsabschlüsse insbesondere

zwischen dem Alter und seinem quadrierten Wert, sowie zwischen den Bildungsstufen Multikollinearität vermutet werden kann, wurden die Varianz Inflationsfaktoren (VIF) berechnet (Greene 2003). Wie vermutet liegen hohe Werte knapp unter 60 für die Altersvariablen (*age*, *agesq*) vor. Für die sekundäre und tertiäre Bildung liegen sie knapp unter sieben was im akzeptablen Bereich liegt. Ansonsten sind die Werte deutlich unter zwei. Um aufgrund der hohen VIF Werte der Altersvariablen einen Einfluss auf die Signifikanz der Ergebnisse auszuschließen, wurde die Regression mit Schuljahren auch ohne Altersvariablen durchgeführt. Dies hat keine signifikante Auswirkung auf die Signifikanz der erklärenden Variablen.

Nachdem sich, wie Tabelle 1.4 zu sehen ist, herausstellte, dass die ländliche Registrierung ein relevanter Faktor ist, wurde die Äquivalenz der Koeffizienten für beide Gruppen, ländlich registriert und nicht ländlich registriert, getestet. Hierzu wurde der Chow-Test bzw. Chow F-Test (Chow 1960) herangezogen. Mit Hilfe dieses Verfahrens kann mittels eines F-Tests überprüft werden, ob die Annahme konstanter Parameter in zwei Gruppen aber auch z.B. über mehrere Querschnitte oder auch Zeitreihen, gerechtfertigt ist (Johnston und Dinardo 1997). Mit einem 95% Konfidenzniveau muss die Annahme gleicher Parameter für beide Gruppen verworfen werden. Hieraus ergab sich, dass beide Gruppen signifikant unterschiedlich sind und nicht gepoolt werden sollten. Aus diesem Grunde werden getrennte Regressionen für beide Gruppen durchgeführt. Hierbei entsprechen die Ergebnisse mit der Endung *a* den Nichtmigranten und die Ergebnisse mit der Endung *b* denen der Migranten.

| | model3a | | | model3b | | |
|--------------|----------|---------|---------|----------|---------|---------|
| | b | P-Wert | SF | b | P-Wert | SF |
| Age | 0.096 | (0.003) | (0.032) | 0.053 | (0.001) | (0.016) |
| agesq | -0.001 | (0.006) | (0.000) | -0.001 | (0.000) | (0.000) |
| low | 0.131 | (0.787) | (0.484) | -0.002 | (0.982) | (0.075) |
| sec | 0.153 | (0.655) | (0.342) | 0.220 | (0.002) | (0.070) |
| high | 0.983 | (0.004) | (0.344) | 1.138 | (0.000) | (0.131) |
| male | 0.333 | (0.000) | (0.059) | 0.443 | (0.000) | (0.042) |
| infedu | 0.131 | (0.047) | (0.066) | 0.341 | (0.003) | (0.116) |
| commi | 0.185 | (0.022) | (0.081) | 0.077 | (0.598) | (0.146) |
| sez | 0.410 | (0.000) | (0.074) | 0.068 | (0.133) | (0.045) |
| job_changes | -0.051 | (0.005) | (0.018) | -0.019 | (0.125) | (0.012) |
| married | 0.318 | (0.001) | (0.095) | 0.311 | (0.000) | (0.073) |
| friendjob | -0.243 | (0.005) | (0.086) | -0.069 | (0.164) | (0.049) |
| stateshare | 0.202 | (0.080) | (0.115) | -0.014 | (0.965) | (0.317) |
| foreignshare | 0.353 | (0.000) | (0.080) | 0.233 | (0.002) | (0.074) |
| stay | 0.024 | (0.000) | (0.004) | 0.016 | (0.019) | (0.007) |
| _cons | -0.440 | (0.454) | (0.587) | 7.945 | (0.000) | (0.283) |
| rmse | 0.879 | | | 0.634 | | |
| N | 976.000 | | | 924.000 | | |
| r2_a | 0.363 | | | 0.299 | | |
| aic | 2534.384 | | | 1794.562 | | |

Tabelle 1.5: Regressionsergebnisse mit Indikatorvariablen. Getrennte Regressionen

Die Unterschiede zwischen dem einfachen und dem erweiterten Mincermodell sind signifikant. Wie am Akaike Informationskriterium in Tabelle 1.4 zu sehen ist, ist die Güte des erweiterten Modells höher als die des einfachen. Es ist ein deutlicher Einfluss der zusätzlichen Variablen auf das Einkommen ersichtlich. Die Variablen des erweiterten Modells wurden ebenso auf blockweise Signifikanz getestet. Bei einem Konfidenzniveau von 99% erweisen sie sich als signifikant. Das erweiterte Modell hat mit einem R^2 von ca. 54% sowohl für das Modell mit Indikatorvariablen, als auch für das Modell mit Schuljahren als unabhängige Variable, einen sehr guten Erklärungsgehalt. Auch die getrennten Regressionen im *model3a* und *model3b* weisen mit einem R^2 zwischen 0.29

| | modell1 | | | | modell2 | | |
|--------------|----------|---------|---------|--|----------|---------|---------|
| | b | P-Wert | SF | | b | P-Wert | SF |
| Age | 0.113 | (0.000) | (0.017) | | 0.063 | (0.000) | (0.018) |
| agesq | -0.001 | (0.000) | (0.000) | | -0.001 | (0.000) | (0.000) |
| schooling | 0.192 | (0.000) | (0.006) | | 0.107 | (0.000) | (0.008) |
| male | | | | | 0.312 | (0.000) | (0.039) |
| infedu | | | | | 0.190 | (0.001) | (0.057) |
| commi | | | | | 0.204 | (0.005) | (0.072) |
| sez | | | | | 0.209 | (0.000) | (0.045) |
| job_changes | | | | | -0.033 | (0.003) | (0.011) |
| married | | | | | 0.243 | (0.001) | (0.070) |
| friendjob | | | | | -0.147 | (0.002) | (0.048) |
| stateshare | | | | | 0.212 | (0.054) | (0.110) |
| foreignshare | | | | | 0.344 | (0.000) | (0.064) |
| stay | | | | | 0.021 | (0.000) | (0.003) |
| rural | | | | | -0.746 | (0.000) | (0.058) |
| _cons | -2.083 | (0.000) | (0.284) | | -0.339 | (0.269) | (0.306) |
| rmse | 0.926 | | | | 0.823 | | |
| N | 1879.000 | | | | 1867.000 | | |
| r2_a | 0.427 | | | | 0.547 | | |
| aic | 5048.196 | | | | 4588.045 | | |

Tabelle 1.6: Regressionsergebnisse mit Schuljahren. Einfaches und erweitertes Mincermodell

| | model3a | | | model3b | | |
|--------------|----------|---------|---------|----------|---------|---------|
| | b | P-Wert | SF | b | P-Wert | SF |
| Age | 0.098 | (0.003) | (0.034) | 0.061 | (0.000) | (0.017) |
| agesq | -0.001 | (0.009) | (0.000) | -0.001 | (0.000) | (0.000) |
| schooling | 0.132 | (0.000) | (0.015) | 0.058 | (0.000) | (0.007) |
| male | 0.302 | (0.000) | (0.059) | 0.404 | (0.000) | (0.044) |
| infedu | 0.131 | (0.043) | (0.065) | 0.334 | (0.004) | (0.116) |
| commi | 0.148 | (0.066) | (0.080) | 0.078 | (0.568) | (0.136) |
| sez | 0.375 | (0.000) | (0.075) | 0.050 | (0.285) | (0.047) |
| job_changes | -0.046 | (0.010) | (0.018) | -0.024 | (0.046) | (0.012) |
| married | 0.277 | (0.005) | (0.098) | 0.287 | (0.000) | (0.078) |
| friendjob | -0.281 | (0.001) | (0.085) | -0.059 | (0.235) | (0.050) |
| stateshare | 0.179 | (0.092) | (0.106) | 0.106 | (0.800) | (0.419) |
| foreignshare | 0.300 | (0.000) | (0.080) | 0.350 | (0.000) | (0.088) |
| stay | 0.022 | (0.000) | (0.004) | 0.014 | (0.026) | (0.006) |
| _cons | -1.588 | (0.003) | (0.532) | 7.514 | (0.000) | (0.284) |
| rmse | 0.879 | | | 0.644 | | |
| N | 970.000 | | | 918.000 | | |
| r2_a | 0.360 | | | 0.277 | | |
| aic | 2517.252 | | | 1811.267 | | |

Tabelle 1.7: Regressionsergebnisse mit Schuljahren. Getrennte Regressionen

und 0.36 ebenso einen guten Erklärungsgehalt auf. Die Unterschiede in den Koeffizienten der städtisch und der ländlich registrierten Untergruppen sind klar ersichtlich. Um einen besseren Überblick insbesondere bezüglich der unterschiedlichen Bildungsrenditen zwischen Migranten und Nichtmigranten zu erhalten, werden diese in Tabelle 1.8 aufgeschlüsselt dargestellt. Die Renditen ergeben sich direkt aus den entsprechenden Koeffizienten der Regressionen wie im Abschnitt 1.3.1 theoretisch erläutert wurde.

| Registrierung | Primär | Sekundär | Tertiär | Pro Schuljahr |
|----------------------|---------------|-----------------|----------------|----------------------|
| Städtisch | (0,13) | (01,15) | 0,98 | 0,13 |
| Ländlich | (-0,02) | 0,22 | 1,14 | 0,06 |
| Zusammen | (0,07) | 0.34 | 1,23 | 0,11 |

Tabelle 1.8: Bildungsrenditen

Eine genauere Interpretation der Ergebnisse erfolgt im Anschluss zusammen mit den Resultaten der Regressionszerlegung.

1.3.4 Zerlegung

Auf Basis der ökonometrischen Analyse im vorherigen Kapitel wird die Oaxaca-Blinder Zerlegungsmethode (Oaxaca 1973; Blinder 1973) für Regressionen verwendet, um festzustellen, inwieweit eine unterschiedliche Faktorausstattung oder unterschiedliche Renditen für die Faktoren, die Unterschiede im Durchschnittseinkommen für Migranten und Nichtmigranten erklären können. Die Faktorausstattung bezieht sich in diesem Kontext auf die Anzahl an Einheiten einer bestimmten Variable. In diesem Fall beispielsweise Anzahl der Schuljahre. Die Rendite ergibt sich hierbei aus dem Regressionskoeffizienten. Er spiegelt die Rendite wieder, die aus einer zusätzlichen Einheit dieses Faktors

ceteris paribus generiert werden kann. Die Unterschiede zwischen dem Durchschnittseinkommen beider Gruppen lassen sich dann durch Unterschiede in der Faktorausstattung oder unterschiedlichen Renditen für die Faktoren erklären. Hierbei wird ein Unterschied in der Rendite als ein nicht erklärter Unterschied aufgefasst, der auf Diskriminierung zurückzuführen ist. Zwei unterschiedliche Gruppen erhalten für den gleichen Faktor eine unterschiedliche Entlohnung, welches ein Hinweis auf Lohndiskriminierung ist (Oaxaca 1973). Die Zerlegung wird auf das erweiterte Mincermodell mit Schuljahren und Indikator Variablen angewendet. Das Subscript r bezieht sich auf die Bevölkerung mit ländlicher Registrierung und das Subscript u auf die städtisch Registrierten. Die allgemeine Formel der Zerlegung lautet (Oaxaca und Ransom 1994):

$$\begin{aligned}
 \bar{Y}_u - \bar{Y}_r &= (\bar{X}_u - \bar{X}_r) \beta^* + \bar{X}_u (\hat{\beta}_u - \beta^*) + \bar{X}_r (\beta^* - \hat{\beta}_r) \\
 \beta^* &:= \Omega \hat{\beta}_u + (I - \Omega) \hat{\beta}_r \\
 \Omega &:= \text{Gewichtungsmatrix (Diagonalmatrix)} \\
 \hat{\beta}_i &:= \text{Vektor der Koeffizienten der Gruppe } i \\
 \bar{X}_i &:= \text{Vektor der Mittelwerte der Variablenwerte der Gruppe } i \\
 \bar{Y}_i &:= \text{Durchschnittseinkommen der Gruppe } i \\
 I &:= \text{Einheitsmatrix}
 \end{aligned} \tag{1.23}$$

Die Oaxaca-Blinder Zerlegungsmethode benötigt die Wahl einer Referenzgruppe, zu der die Unterschiede in das Verhältnis gesetzt werden können. Hierzu muss ein entsprechender Wert für die Gewichtungsmatrix Ω gewählt werden. In der Literatur werden

| Ω | Faktorausstattung | Rendite (Diskriminierung) |
|---------------------------------------|-------------------|---------------------------|
| Nichtmigranten, $\Omega = \mathbf{0}$ | 48 % | 52 % |
| Migranten, $\Omega = \mathbf{I}$ | 52 % | 48 % |

Tabelle 1.9: Oaxaca-Blinder Zerlegungsergebnisse mit Indikator Variablen

unterschiedliche Meinungen in Bezug auf die Wahl der optimalen Gewichtungsmatrix vertreten (vgl. u.a. Oaxaca und Ransom 1994). Hierbei sind u.a. zwei extreme Gewichtungen möglich. In dem hier vorliegenden Fall werden bei $\Omega = \mathbf{0}$ die Nichtmigranten als Referenzgruppe gewählt. Bei $\Omega = \mathbf{I}$ bilden die Migranten die Referenzgruppe. Dies entspricht dem Vorgehen von Oaxaca und Ransom (1994) die sowohl die Werte für $\Omega = \mathbf{0}$ als auch für $\Omega = \mathbf{I}$ berechnen. Sie gehen davon aus, dass der wahre Wert sich innerhalb der Grenzen bewegt die durch die Berechnung mit den beiden unterschiedlichen Gruppen als Referenz generiert werden. Für $\Omega = \mathbf{0}$ erhält man aus 1.23:

$$\bar{Y}_u - \bar{Y}_r = (\bar{X}_u - \bar{X}_r) \hat{\beta}_r + \bar{X}_u (\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_r) \quad (1.24)$$

$$\Leftrightarrow \bar{Y}_u - \bar{Y}_r = (\bar{X}_u - \bar{X}_r) \frac{(\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_r)}{2} + \frac{(\bar{X}_u + \bar{X}_r)}{2} (\hat{\beta}_u - \hat{\beta}_r) \quad (1.25)$$

Der Unterschied im Durchschnittseinkommen $\bar{Y}_u - \bar{Y}_r$ der Migranten und Nichtmigranten wird durch zwei Komponenten erklärt. Der erste Term gibt den Unterschied in der Faktorausstattung an und der zweite Term den Unterschied in den Renditen der Faktoren. Die Herleitung der Formel für $\Omega = \mathbf{I}$ ist analog. Die Berechnung für das erweiterte Modell für beide Referenzgruppen sind in den Tabellen 1.9 und 1.10 dargestellt.

Es ist ersichtlich, dass das Ausmaß an Diskriminierung, je nach Wahl der Referenz-

| Ω | Faktorausstattung | Rendite (Diskriminierung) |
|---------------------------------------|-------------------|---------------------------|
| Nichtmigranten, $\Omega = \mathbf{0}$ | 59 % | 41 % |
| Migranten, $\Omega = \mathbf{I}$ | 34 % | 66 % |

Tabelle 1.10: Oaxaca-Blinder Zerlegungsergebnisse mit Schuljahren

gruppe, im Modell mit Indikatorvariablen zwischen 48% und 52% schwankt. Dies bedeutet, dass circa die Hälfte des durchschnittlichen Einkommensunterschiedes zwischen den Einwohnern mit ländlicher und denen mit städtischer Registrierung durch einen Unterschied in der Verzinsung der Faktoren und die andere Hälfte durch einen Unterschied in der Ausstattung mit diesen Faktoren erklärt werden kann. Die Auswirkung der gewählten Referenzgruppe ist stärker im Modell mit Schuljahren zu beobachten. Hier schwankt der Renditeeffekt zwischen 41% und 66%. Unabhängig von der Wahl der Referenzgruppe und Definition des Modells lässt sich somit ein erhebliches Maß an Lohndiskriminierung gegen Migranten feststellen.

1.4 Einkommensdeterminanten in Shenzhen

Die Ergebnisse der ökonometrischen Analyse sowie der Zerlegung werden, nach der vorgenommenen Kategorisierung der Variablen gegliedert, nun im Folgenden genauer betrachtet. Insgesamt lässt sich aussagen, dass das Hinzufügen der zusätzlichen Variablen zu einer deutlichen Verbesserung des Basismodells geführt hat. Die Regressionsergebnisse des erweiterten Modells deuten darauf hin, dass neben Humankapital weitere Faktoren durchaus relevant für das Einkommen in Shenzhen sind. Dies gilt für die Signifikanz der Variablen aller Kategorien, die gebildet wurden. Einzig die Variable *stateshare* erweist sich als durchgehend insignifikant.

1.4.1 Humankapital

Wie es laut Aussagen der Humankapitaltheorie zu erwarten war sind sowohl formelle als auch informelle Bildung signifikant und beeinflussen das Einkommen positiv. Ein Großteil des Einkommens kann durch formelle Bildung erklärt werden. Während tertiäre und sekundäre Bildung einen starken positiven Einfluss auf das durchschnittliche Einkommen zu haben scheinen, erscheint primäre Bildung insignifikant. Der positive Einfluss von Bildung auf das Einkommen wächst mit der Höhe des Bildungsabschlusses. Dies wurde ebenso im Allgemeinen für das städtische China nachgewiesen (Zhang et al. 2005). Die Bildungsrenditen, die sich in ihrer Studie aus dem einfachen Mincermodell ergeben, sind ähnlich, obwohl sie eine größere Anzahl von Bildungsstufen verwenden und das letzte beobachtete Jahr 2001 ist. Wird jedoch zu dem einfachen Mincermodell der Indikatorvariable für das Geschlecht hinzugefügt, sind die Bildungsrenditen für tertiäre Ausbildung deutlich geringer als in dieser Studie in der diese geschlechtsspezifische Indikatorvariable ebenso verwendet wird. In der hier verwendeten Stichprobe ist nur die Indikatorvariable für tertiäre Bildung betroffen, da der relative Anteil von Männern mit dem Bildungsniveau steigt. Hierdurch reduziert die geschlechtsspezifische Indikatorvariable die Rendite signifikant ab diesem Niveau der formalen Qualifikation. Bezüglich der durchschnittlichen Bildungsrenditen wie sie durch die Schuljahre Variable *schooling* ausgedrückt wird, lässt sich sagen, dass Bildung einen stark positiven Einfluss auf das Einkommen hat. Hierbei sind die Bildungsrenditen für Migranten und Nichtmigranten durchaus unterschiedlich. Die Rendite für die städtisch Registrierten ist deutlich höher als die OLS Schätzung von 8.5% von Heckman und Li (2003) für sechs Provinzen im urbanen China im Jahre 2000. Der Wert nähert sich eher der Rendite von

6% der Migranten in Shenzhen im Jahre 2005 an. Auf die Unterschiede in den Renditen zwischen Migranten und Nichtmigranten wird weiter unten genauer eingegangen.

Die Informelle Ausbildung hat ebenso einen positiven und signifikanten Einfluss auf das persönliche Einkommen. Der Hauptklärungsgrund hierfür liegt in dem Zusammenhang zwischen informeller Ausbildung und individueller Produktivität (Xiao 2002). Die Häufigkeit der Arbeitsplatzwechsel hat einen deutlichen negativen Einfluss auf das Einkommen. Dies liegt höchstwahrscheinlich darin begründet, dass die Häufigkeit der Arbeitsplatzwechsel als Indikator für einfach substituierbares Humankapital betrachtet werden kann. Dieses wird hauptsächlich in minder qualifizierten Bereichen benötigt. Des Weiteren hat sich gezeigt, dass die Länge des Aufenthaltes in Shenzhen einen positiven Einfluss auf das Einkommen hat. Dieses Ergebnis spricht für einen positiven Effekt von Assimilation in die soziale Umgebung und Akkumulation regionenspezifischen Wissens wie auch u.a. von Wan (2006) für Hongkong festgestellt wurde. Insgesamt lässt sich jedoch feststellen, dass formelle Bildung einen deutlich größeren Einfluss als informelle Bildung ausübt.

1.4.2 Persönliche Eigenschaften

Sowohl die Indikatorvariablen für Geschlecht ebenso wie diejenige für Familienstand erweisen sich als hoch signifikant. Geschlechtsspezifische Diskriminierung bezüglich des Lohneinkommens scheint hiermit auch in Shenzhen präsent zu sein. Auch die Ergebnisse von Heckman und Li (2003), unterstreichen den positiven Einfluss den ein männliches Geschlecht auf das Einkommen im urbanen China hat.

Jedoch ist unklar, ob der positive Einfluss der Ehe hauptsächlich durch traditionelle Ansichten und Meinungen oder durch eine bessere Motivation und eine gesteigerte Produktivität verursacht wird wie er von Bishop et al. (2005), die ebenso einen deutlich Einfluss der Heirat feststellen, erklärt wird. Auch eine positive Wirkung auf die Gesundheit, die sich direkt in einer gesteigerten Produktivität niederschlägt, ist eine mögliche Erklärung.

1.4.3 Soziale Normen und Politikmaßnahmen

Die Tatsache, dass ein Arbeitsplatz, der mit Hilfe eines Bekannten oder Familienmitgliedes beschafft wurde, erweist sich als negativ für das Einkommen. Dies erscheint insbesondere interessant, da soziale Netzwerke im Allgemeinen in Entwicklungs- und Schwellenländern eine wichtige Rolle im Allokationsmechanismus spielen und meist einen positiven Einfluss auf das Einkommen ausüben. Aufgrund der in China sehr häufigen innerfamiliären Kompensation und Hilfszahlungen und generell starker Familienbande wurde ein positiver Einfluss dieser Variable unterstellt. Ein positiver Zusammenhang wäre, wie u.a. von Fan (2001) beschrieben, insbesondere für Migranten zu erwarten gewesen. Aufgrund dieser Zusammenhänge war davon auszugehen, dass besser bezahlte Positionen im Allgemeinen vorzugsweise mit Familienangehörigen oder Bekannten besetzt werden.

Das Resultat ist hier jedoch das Gegenteil. Die bestbezahlten Arbeiter fanden, wie aus dem Datensatz hervorgeht, ihren Arbeitsplatz durch Zeitungsanzeigen. Diese Ergebnisse sprechen für einen effizienten Arbeitsmarkt, in dem persönliche Eigenschaften

und Produktivität ausschlaggebend sind und inoffizielle Arbeitsplatzvergabemechanismen, zumindest für besser bezahlte Arbeitsplätze, eher selten sind. Die Ergebnisse deuten jedoch ebenso darauf hin, dass Hilfe bei der Arbeitsplatzsuche durch Freunde, Familie oder Bekannte hauptsächlich benötigt wird von Leuten, die eher minder qualifiziert sind und daher eher gering bezahlte Arbeit annehmen.

Die Mitgliedschaft in der kommunistischen Partei scheint immer noch, zumindest teilweise, von Bedeutung zu sein. Die Mitgliedschaft wirkt sich jedoch nur positiv für die städtisch registrierte Bevölkerung aus. Dieser positive Einfluss der Parteimitgliedschaft für städtisch Registrierte wird auch von Bishop et al. (2005) bestätigt. Sie stellen heraus, dass der Effekt jedoch bei den unteren Einkommensschichten am größten und von zeitlich abnehmender Tendenz ist. Für den Fall Shenzhen lässt sich jedoch auch beobachten, dass der Anteil an Mitgliedern in der kommunistischen Partei mit zunehmendem Bildungsniveau drastisch zunimmt. Nahezu die Hälfte derer, die einen postgraduierten Abschluss besitzen, sind Mitglieder der kommunistischen Partei, wobei dies nur für ungefähr 10% der gesamten Stichprobe zutrifft.

Bewohner, die innerhalb der Stadtbezirke wohnen, die eine Special Economic Zone im Jahre 1980 wurden, haben ein signifikant höheres Einkommen als Bürger, die nicht in einem dieser Bereiche wohnen. Dies bedeutet einen klar positiven Effekt dieser Politikmaßnahme. Dies stimmt mit den positiven Wachstumseffekten der SEZs in China und insbesondere in Shenzhen überein (Yeung et al. 2009; Sklair 1991).

Auf die Auswirkungen des Registrierungsstatus wird aufgrund seiner großen Bedeutung weiter unten getrennt eingegangen.

1.4.4 Arbeitsplatzeigenschaften

In Bezug auf die Eigentumsverhältnisse der Arbeitgeber-Firma betreffend zeichnet sich ein differenziertes Bild ab. Während Staatsbesitz sich nicht signifikant auf das persönliche Einkommen auswirkt, ist Besitz durch eine ausländische Firma oder eine Kooperation mit einer ausländischen Firma signifikant positiv für das persönliche Einkommen. Auch in der Literatur sind die Ergebnisse bezüglich staatseigenen Betrieben differenziert. Die Ergebnisse von Heckman und Li (2003), ebenso wie die von Lu und Song (2006), weisen eine deutlich negative Auswirkung von Staats- oder Kollektivbesitz aus. Dies steht im Kontrast zu den Ergebnissen von Knight und Song (2003), die einen ca. 10% Lohnzuschlag bei staatseigenen Betrieben im Vergleich zu Betrieben in Privatbesitz sehen. In Bezug auf ausländische Firmen oder Joint Ventures zeigt sich bei ihnen, wie auch bei Lu und Song (2006) und in den hier vorliegenden Ergebnissen, ein deutlich positiver Effekt auf das Einkommen.

1.4.5 Auswirkung des Registrierungsstatus bei Migranten

Im Allgemeinen lässt sich feststellen, dass die Registrierung einen äußerst wichtigen Einfluss auf das persönliche Einkommen ausübt. Die getrennten Regressionen die in den Tabellen 1.5 und 1.7 abgebildet sind, analysieren die Unterschiede zwischen beiden Gruppen im Detail. Die Ergebnisse der Zerlegung deuten darauf hin, dass je nach Berechnungsmethode, über 40% des Einkommens durch Diskriminierung determiniert werden. Diese Benachteiligung der nicht städtisch registrierten Migranten ist im Einklang mit den Resultaten von Fan (2001) und Lu und Song (2006) die insbesondere

noch einmal den diskriminierenden Effekt der Registrierung im Falle von Tianjin herausstellen.

Die Ergebnisse der getrennten Regression bestätigen, dass ländliche Registrierung nicht nur einen absoluten negativen Effekt auf das Einkommen hat, sondern auch den relativen Einfluss der verschiedenen einkommensdeterminierenden Faktoren verändert. Viele der Faktoren, die das Einkommen der Personen mit städtischer Registrierung beeinflussen, haben keinen Effekt auf das Einkommen derjenigen, die eine ländliche Registrierung besitzen. Dies betrifft insbesondere die Mitgliedschaft in der kommunistischen Partei, Wohnsitz in der SEZ oder Arbeitsplatzbeschaffung durch einen Bekannten. Diese Faktoren haben keinen Einfluss auf das Einkommen von Migranten mit ländlicher Registrierung. Auch Lu und Song (2006) stellen die deutlichen Unterschiede in den Koeffizienten für Migranten und Nichtmigranten in Tianjin heraus.

Bezüglich der Bildung lässt sich aussagen, dass Personen mit einer ländlichen Registrierung sehr viel höhere relative Renditen für sekundäre und tertiäre Bildung haben als Personen mit einer städtischen Registrierung. Dasselbe gilt für informelle Ausbildung. Der Effekt kann maßgeblich durch die Verteilung der Bildung innerhalb der spezifischen Subgruppen verursacht werden. Sehr viel weniger Land-Stadt Migranten haben einen tertiären Bildungsabschluss. Ähnliches lässt sich bezüglich sekundärer Bildung feststellen. Während für städtisch Registrierte sekundäre Bildung die Norm ist, haben bei weitem nicht alle Land-Stadt Migranten sekundäre Bildung erfahren. Dies führt zur Signifikanz dieser Variablen für ländlich Registrierte. Bezüglich der durchschnittlichen Bildungsrenditen, wie sie durch Schuljahre abgebildet werden, lässt sich bezüglich der unterschiedlichen Gruppen sagen, dass primäre Bildung für beide Gruppen keinen

signifikant positiven Einfluss auf das Einkommen zu haben scheint. Dies liegt darin begründet, dass nur sehr wenige Personen keine primären Bildungsabschluss haben und somit ein solcher Abschluss kein hinreichendes Differenzierungsmerkmal für ein höheres Einkommen ist. Trotz der Tatsache, dass beinahe 8% der Personen mit ländlicher Registrierung keinen primären Bildungsabschluss haben, wirkt sich dieser dennoch nicht positiv auf das Einkommen dieser Gruppe aus. Hierbei ist offensichtlich, dass ein längerer Aufenthalt im Bildungssystemen sich besonders positiv für Migranten auswirkt. Dies trifft sowohl auf sekundäre Bildung als auch insbesondere auf tertiäre Bildung zu. Sehr viel weniger Personen mit ländlicher Registrierung besitzen einen tertiären Bildungsabschluss, was zu erheblichen Renditen für diesen Abschluss innerhalb ihrer Gruppe führt. Hieraus lässt sich folgern, dass die Förderung der Bildungsmöglichkeiten für die Migranten, insbesondere im tertiären Bereich, sich positiv auf die Einkommensungleichheiten auswirken könnte.

Wie bereits erwähnt, haben bisher nur sehr wenige Studien diese Problematik in Bezug auf China und unter Berücksichtigung der Migranten analysiert. Eine Vergleichsmöglichkeit besteht mit den Resultaten einer Arbeiterstudie in Tianjin, die ähnliche aber auch gegensätzliche Zusammenhänge wie in Shenzhen in Tianjin auffindet (Lu und Song 2006). Lohndiskriminierung gegen Migranten ebenso wie gegen Frauen werden ebenso in dieser Provinz gefunden. Generell berichten sie von einem positiven Einfluss der absolvierten Schuljahre auf das Einkommen ebenso wie von einem positiven Einfluss von Fortbildung bzw. informeller Bildung im Allgemeinen. Sie kommen in Bezug auf die Schuljahre ebenso zu dem Schluss, dass die Bildungsrenditen der Migranten (8%) deutlich niedriger sind als bei den Nichtmigranten (18%). Eine weitere Studie, die in der Lage ist Bildungsrenditen für Migranten zu berechnen, kommt in

Shanghai in Bezug auf Schuljahre zu anderen Ergebnissen (Meng und Zhang 2001). Sie schätzen die durchschnittliche Rendite pro Schuljahr auf 4.8% für Migranten und 3.8% für Nichtmigranten. Sie vermuten, dass Migranten sich in Segmenten des Arbeitsmarkt konzentrieren in denen die Rendite höher ist, was mit den hier vorliegenden Ergebnissen für höhere Bildung übereinstimmen würde. Im Gegensatz zu den hier berichteten Ergebnissen wirkt sich in ihrem Fall jedoch Fortbildung mehr positiv für städtisch registrierte Personen aus, als für ländlich Registrierte. Ebenso wird eine drastische Lohndiskriminierung gegen Land-Stadt Migranten bestätigt, welche in diesem Fall signifikant höher ist als die innerhalb der Beschäftigungsverhältnisse. In einer weiteren Studie wird nochmals herausgestellt, dass die Land-Stadt Migranten den Hauptteil der armen Bevölkerung in Changsha ausmachen, wobei das Registrierungssystem ebenso als Hauptproblem identifiziert wird (Song et al. 2009).

Die vorliegenden Ergebnisse unterstreichen den Einfluss von persönlichen Eigenschaften, Politikmaßnahmen und sozialen Normen auf die Höhe des Arbeitslohnes in Shenzhen. Insbesondere das Hukou Registrierungssystem erscheint als ein entscheidender Faktor. Aufgrund der Tatsache, dass Shenzhen als erste Stadt den Status einer SEZ erhielt und sich anschließend besonders schnell entwickelte, hat es eine besondere Relevanz und Vorbildfunktion für die Entwicklung im städtischen Festlandchina insgesamt. Aufgrund dieses Sonderstatus von Shenzhen sind die hohen Einkommensunterschiede, die relevant nicht produktiver Faktoren und insbesondere die starke Diskriminierung von Land-Stadt Migranten von besonderem Interesse. Die Lösung der Probleme erscheint hierbei nicht nur relevant für Shenzhen, sondern ebenso wichtig für die weitere Entwicklung des städtischen China insgesamt.

1.5 Zusammenfassung

Shenzhen dient oftmals als Beispiel für erfolgreiche Stadtentwicklung in China. Diese Analyse dient einem besseren Verständnis dieses Urbanisations- und Transformationsprozesses. In Schwellenländern kann allgemein festgestellt werden, dass einerseits produktivitätsorientierte bzw. marktorientierte Faktoren das Einkommen beeinflussen. Auf der anderen Seite beeinflussen auch nicht produktivitätsorientierte Faktoren wie persönliche Eigenschaften, Politikmaßnahmen, soziale Normen und Traditionen das Einkommen. Der relative Einfluss dieser Faktoren auf das Einkommen wird oft als Indikator des sozioökonomischen Entwicklungsstatus während des Entwicklungsprozesses gesehen. Aufgrund dessen ist diese Analyse besonders interessiert an der Relevanz dieser nicht produktivitätsorientierten Faktoren, ebenso wie an dem Ausmaß an Lohndiskriminierung in dieser, von vielen Chinesen als vorbildlich angesehenen, Stadt. Wie übersetzt sich dieser Wachstumsprozess in das Einkommen der Einwohner, beziehungsweise der verschiedenen Subgruppen? Welchen Einfluss haben soziale Normen, Politikmaßnahmen und institutionelle Faktoren?

Vielen Studien ist es aufgrund der Datenlage nicht möglich, Migranten explizit zu berücksichtigen. Die Shenzhen Haushaltsbefragung aus dem Jahre 2005 erlaubt es, genau diese Gruppe expliziter zu betrachten und die einkommensdeterminierenden Faktoren zu analysieren. Dabei ist erstmalig ein Vergleich dieser Faktoren zwischen Land-Stadt Migranten und der städtisch registrierten Bevölkerung möglich.

Die Ergebnisse der Theil Index Zerlegung legen nahe, dass ein Großteil der Einkommensdifferenziale nicht ausschließlich durch die Ausstattung mit Humankapital erklärt

werden kann. Die ökonometrische Analyse bestätigt, dass neben Humankapital weitere Faktoren, die nicht mit Produktivität in Verbindung zu bringen sind, wie persönliche Charakteristiken, soziale Normen und Einstellungen sowie Politikmaßnahmen, einen deutlichen Einfluss auf das Einkommen in Shenzhen ausüben. Hierbei sind insbesondere Geschlecht, Familienstatus sowie Eigentümerstruktur der Firma, als auch Politikmaßnahmen wie die Bildung der SEZ hervorzuheben. Des Weiteren wird deutlich, dass die Registrierung oder das Hukou System ein äußerst wichtiger Faktor ist. Demnach hat der Besitz einer ländlichen Registrierung einen signifikant negativen Einfluss auf das persönliche Einkommen, so dass Migranten, was das durchschnittliche Einkommen betrifft, deutlich schlechter gestellt sind. Abgesehen von dem absoluten negativen Einfluss auf das Einkommen verändert die ländliche Registrierung auch die relative Relevanz der anderen einkommensgenerierenden Faktoren. Viele Faktoren, die einen Einfluss auf das Einkommen der ländlich registrierten Migranten haben, haben keinen Einfluss auf das Einkommen der städtischen Ursprungsbevölkerung.

Diskriminierung, Politikmaßnahmen, soziale Normen und Einstellungen sowie insbesondere das Registrierungssystem haben immer noch einen sehr starken Einfluss auf das Einkommen der Einwohner in Shenzhen. Dies deutet darauf hin, dass dieses urbane Zentrum, trotz seines rasanten Entwicklungsprozesses, seinen Transformationsprozess bei weitem noch nicht abgeschlossen hat und Regierungsstellen ein besonderes Augenmerk auf diese von Traditionen, sozialen Normen und Institutionen geprägten Faktoren legen sollten.

2 Armut

Nach der Analyse der Determinanten von Einkommensunterschieden und Ungleichheit in Shenzhen im letzten Kapitel soll nun die Situation der Armen und das Ausmaß der Armut in Shenzhen näher untersucht werden. Hierbei liegt der Schwerpunkt auf den Zusammenhängen zwischen Migration und Einkommen bzw. Armut.

2.1 Armut im urbanen China

Die von der Weltbank publizierten Armutskenziffern für das Jahr 2008 (World Development Report 2010) machen deutlich, dass Armut und Armutsbekämpfung weltweit weiterhin äußerst bedeutende Themen sind. Im Zuge des International Comparison Projects (ICP) veröffentlichte die Weltbank neben den Armutskenziffern ebenso neue Purchasing Power Parity (PPP) bzw. Kaufkraftparitätspreise. Diese, die wirkliche Kaufkraft einer Region oder eines Landes widerspiegelnden Preisindices bzw. Wechselkurse, ermöglichen es eine Währung so in US Dollar umzurechnen, dass sie einer nähe-

rungsweise überall gleichen Kaufkraft vor Ort entspricht. Die neuen PPP Schätzungen der Weltbank aus dem Jahre 2008 liefern weltweite länderbasierte PPP Preisindices bis 2005 die zu einer Anhebung der Weltbank Armutsgrenze von umgerechnet einem US Dollar auf \$1,25 führten. Der neue Armutsbericht unterstreicht nochmals, dass insbesondere Entwicklungs- und Schwellenländer die Armutsbekämpfung intensivieren müssen, um den verarmten Bevölkerungsteilen eine Partizipation an dem Wachstum ihrer Volkswirtschaften zu ermöglichen. Bourguignon (2004) stellt in diesem Zusammenhang noch einmal heraus, dass generell davon ausgegangen werden kann, dass mit zunehmenden Wirtschaftswachstum auch die Armut in einem Land rückläufig ist. Dies lässt sich in Bezug auf absolute Armut auch für China feststellen. Doch obwohl, unabhängig von der Definition der absoluten Armutsgrenze, die gravierende Armut in China drastisch rückläufig ist, bestehen weiterhin enorme Unterschiede zwischen den städtischen und ländlichen Gebieten (Knight und Song 1999). Aufgrund dieser großen Unterschiede zwischen Land und Stadt wurde Armut in China meist als ein ausschließlich ländliches Problem aufgefasst (Khan 1998). Nachdem die Armutsproblematik in den Städten aus diesem Grunde lange vernachlässigt wurde, tritt sie in der letzten Zeit wieder deutlicher in den Vordergrund (Knight und Song 2003). Zwar ist die Armut in den städtischen Gebieten Chinas nicht so gravierend wie in anderen Entwicklungs- und Schwellenländern, doch ist sie groß genug, um nicht mehr ignoriert werden zu können (Li 2006). Dies trifft insbesondere dann zu, wenn nicht absolute sondern relative Armutskenziffern betrachtet werden (Gustafsson et al. 2006). Das Armutsproblem in den Städten wird insbesondere durch Migration aus den ländlichen Gebieten in die Städte verstärkt. Begründet liegt dies in der Tatsache, dass die meisten Migranten deutlich ärmer sind als die Bevölkerung der Städte, in die sie migrieren (Appleton et al. 2008).

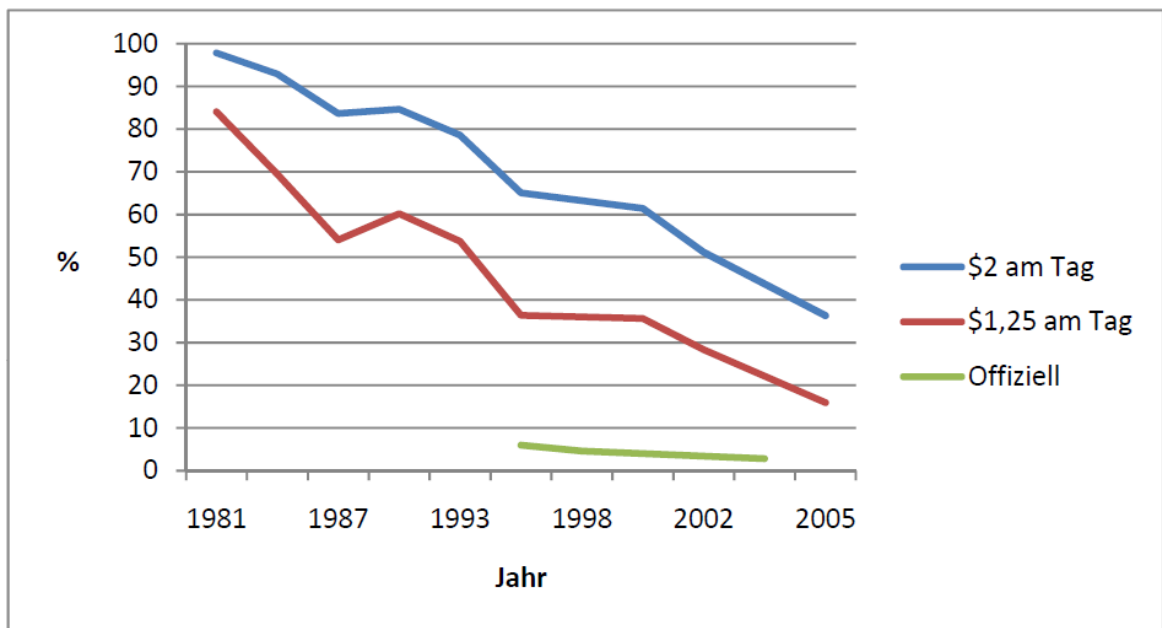


Abbildung 2.1: Armutsquotenentwicklung mit verschiedenen Armutsgrenzen, Datenquelle: Weltbank

Ein Problem der Armutsforschung im urbanen China ist, dass die verschiedenen Schätzungen der Armutskenziffern sehr stark variieren. Dies hängt mit der Verwendung unterschiedlicher Datenquellen, Einkommensdefinitionen und Armutsgrenzen zusammen. Betrachtet man zunächst die Definition der Armutsgrenzen, so existieren drei prinzipiell unterschiedliche Methoden zu ihrer Berechnung (Coudouel et. al 2002). Eine Möglichkeit besteht darin, einen für die Lebenshaltung absolut erforderlichen Mindestwarenkorb zu konstruieren¹. Der lokale Preis dieses Mindestwarenkorb gilt dann als Armutsgrenze. Eine weitere Möglichkeit besteht in der Verwendung der bereits erwähnten Kaufkraftparitäten. Die Umrechnung eines bestimmten Dollar Wertes mittels der PPP Wechselkurse führt zu einem Betrag in der lokalen Währung, der dann als Armuts-

¹Auch als "cost of basic needs" Ansatz bekannt.

grenze verwendet werden kann. Der Vorteil dieses Vorgehens liegt in der einfacheren internationalen Vergleichbarkeit von Armutskennziffern. Eine dritte Möglichkeit ist die Verwendung von relativen Armutskennziffern. In diesem Fall wird die Armutsgrenze relativ zu einem Referenzwert gesetzt, der hierbei meist das Medianeinkommen der entsprechenden Population ist. Oft wird dann die Armutsgrenze bei zwei Dritteln oder der Hälfte des Medianeinkommens gezogen.

Aufgrund der unterschiedlichen Herangehensweisen schwanken, wie bereits erwähnt, auch die Ergebnisse der verschiedenen Studien zur städtischen Armut in China. Unter Verwendung zweier unterschiedlicher Methoden zur Berechnung des Mindest- oder Minimalwarenkorb kommen Meng et. al (2008) zu dem Schluss, dass sowohl die Armutsquote als auch die Tiefe der Armut in den Städten zwischen 1986 und 2000 deutlich gestiegen ist. Sie schätzen die einkommensbasierte Armutsquote in den Städten im Jahr 2000 mit 0,3-0,4%, je nachdem welcher Warenkorb zur Generierung der Armutsgrenze verwendet wird. Ravallion und Chen (2004) verwenden einen wiederum anders definierten Mindestwarenkorb und schätzen die städtische Armut im Jahre 2002 auf 0,54%.

Studien, die Kaufkraftparitäten zur Berechnung der Armutsgrenze nutzen, kommen zu anderen Ergebnissen. Appleton et. al (2008) verwenden Daten des China Household Income Project (CHIP), die es Ihnen ermöglichen, Sozialtransfers sowie kalkulatorische Mieten zu berücksichtigen. Sie kommen zu dem Schluss, dass die Armutsquote in den Städten zwischen 1988 und 2002 gesunken ist. Des Weiteren argumentierten Sie, dass die offiziellen sowie die von der Weltbank vorgegeben Armutsgrenzen zu niedrig sind. Für das Jahr 2002 errechnen sie eine Armutsquote von 2,88% und 8,52% bei einer

Armutsgrenze von \$2 bzw. \$3 pro Tag. Da Ihre Berechnungen mit der CHIP Welle aus dem Jahre 1985 beginnen, verwenden Sie durchweg den realen PPP Wechselkurs aus diesem Jahr. Kahn (1998) kritisiert im gleichem Maße die Verwendung von, zwar bei der Weltbank üblichen, für China aber zu niedrigen Armutsgrenzen wie \$1 pro Tag. Er stellt in diesem Zuge fest, dass die Verwendung solch niedriger Armutsgrenzen zur Wegdefinition der urbanen Armut in China führt.

Bezüglich der allermeisten Studien lässt sich jedoch die mangelnde Berücksichtigung der Migranten kritisieren da, wie erwähnt, die meisten Mikrodatensätze nur städtisch registrierte Einwohner erfassen oder bestenfalls nur sehr mangelhafte Informationen über Migranten enthalten (Meng et al. 2008 oder Hussain 2003). Sowohl Appleton (2008) als auch Park et. al (2004) unterstreichen jedoch die Wichtigkeit der Berücksichtigung von Migranten. Die starke Zunahme der Migrationsbewegungen in Kombination mit der Tatsache, dass die Landbevölkerung allgemein ärmer ist und versucht durch Migration in die Städte der ländlichen Armut zu entkommen, werden hierfür als Hauptgründe gesehen. Dieser offensichtliche Mangel an Daten ermöglicht es somit nicht, die Auswirkungen von Migration auf Armut und die Zusammenhänge zwischen Migration und Armut genauer zu betrachten. Eine Analyse der Determinanten von Armut unter Berücksichtigung des Migrationsstatus ist somit bisher nicht möglich. Ebenso sind Schätzungen von Armutsquoten und anderen Armutsindikatoren vermutlich dadurch nach unten verzerrt (Meng et al. 2008). Die Verwendung der Shenzhen Haushaltsbefragung 2005 als Datenquelle ermöglicht es jedoch Migranten in die Analyse mit einzubeziehen und somit genauere Schätzungen zu erhalten. Auch können die Faktoren die Armut begünstigen für Migranten und Nichtmigranten getrennt betrachtet werden. Folgende Fragen sollen in diesem Zusammenhang beantwortet werden:

Besteht ein Zusammenhang zwischen Armut und Migration? Inwieweit sind Migranten ärmer? Wie unterscheiden sich die Faktoren die Armut begünstigen für Migranten und Nichtmigranten? Welche Unterschiede bestehen zwischen den Armen und den nicht Armen? Die Antworten auf diese Fragen erlauben es festzustellen, ob spezifische Bevölkerungsschichten ebenso an dem dramatischen Wachstum der Wirtschaft partizipieren konnten oder nicht. Das Vorgehen ist wie folgt: Zuerst werden unterschiedliche Armuts-kennziffern für Shenzhen berechnet. Im Anschluss wird eine ökonometrische Analyse durchgeführt. Hierbei werden Probit zur Analyse der Armutsinszidenz sowie Tobit Modelle zur Modellierung der Einkommenslücke geschätzt, um die Zusammenhänge zwischen unterschiedlichen Faktoren mit Armut und Migration näher zu betrachten. Schließlich werden die Regressionsergebnisse mit Hilfe einer verallgemeinerten Form der Oaxaca-Blinder Methode zerlegt, um den Einfluss von Diskriminierung auf das Armutsrisiko bestimmen zu können. Auf Basis von Teilen dieses Kapitels ist ebenso der englischsprachige Buchbeitrag Gravemeyer, Gries und Xue (2011-2) entstanden, der als weitere Referenz dienen mag.

2.2 Armut in Shenzhen

Zur korrekten Quantifizierung der Armut müssen unterschiedliche Aspekte wie die Wahl der Armutsgrenze, des Wohlfahrtsmaßes oder eine mögliche Bereinigung des Wohlfahrtsmaßes berücksichtigt werden.

Die Analyse beschränkt sich im Folgendem auf das Einkommen als Wohlfahrtsmaß. Die Auswirkungen, die die Wahl der Armutsgrenze hat, wurden bereits thematisiert.

Des Weiteren ist es notwendig, das der Fragestellung entsprechend adäquate Armutsmaß zu verwenden. Ebenso ist eine Korrektur des reinen Haushaltseinkommens, wie im Weiteren erläutert wird, meist sinnvoll.

2.2.1 Armutsindices

Zusätzlich zu den im ersten Kapitel vorgestellten Axiomen für Disparitätsmaße, welche teilweise im gleichen Maße auch für Armutsmaße relevant sind, gilt es ebenso einige für Armutsmaße spezifische Axiome zu berücksichtigen. Die Wahl des richtigen Maßes ist maßgeblich davon abhängig, was über die Armut in der zu untersuchenden Population in Erfahrung gebracht werden soll. Laut Sen (1976) sind zuerst die aufgrund der Forschungsfrage gewünschten Eigenschaften, wie sie von den Axiomen beschrieben werden, festzulegen und dann anschließend das Maß einzusetzen, das diese Axiome erfüllt. In Ergänzung zu den bereits beschriebenen Axiomen für Disparitätsmaße werden an dieser Stelle die zusätzlich benötigten Axiome für Armutsmaße erläutert. Die untere Darstellung folgt maßgeblich Foster (2006) und Zheng (1997), die eine sehr ausführliche Darstellung der Axiome und Armutsmaße liefern.

Ist X die Menge aller möglichen Einkommensverteilungen und eine Untermenge von R^n , und seien die Vektoren \bar{x} und \bar{y} beliebige Mitglieder der Menge X und z eine beliebige Armutsgrenze. Die Funktion $P : R^n \rightarrow R$ sei eine kontinuierliche und zumindest ordinale Repräsentation der Armut der Mitglieder der Menge X . Zusätzlich zur Symmetrie und dem Populationsreplikationsprinzip wird von den Armutsmaßen auch *Fokussierung* erwartet. Wenn x aus y durch eine Erhöhung des Einkommens einer nicht

armen Person generiert wird, muss gelten:

$$P(x, z) = P(y, z) \quad (2.1)$$

Dieses Axiom besagt, dass ein Einkommenstransfer außerhalb der armen Population, der die Anzahl der Armen nicht verändert, auch das Armutsmaß unverändert lassen soll. Dieses Axiom stellt den fundamentalen Unterschied zwischen Armuts- und Disparitätsmaßen heraus. Armutsmaße befassen sich ausschließlich mit dem Einkommen bzw. der Wohlfahrt der Armen und berücksichtigen nicht den Teil der Bevölkerung, der über der Armutsgrenze lebt. Insofern gelten die für Disparitätsmaße aufgestellten Axiome nur für den armen Teil der Bevölkerung. Eine weitere Eigenschaft, der im Blick auf die Armutsmaße eine größere Wichtigkeit zukommt, ist die der *schwachen Monotonie*. Wird x aus y durch eine Verminderung des Einkommens der Armen generiert, so muss gelten:

$$P(x, z) > P(y, z) \quad (2.2)$$

P gilt darüber hinaus als *stark monoton*, wenn gilt

$$P(x, z) < P(y, z) \quad (2.3)$$

wenn x aus y durch eine Erhöhung des Einkommens der Armen entsteht. Eine Verschlechterung des Einkommens unter den Armen führt zu einer Erhöhung der gemessenen Armut. Bei Vorliegen von starker Monotonie darf zudem die gemessene Armut nicht steigen, falls die Erhöhung des Einkommens eines Armen dazu führt, dass er über die Armutsgrenze gehoben wird, also die gemessene Häufigkeit der Armut abnimmt.

Zur Messung der Armut in Shenzhen werden Indizes der von Foster, Greer und Thorbecke (1984) beschriebenen P -Alpha Familie von Armutsindizes herangezogen. Hierbei handelt es sich um eine der am häufigsten verwendeten Klassen von Armutsmaßen, was eine größtmögliche Vergleichbarkeit gewährleistet. Diese Klasse hat die Eigenschaft der Symmetrie, erfüllt das Populationsreplikationsprinzip, ist fokussiert, skaleninvariant, monoton, stetig und im Falle von $\alpha > 1$ genügt sie auch dem strengen Transferprinzip. Die *P-Alpha Familie* von Armutsindizes hat die folgende allgemeine Form (Deaton 1997):

$$P_\alpha = n^{-1} \sum_{i=1}^n \left(\frac{z - x_i}{z} \right)^\alpha 1_{\{x_i \leq z\}}$$

α := Armutsavversionsparameter
 n := Populationsgröße
 x_i := Wohlfahrtsmaß, hier Haushaltseinkommen
 z := Armutsgrenze
 $1_{\{\cdot\}}$:= Indikatorfunktion

(2.4)

Der Armutsavversionsparameter α ist immer positiv. Je größer α gewählt wird, desto stärker werden die Haushalte gewichtet, die sich am weitesten unterhalb der Armutsgrenze befinden, was gleichbedeutend mit einer stärkeren Gewichtung der Tiefe der Einkommenslücke ist. Für die weitere Analyse der Armut in Shenzhen werden die beiden bekanntesten Armutskenziffern der P-Alpha Familie verwendet. Setzt man $\alpha = 0$ so erhält man die *Armutsquote*:

$$P_0(z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1_{\{x_i \leq z\}}$$
(2.5)

Die Armutsquote gibt die absolute Anzahl der Haushalte an, deren Wohlfahrt bzw. in diesem Fall Einkommen unterhalb der Armutsgrenze liegt. Ein Nachteil dieser Kennziffer ist, dass die Tiefe der Armut nicht mit berücksichtigt wird. Dies impliziert, dass die Armutsquote unverändert bleibt, wenn die Schwere der Armut zurückgeht, aber dieser Rückgang nicht groß genug, ist um die Haushalte über die Armutsgrenze zu

heben. Ebenso ist es irrelevant, ob die arme Bevölkerung knapp unter der Armutsgrenze lebt oder weit darunter. Andererseits ist die Armutsquote streng monoton, so dass durch Senkung der Häufigkeit der Armut auch die Armutsquote sinkt. Die Einschränkungen, die sich aus den ersten beiden Eigenschaften für die Messung der Effektivität von beispielsweise Armutsbekämpfungsmaßnahmen ergeben, sind offensichtlich. Soll die Schwere der Armut in dem Armutsindex berücksichtigt werden, erhält man für $\alpha = 1$ die *Einkommenslücke*:

$$P_1(z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left(\frac{z - x_i}{z} \right) 1_{\{x_i \leq z\}} \quad (2.6)$$

Der Beitrag eines Haushaltes zur Einkommenslücke ist größer je ärmer der Haushalt ist. Die Einkommenslücke ist die Summe der Einkommensdifferenzen zur Armutsgrenze, relativ zur Armutsgrenze und dividiert durch die Populationsgröße. Im Gegensatz zur Armutsquote ist die Einkommenslücke lediglich monoton.² Die deskriptive Analyse beschränkt sich auf die Berechnung der Armutsquote und der Einkommenslücke und lässt weitere Mitglieder der P-Alpha Klasse außer Acht.

Wie bereits erwähnt, besteht eine weitere Schwierigkeit darin, eine adäquate Armutsgrenze zu wählen. Aufgrund der einfacheren Vergleichbarkeit der unterschiedlichen PPP Dollar Grenzen wird sich in dieser Arbeit gegen die Verwendung eines Minimalwarenkorb als Armutsgrenze entschieden. Ein weiterer Grund für die Verwendung von PPP Dollar Armutsgrenzen ist, dass in dieser Analyse der Argumentation von Kahn (1998) und Appelton et al. (2008) gefolgt wird und neben den üblichen auch höhere Armuts-

²Für eine detailliertere Beschreibung der unterschiedlichen Armutsindices und ihre praktische Aussagekraft siehe u.a. auch Deaton (1997) oder Ravallion (1993).

grenzen verwendet werden. Neben der in chinesischen Städten eher geringen absoluten Armut werden ebenso relative Armutsgrenzen berechnet. Relative Armut im urbanen China ist aufgrund ihrer sozialen und ökonomischen Auswirkungen von gleicher Wichtigkeit (Li 2006).

2.2.2 Einkommenskorrektur

Ein weiterer zu beachtender Faktor ist die Auswirkung der Haushaltsgröße sowie der Haushaltszusammensetzung auf die Wohlfahrt des Haushaltes. Wenn davon ausgegangen werden kann, dass größere Haushalte Skalenerträge realisieren können oder Kinder und ältere Personen weniger Ressourcen benötigen, dann ist ein durch die Anzahl der Personen dividiertes Gesamteinkommen kein adäquates Maß für die Haushaltswohlfahrt (Deaton 1997). Ohne eine Korrektur würde eine größere Anzahl an nicht arbeitenden Haushaltsmitgliedern die gemessene Wohlfahrt stärker mindern als dies real der Fall ist. Somit würde die Armut in einer Population überschätzt. Es existiert eine Vielzahl verschiedener allgemeiner und spezifischer Methoden ein so korrigiertes Äquivalenzeinkommen zu berechnen. Dies reicht von speziellen Tabellen für Regionen, Länder, Geschlecht und Alter bis zu verallgemeinerten Formeln (Deaton 1997). Für diese Analyse wird auf die allgemeine *OECD Äquivalenzskala* zurückgegriffen, um das Äquivalenzeinkommen zu berechnen. Die Verwendung der OECD Skala erscheint im Falle von Shenzhen berechtigt und ermöglicht größere Vergleichbarkeit. Die Skala korrigiert das Haushaltseinkommen um Skalenerträge, berücksichtigt aber nicht die Struktur des Haushaltes und wird wie folgt berechnet (Grootaert und Braithwaite 1998):

$$x_i^{eq} = \frac{x_i}{n^{0,7}}$$

$$x_i := \text{Wohlfahrtsmaß} \quad (2.7)$$

$$n := \text{Anzahl der jeweiligen Haushaltsmitglieder}$$

2.2.3 Datensatzbeschreibung

Der Analyse liegen im Gegensatz zum ersten Kapitel, in dem auf Individualdaten zurückgegriffen wurde, die Haushaltsdaten der Shenzhen Haushaltsbefragung 2005 zugrunde. Eine Schwierigkeit bestand hierbei in der Datenverfügbarkeit. Da die Rohdaten nicht alle notwendigen Variablen direkt auf Haushaltsebene enthalten, müssten die Werte für einige Variablen zuerst aus den Individualdaten aggregiert und anschließend mit den Haushaltsdaten verknüpft werden.

| Distrikt | Stichproben- größe | Shenzhen Registrie- rung | Ohne Shenzhen Registrie- rung | Städtische Registrierung | Ländliche Re- gistrierung |
|----------|-----------------------|--------------------------------|--|-----------------------------|------------------------------|
| Nanshan | 340 | 119 | 204 | 181 | 142 |
| Luohu | 343 | 117 | 243 | 216 | 144 |
| Baoan | 289 | 31 | 258 | 121 | 168 |
| Summe | 972 | 267 | 705 | 518 | 454 |

Tabelle 2.1: Shenzhen Haushaltsbefragung 2005: Haushaltsstichprobe

Da bei der Berechnung der Armutskennziffern u.a. auf Kaufkraftparitätspreisen basierende Armutsgrenzen zurückgegriffen wird, ist eine Umrechnung der Haushaltseinkommen notwendig. Zur Berechnung der realen Einkommen wird auf die neuen 2008 pu-

blizierten Kaufkraftparitäten des Weltbank International Comparison Projektes (ICP) zurückgegriffen. In diesem Bericht werden Kaufkraftparitätsdaten für das Jahr 2005 erstmals veröffentlicht. Da die Daten der Shenzhen Haushaltsbefragung im Jahr 2005 erhoben wurden, liegen somit Wechselkurse für das gleiche Jahr vor. Problematisch ist jedoch, dass die angegebene Kaufkraftparität für gesamt China angegeben wird. Da sowohl große Unterschiede zwischen Stadt und Land sowie zwischen den Regionen in China bestehen, würde die Verwendung dieser Kaufkraftparitäten die wahren Lebensbedingungen sowie das Preisniveau in Shenzhen nur stark verzerrt wiedergeben. Dies gilt insbesondere vor dem Hintergrund, dass es sich bei Shenzhen um eine der am weitesten entwickelten und reichsten Städte in China handelt. Um ein möglichst unverzerrtes reales Einkommen zu erhalten, werden die ICP-Kaufkraftparitäten somit mit einem regionalen Preisdeflator bereinigt. Brandt und Holz (2006) ermittelten die umfangreichsten und genauesten regionalen Warenkörbe für ganz China. Da Ihre Daten jedoch lediglich bis 2000 reichen, wird ihr regionaler Warenkorb für das städtische Shenzhen mit Daten des staatlichen National Bureau of Statistics für die Jahre 2000 bis 2005 korrigiert. Zur Korrektur wird der offizielle regionale Konsumentenpreisindex für die städtischen Regionen in Shenzhen verwendet. Mit Hilfe dieser Korrekturen sind die Armutsschätzungen für Shenzhen mit Armutsschätzungen für andere Städte und Regionen die ebenfalls auf realen relativen Preisen beruhen vergleichbar. Ebenso ermöglicht diese Korrektur eine weitestgehend reale Abbildung der absoluten Armut in Shenzhen.

2.2.4 Deskriptive Fakten

Nach der Darstellung der angewandten Methodik und der Daten folgen nun die konkreten Armutskenziffern für Shenzhen im Jahre 2005. Zuerst wurde die Armutsquote für unterschiedliche absolute Armutsgrenzen berechnet, wobei als Armutsgrenze die alte Weltbank Armutsgrenze von \$1 pro Tag sowie die im ICP 2008 verwendete neue Armutsgrenze von \$1,25 pro Tag verwendet wird. Ebenso werden die breiter gefassten \$2 und \$3 pro Tag Armutsgrenzen, die Appelton et al. (2008) vorschlagen verwendet, um eine möglichst vollständige Sicht auf die absolute Armut in Shenzhen zu erhalten. Zwecks Analyse der relativen Armut werden die Armutsindices auch mit dem halben und zwei-drittel Medianeinkommen als Armutsgrenze berechnet. Um die lokalen Verhältnisse besser abbilden zu können, wird ebenso der offizielle Mindestlohn als Armutsgrenze gewählt.

Die Ergebnisse der Berechnungen für die unterschiedlichen Armutsgrenzen, Korrekturen und Indices sind in Tabelle 2.2 zusammengefasst.

Um einen Eindruck von der dem Zusammenhang zwischen Armut und Migrationsstatus zu erhalten, wurden die Armutsindices ebenso für Migranten und Nichtmigranten in Tabelle 2.3 getrennt berechnet.

Die berechneten Werte legen nahe, dass die absolute Armut in Shenzhen sehr niedrig ist, insbesondere in Anbetracht der Tatsache, dass Migranten berücksichtigt wurden. Gemessen nach dem neuen Weltbank Standard aus dem Jahre 2008 von \$1,25 pro Tag leben sehr wenig Personen in Shenzhen unterhalb der Armutsgrenze. Legt man allerdings die breitere Definition von Armut mit den zwei oder drei Dollar Grenzen am Tag

| | Armutsquote in % | | Armutslucke in % | |
|----------------------------------|------------------|-------------|------------------|-------------|
| | Äquivalent | Unverändert | Äquivalent | Unverändert |
| <i>Unverändertes Einkommen</i> | | | | |
| Relative Armut (1/2 Median) | 24.8 | 22.8 | 8.41 | 7.77 |
| Relative Armut (2/3 Median) | 35.8 | 33.5 | 13.98 | 13.07 |
| Shenzhen mind. Lohn (RMB 9,600) | 15.9 | 26.23 | 4.4 | 9.26 |
| Dollars a Day in PPP \$1 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Dollars a Day in PPP \$1.25 | 0 | 0.28 | 0 | 0.03 |
| Dollars a Day in PPP \$2 | 0.34 | 0.97 | 0.02 | 0.2 |
| Dollars a Day in PPP \$3 | 0.81 | 4.41 | 0.18 | 0.98 |
| <i>CPI bereinigtes Einkommen</i> | | | | |
| Dollars a Day in PPP \$1 | 0 | 0.19 | 0 | 0.03 |
| Dollars a Day in PPP \$1.25 | 0.09 | 0.38 | 0.01 | 0.07 |
| Dollars a Day in PPP \$2 | 0.48 | 2.59 | 0.12 | 0.52 |
| Dollars a Day in PPP \$3 | 2.69 | 7.47 | 0.6 | 1.76 |

Tabelle 2.2: Armutsindices für Shenzhen 2005

| Bereinigtes Einkommen (pro Tag) | Armutsquote Migranten | Armutsquote Nicht-migranten |
|------------------------------------|-----------------------|-----------------------------|
| \$1 | 0% | 0% |
| \$1,25 | 0,21% | 0% |
| \$2 | 0,86% | 0,17% |
| \$3 | 4,92% | 0,87% |
| Shenzhen Mindestlohn | 27,6% | 6,1% |

Tabelle 2.3: Armutsquoten nach Registrierungsstatus

zu Grunde, zeigt sich eine deutliche Armut in Shenzhen. Die Tiefe der Armut, gemessen in Form der Einkommenslücke, erweist sich, unabhängig von der gewählten Armuts-grenze, als sehr niedrig. Eine Anpassung des Einkommens mittels Äquivalenzskalen hat einen deutlichen Einfluss auf das Ausmaß der Armut. Dies spiegelt die Relevanz der Haushaltsgröße in Amtsberechnungen wieder. Einen ebenso deutlichen Einfluss hat die Anpassung des Einkommens durch den regionalen Warenkorb. Werden auf diese Art und Weise die realen Lebenskosten in Shenzhen in Betracht gezogen, steigt die Armut drastisch. Die Schätzungen der Armut, bei denen das Einkommen durch den regionalen Konsumentenpreisindex korrigiert wurde, bei denen aber keine Äquivalenzskalenkorrek-tur vorgenommen wurde, sind vergleichbar mit den Ergebnissen von Appelton et al. (2008) für das städtische China im Ganzen. Von den durchgeführten Armutsschätzun-gen sind jene, die sowohl eine Anpassung des Einkommens mittels Äquivalenzskalen als auch durch den regionalen Konsumentenpreisindex zugrunde legen, am präzises-ten. Die unter Verwendung des angepassten Einkommens berechneten Armutsindices für Migranten und Nichtmigranten zeigen eine deutlich höhere Armut in der Migran-tenpopulation. Wählt man die \$3 Armuts-grenze, ist die geschätzte Armut circa fünf mal höher bei Migranten als bei Nichtmigranten. Ein Blick auf die Schätzungen der Armut unter Verwendung der relativen Armuts-grenzen zeigt eine deutlich stärkere Ar-mut. Die Armut ist sowohl weiter verbreitet als auch tiefer. Ebenso verdienen vier mal mehr Migranten im Vergleich zu Nichtmigranten weniger als den lokalen Mindestlohn. Beinahe ein Drittel der Haushalte insgesamt verdienen weniger als den Mindestlohn. Dieser Wert sinkt auf ca. 15% wenn das Haushaltseinkommen durch Äquivalenzskalen angepasst wird. Dies ist ein weiterer Hinweis auf die hohen Einkommensunterschiede, die in dieser Stadt vorzufinden sind.

2.3 Empirische Analyse

In der ökonometrischen Analyse wird eine genaue Betrachtung der Faktoren vorgenommen, die relative Armut in Shenzhen verursachen. Die Wahl einer relativen Armutsgrenze erscheint sinnvoll und gerechtfertigt, da absolute Armut in Shenzhen eher gering und die Stadt so hoch entwickelt ist, dass eine Nutzung des relativen Ansatzes, wie er oft in den industrialisierten westlichen Staaten verwendet wird, interessanter und adäquater ist. Es wird ein genauer Blick auf den Zusammenhang zwischen Registrierungsstatus und Armut geworfen. Weiterhin wird versucht herauszufinden, welche Unterschiede zwischen Migranten und Nichtmigranten im Hinblick auf die Faktoren, welche Armut verursachen, bestehen. Werden Migranten diskriminiert? Da Migranten einen immer größeren Anteil an der arbeitenden Bevölkerung in China haben, sind diese Fragen für die Armutsanalyse von äußerster Wichtigkeit.

2.3.1 Armutsdeterminierende Faktoren

Die Weltbank definiert Armut als ein multidimensionales und dynamisches Phänomen mit engen Verbindungen zu Vulnerabilität und Produktionsfaktoren. Wie erwähnt, wird die folgende Untersuchung den Fokus auf die Einkommensdimension der Armut legen. Einkommensarmut ist ein dynamisches Konzept, das aus mehreren Kategorien zusammengesetzt ist. Produktionsfaktoren wie Arbeit, Humankapital und andere produktive Faktoren, genauso wie die Haushaltszusammensetzung, soziales Kapital und weitere soziale Faktoren, sind Teile des Armutskonzepts. Dabei sind Produktionsfaktoren alle akkumulierten Faktoren, materiell oder immateriell, die es einem Haushalt erlauben,

Einkommen durch die Verwendung dieser Faktoren zu generieren.

Für die nun folgende ökonometrische Analyse werden Variablen gewählt die diesen Kategorien zuzuordnen sind. Die bekannten Kategorien werden um die Kategorie soziale Normen und chinaspezifische Faktoren bzw. Politikmaßnahmen ergänzt, welche Determinanten beinhaltet, von denen ein Einfluss auf die Armut erwartet wird, die aber äußerst spezifisch für die Situation in China sind.

Es ist herrschende Meinung, dass die allgemeine Zunahme an Ungleichheit, die Abschaffung von Nahrungsmittelgutscheinen, die Restrukturierung und Privatisierung der staatseigenen Betriebe sowie weitere Reformen des Sozialstaates einen starken Einfluss auf die Armutssituation in China hatten (Meng et al. 2008). Auf der Haushaltsebene identifizieren sie die demographische Struktur des Haushaltes, Arbeitsmarktpartizipation sowie Humankapital als Haupteinflussfaktoren. Des Weiteren werden der Sektor des Arbeitsplatzes, Migrationsstatus und Selbständigkeit als Faktoren mit einem starken Einfluss auf die Armutswahrscheinlichkeit eines Haushaltes gesehen (Khan 2008). Im selben Zusammenhang stellt Khan auch den Zusammenhang zwischen Selbständigkeit und Migration her, da weitaus mehr Migranten sich in Selbständigkeit befinden als diejenigen, die nicht migrierten. Auch von Xue und Zhong (2003) wird die Bedeutung von Migration für die städtische Armut in ihrer Bedeutung herausgestellt. Ausgehend von der Klassifizierung der Weltbank werden die den folgenden Kategorien zugeordneten Variablen für die ökonometrische Analyse verwendet:

Haushaltszusammensetzung Die Kategorie Haushaltszusammensetzung fasst Charakteristika zusammen, die die Struktur und Größe des Haushaltes beschreiben. Die Zu-

sammensetzung des Haushaltes wird als ein einflussreicher Faktor in Bezug auf den Wohlstand eines Haushaltes und seine mögliche Armut gesehen (Meng et al. 2008). Zur Abbildung der Altersstruktur des Haushaltes sowie vorhandener potentieller Erfahrung wird das durchschnittliche Alter aller Haushaltsmitglieder in die Analyse mit einbezogen. Ebenso werden der Quotient aus nicht arbeitenden und arbeitenden Haushaltsmitgliedern als Maß für die Abhängigkeit sowie die Anzahl der Haushaltsmitglieder³ mit aufgenommen.

Produktionsfaktoren Im Gegensatz zum ersten Kapitel, in dem die empirische Untersuchung auf Individualdaten basiert, werden alle Variablen, die Humankapital abbilden, hier als Produktionsfaktoren des Haushalts bezeichnet. Diese Bezeichnung ist im Zusammenhang mit Haushaltseigenschaften eingänglicher und dient ebenso der besseren Vergleichbarkeit mit den von der Weltbank definierten Kategorien (Coudouel et al. 2002). Die Indikatorvariable für männliches Geschlecht des Haushaltsvorsitzenden wurde ebenso dieser Kategorie hinzugefügt, obwohl der positive Einfluss, den ein männliches Geschlecht auf das Einkommen ausübt, sowohl durch Produktivitätseffekte als auch durch Diskriminierung verursacht werden kann (Shu 2005; Ng 2007). Für den Haushalt stellt dieser Fakt in jeder Hinsicht einen Faktor dar, aus dem zusätzliches Einkommen generiert werden kann. Aus diesem Grunde wurde die Variable nicht in der Kategorie soziale Normen und Politikmaßnahmen eingruppiert.

Als Näherungswert für das in dem Haushalt vorhandene Humankapital werden die durchschnittlichen Jahre der Schulausbildung sowie eine Indikatorvariable für infor-

³Es werden nur Haushaltsmitglieder bzw. Familienmitglieder erfasst, die auch tatsächlich in dem Haushalt zu dem Zeitpunkt der Befragung gewohnt haben.

melle Ausbildung dem Modell hinzugefügt. Der positive Einfluss von Humankapital auf das Einkommen in China wurde vielfach nachgewiesen (u.a. Zhang et al. 2005). Meng et al. (2008) unterstreichen ebenso die Bedeutung in Bezug auf die Armutssituation der Haushalte. Neben den durchschnittlichen Schuljahren werden ebenso die Jahre des Aufenthaltes in Shenzhen berücksichtigt, da wie bereits in Abschnitt 1.1 erläutert, davon ausgegangen werden kann, dass eine längere Aufenthaltsdauer die Bildung von lokal spezifischen Wissen und sozialem Kapital ermöglicht (Fan 2001).

Soziale Normen und Politikmaßnahmen Unterschiede in dem Hukou Registrierungsstatus werden oft als einer der Haupterklärungsgründe für Einkommensunterschiede zwischen Migranten und Nichtmigranten gesehen (Liu 2005). Da viele aus den meist eher armen und unterentwickelten ländlichen Gebieten in die weiter entwickelten urbanen Agglomerationen migrieren, lässt sich in den meisten chinesischen Großstädten eine große Migrantenpopulation finden (Chen und Coulson 2002). Des Weiteren lässt sich meist eine große Einkommensdifferenz zwischen diesen Land-Stadt Migranten und der städtischen Ursprungsbevölkerung feststellen (Lu und Song 2006). Da aufgrund der Ergebnisse der Mincer Regression auf Basis der Individualdaten im vorherigen Kapitel davon auszugehen ist, dass der Hukou Registrierungsstatus einen Einfluss auf das Haushaltseinkommen ausübt, wird eine Indikatorvariable für den Hukou Status in das Modell eingefügt. Da, wie bereits in Kapitel eins erläutert, die Einführung der Sonderwirtschaftszonen in Shenzhen ein wichtiger Grund für das rapide Wachstum der Agglomeration war, wird hier ebenso eine Indikatorvariable für den Haushaltssitz in der SEZ eingefügt (Yeung et al. 2009).

Arbeitsplatzeigenschaften Eine weitere Einkommensdeterminante, die in dem ökonometrischen Modell berücksichtigt werden soll, sind die Eigenschaften des Arbeitsplatzes, den der Haushaltsvorsitzende inne hat. Staatsbetriebe entlohnern oftmals anders als privatwirtschaftliche Unternehmen und stellen meist nur Bewohner mit einer städtischen Registrierung ein (Knight und Song 2003). Selbständigkeit kann, wie bereits erläutert, ebenso einen deutlichen Einfluss auf das Einkommen ausüben. Gleiches gilt für ausländische Betriebe bzw. Kooperationen mit ausländischen Betrieben (Lu und Song 2006). Aus diesem Grunde, werden Indikatorvariablen die Staatsbesitz, Selbständigkeit oder die Beteiligung ausländischer Investoren abbilden, berücksichtigt.

2.3.2 Ökonometrisches Modell

Um die Auswirkungen der unterschiedlichen Variablen auf den Armutsstatus des Haushaltes ermitteln zu können, wird zuerst ein Probit Modell verwendet. Probit sowie Logit Modelle finden in der Armutsforschung häufig Verwendung (z.B. Appleton 1996; Grootaert 1997). Ein Hauptvorteil bei der Verwendung von Probit Modellen für die Armutsanalyse liegt darin, dass sie keine Verzerrung bei einem steigenden Messfehler aufweisen wie herkömmliche OLS Modelle (Grootaert und Braithwaite 1998). Diese, teils Heteroskedastie verursachende, Verzerrung kann durch die Korrelation des Störterms mit dem Haushaltseinkommen verursacht werden. Dies liegt darin begründet, dass in Haushaltsbefragungen bei steigendem Einkommen dieses oftmals zunehmend ungenauer erfasst werden kann. Die Transformation des Einkommens in eine binäre Variable, wie sie für das Probit Modell vonnöten ist, umgeht dieses Problem, bringt aber auch einen Informationsverlust mit sich. Aus diesem Grund ist seine Verwendung

nicht unumstritten (Ravallion 1996). Trotz Kritik findet es in der Armutsforschung weitgehend Verwendung und wird gerade auch aus dem Grunde der Vergleichbarkeit⁴ an dieser Stelle verwendet.

Das *Probit Modell* ist wie folgt spezifiziert:

$$PR(Y = 1|X) = \Phi(\alpha + X\beta)$$

Y := Binäre Armutsindikatorvariable

Φ := Kumulative Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung

α := Konstante

β := Koeffizientenvektor

X := Variablenvektor

$PR()$:= Wahrscheinlichkeit

(2.8)

Das Probit Modell wird ebenso wie das Logit Modell zur multivariaten Analyse binärer abhängiger Variablen angewendet.⁵ Sowohl Logit und Probit als auch Tobit Modelle sind sogenannte Limited Dependent Variable (LDV) Modelle. Hierbei handelt es sich um Modelle, bei denen der Wertebereich der abhängigen Variable stark eingeschränkt ist. Bei Logit und Probit Modellen handelt es sich um eine binäre abhängige Variable.⁶ Im Falle eines Tobit Modells ist die abhängige Variable in ihrem Wertebereich

⁴Siehe u.a. Appelton et al. (2008), Li (2006).

⁵Die folgenden Ausführungen zum Probit Modell basieren auf Wooldrige (2006).

⁶Sie werden aus diesem Grunde auch oft als Binary Choice Modelle bezeichnet (Greene 2003).

reich von oben oder unten eingeschränkt. Die Schätzung der Parameter erfolgt mittels der Maximum Likelihood Methode. Das Logit Modell verwendet im Unterschied zum Probit Modell die kumulative Verteilungsfunktion der logistischen Verteilung.

Beide Modelle können aus einem Modell mit einer latenten bzw. unbeobachteten Variable abgeleitet werden. Hierbei wird davon ausgegangen, dass für die unbeobachtete Variable Y^* gilt:

$$Y^* = \alpha + X\beta + e \text{ und } Y = 1_{\{Y^* > 0\}} \quad (2.9)$$

Hierbei nimmt die Indikatorfunktion 1 den Wert eins an wenn Y^* größer Null ist und Null falls Y^* kleiner oder gleich Null ist. Die latente Variable kann nicht direkt beobachtet werden und drückt in diesem Zusammenhang die Nutzendifferenz zwischen $Y = 1$ und $Y = 0$ aus. Es kann jedoch lediglich die Wahl zwischen $Y = 1$ und $Y = 0$ beobachtet werden, wobei $Y = 1$ gewählt wird, wenn die latente Variable Y^* größer Null ist.

Die Wahrscheinlichkeit dass $Y = 1$ gewählt wird, ergibt sich unter der Annahme, dass der Störterm e unabhängig und symmetrisch um null verteilt ist, aus:

$$\begin{aligned} PR(Y = 1|X) &= PR(Y^* > 0|X) = PR(e > -(\alpha + X\beta) | X) \\ &= 1 - \Phi(-(\alpha + X\beta)) = \Phi(\alpha + X\beta) \end{aligned} \quad (2.10)$$

Da aufgrund der latenten Variablendefinition lediglich der Effekt der unabhängigen Variablen auf die latente Variable Y^* gemessen werden kann, ist der Koeffizientenwert β_i wenig aussagekräftig. Lediglich die Richtung des Effekts, die durch das Vorzeichen gegeben wird, ist für Y und Y^* gleich. Um eine Aussage über die relative Auswirkung der unabhängigen Variablen auf Y zu erhalten, müssen die marginalen Effekte errechnet werden:

$$\begin{aligned} PR(Y = 1|X) &= \frac{\partial PR(x)}{\partial x_i} \\ &= \phi(\alpha + X\beta) \\ \phi(z) &:= \frac{d\Phi}{dz}(z) \end{aligned} \tag{2.11}$$

Diese marginalen Effekte geben ceteris paribus den Anstieg in der Armutswahrscheinlichkeit des Haushaltes bei einer marginalen Veränderung der entsprechenden Variable an. Im Falle von Indikatorvariablen entspricht der Anstieg in der Wahrscheinlichkeit einem Wechsel in der Variable von null auf eins.

Der Vektor der unabhängigen Variablen X fasst die Charakteristiken des Haushaltes zusammen, von denen ein Einfluss auf den Armutsstatus des Haushalts erwartet wird. Von allen möglichen Armutslinien erweist sich die Hälfte des Median Einkommens als die sinnvollste und aussagekräftigste Armutsgrenze. Als Vergleich und zur Ergebniskontrolle werden ebenso die Resultate der Regressionen unter Verwendung des Mindestlohns als Armutsgrenze berichtet. Hierbei wird für das Haushaltseinkommen lediglich ein Äquivalenzeinkommen berechnet, da eine Umrechnung in lokale Preise bei

einem regionalen Mindestlohn nicht sinnvoll ist. Für alle anderen Regressionen wurde als Ausgangsbasis das regional deflationierte Äquivalenzeinkommen verwendet.

Zwecks Modellierung der Einkommenslücke und zur Analyse der Einkommensdeterminanten der armen Bevölkerung wird ein Tobit Modell verwendet. Die Armutsgrenze dient hierbei als Grenze für die Zensur. Mithilfe des von James Tobin 1958 vorgeschlagenen Tobit Modells ist es möglich, für zensierte Daten konsistente Schätzergebnisse zu erhalten, die mit einem herkömmlichen linearen OLS Modell nicht zu erhalten wären. Im Falle der Armutsanalyse bietet sich die Armutsgrenze als Zensurpunkt an.

Das *Tobit Model* ist wie folgt definiert:

$$\begin{aligned}
 Y &= z, \text{ wenn } Y^* \geq z \text{ und } Y = Y^*, \text{ wenn } Y^* < z \\
 Y^* &= \alpha + X\beta + e \\
 Y &:= \text{Logarithmus des bereinigten Äquivalenzeinkommens} \\
 \alpha &:= \text{Konstante} \\
 \beta &:= \text{Koeffizientenvektor} \\
 X &:= \text{Variablenvektor} \\
 e &:= \text{Störterm}
 \end{aligned}
 \tag{2.12}$$

Um die benötigten bedingten Erwartungen zu erhalten, betrachtet man die abgeschnittene Normalverteilung. Für Y gilt die Annahme der Normalverteilung mit: $Y \sim N[\mu, \sigma^2]$. Für den Störterm wird davon ausgegangen, dass er mit $e \sim N[0, \sigma^2]$

normalverteilt ist. Die Momente einer abgeschnittenen Normalverteilung haben folgende Eigenschaften:⁷

$$\begin{aligned}
 E(Y|AB) &= \mu + \sigma \lambda(\alpha) \\
 V(Y|AB) &= \sigma^2 [1 - \delta(\alpha)] \\
 \alpha &= \frac{(a - \mu)}{\sigma} \\
 \lambda(\alpha) &= \frac{\phi(\alpha)}{1 - \Phi(\alpha)}, \text{ falls für den Abtrennungspunkt AB gilt: } x > a \\
 \lambda(\alpha) &= \frac{-\phi(\alpha)}{\Phi(\alpha)}, \text{ falls für den Abtrennungspunkt AB gilt: } x < a \\
 \delta(\alpha) &= \lambda(\alpha) [\lambda(\alpha) - \alpha] \\
 \Phi &:= \text{Kommulative Dichtefunktion der Standardnormalverteilung} \\
 \phi &:= \text{Dichtefunktion der Standardnormalverteilung} \\
 a &:= \text{Konstante}
 \end{aligned} \tag{2.13}$$

Im Falle der Armutsregression wird allgemein die Armutsgrenze z als Abtrennungspunkt verwendet. Die Funktion $\lambda(\alpha)$ wird auch als inverses Mills Verhältnis bezeichnet. Für das Regressionsmodell mit $\mu = X\beta$ gilt dann für den Fall einer linksseitigen Grenze für den bedingten Erwartungswert:

$$E(Y|Y > a) = X\beta + \sigma \lambda(\alpha) = X\beta + \sigma \frac{\phi\left[\frac{a - X\beta}{\sigma}\right]}{1 - \Phi\left[\frac{a - X\beta}{\sigma}\right]} \tag{2.14}$$

⁷Die Darstellung folgt weitestgehend Greene (2003).

Die bedingte Wahrscheinlichkeit $E(Y|Y > a)$ ergibt sich aus der Summe aus dem geschätztem Mittelwert und dem Produkt aus Standardabweichung und inversem Mills Verhältnis. Bei einer Begrenzung der Daten von der rechten Seite gilt:

$$E(Y|Y < a) = X\beta + \sigma\lambda(\alpha) = X\beta + \sigma - \frac{\phi\left[\frac{a-X\beta}{\sigma}\right]}{\Phi\left[\frac{a-X\beta}{\sigma}\right]} \quad (2.15)$$

Auch bei dem Tobit Modell haben die Werte der geschätzten Koeffizienten wenig Aussagekraft. Ist man an der relativen Auswirkung der Variablen auf den nicht abgeschnittenen Teil der Verteilung interessiert, muss die partielle Ableitung des bedingten Erwartungswertes gebildet werden, um den marginalen Effekt zu erhalten. Für den verallgemeinerten Fall, sowohl linksseitig oder rechtsseitig als auch beidseitig abgeschnittener Daten, lautet partielle Ableitung des bedingten Erwartungswertes:

$$\begin{aligned} \frac{\partial E(Y|x)}{\partial x_i} &= \beta PR(a < Y^* < b) \\ Y &= a \text{ wenn } Y^* \leq a \\ Y &= b \text{ wenn } Y^* \geq b \\ Y &= Y^* \text{ sonst} \end{aligned} \quad (2.16)$$

In dem hier vorliegenden Fall wird der marginale Effekt der erklärenden Variable auf das Einkommen für einen Haushalt unter der Armutsgrenze angegeben.

Zur Überprüfung der anderen Modelle sowie zur Analyse der Einkommensdeterminanten für die gesamte Bevölkerung wird auch ein einfaches *lineares OLS Modell* geschätzt:

$$\begin{aligned} Y &= \alpha + \beta X + e \\ Y &:= \text{Logarithmus des bereinigten Äquivalenzeinkommens} \\ \alpha &:= \text{Konstante} \\ \beta &:= \text{Koeffizientenvektor} \\ X &:= \text{Variablenvektor} \\ e &:= \text{Störterm} \end{aligned} \tag{2.17}$$

Die Verwendung aller drei Modelle unter Beibehaltung der gleichen erklärenden Variablen ist vorteilhaft für die Armutsanalyse (Grootaert and Braithwaite 1998). Das lineare OLS Modell kann unter Verwendung schwächerer Annahmen bezüglich des Störterms angewandt werden, zudem wird die Einkommensvariable nicht wie im Falle des Probit Modells in eine binäre Variable transformiert (Ravallion 1996). Vielmehr wird der Einfluss der erklärenden Variablen auf das Einkommen im Allgemeinen erklärt. Ravallion (1996) plädiert in diesem Zusammenhang auch dafür, die geschätzten Wahrscheinlichkeiten direkt aus der OLS Regression zu errechnen und auf ein Probit oder Logit Modell vollständig zu verzichten. Auch ließe sich anstatt des Tobit Modells auf Quantil Regressionen zurückgreifen (Deaton 1997). Hierbei werden, ebenso wie bei der Modellierung der Einkommenslücke mit dem Tobit Modell, keine konstanten Parame-

ter über die Verteilung angenommen und eine Analyse der Einkommensdeterminanten der unteren Einkommensschichten ist möglich. Dennoch ist die Verwendung der Probit, Tobit und OLS Verfahren in der Armutsforschung weit verbreitet und ermöglicht es vor allem, die hier vorliegenden Ergebnisse mit den wenigen Studien, die Migranten in China berücksichtigen können, zu vergleichen.⁸ Ebenso stellt die relativ geringe Stichprobengröße ein Problem dar.

In Tabelle 2.4 sind die verwendeten erklärenden Variablen, die sich aus Basis der vorangegangenen Literaturdiskussion ergeben, zusammengefasst. Neben dem Namen und der Beschreibung ist in Klammern das zu erwartende Vorzeichen angegeben. Die Richtung des Vorzeichens bezieht sich auf die Auswirkungen auf das Einkommen. Bezüglich der Armutswahrscheinlichkeit, wie sie mittels des Probit Modelles geschätzt wird, ist von dem umgekehrten Vorzeichen auszugehen.

Die Berücksichtigung von Ausgaben für Medikamente oder allgemeinen Gesundheitsausgaben als Richtwert für den Gesundheitszustand wurde aufgrund des Endogenitätsproblems zwischen Haushaltseinkommen und Gesundheitsausgaben verworfen. Ebenso erwiesen sich die Indikatorvariablen für Arbeitsplatzbeschaffung durch einen Freund oder Verwandten, Mitgliedschaft in der Kommunistischen Partei sowie Familienstand, wie in den Mincer Regressionen mit Individualdaten verwendet, in allen Spezifikationen als insignifikant und wurden aus dem endgültigen Modell entfernt.

Im nächsten Abschnitt folgt nun die Darstellung der Ergebnisse der verschiedenen Regressionen.

⁸Siehe u.a. Appelton et al. (2008), Li (2006), Song (2009) et al., Meng et al. (2008).

| Name & Erwartets Vorzeichen | Beschreibung |
|--|--|
| $\ln y_i$ | Logarithmiertes jährliches Pro-Kopf Äquivalenzeinkommen |
| Haushaltseigenschaften | |
| av_age (-) | Durchschnittsalter der Haushaltsmitglieder |
| dpr (-) | Abhängigkeitsverhältnis (Alter < 16 & Alter > 65 / 16 >= Alter <= 65) |
| family_size (+) | Anzahl der Familienmitglieder im Haushalt |
| Produktionsfaktoren | |
| av_schooling (+) | Durchschnitt der abgeschlossenen Schuljahre der Haushaltsmitglieder |
| infedu (+) | Haushaltvorsitzender hat informelle Ausbildung genossen |
| male (+) | Indikator Variable für das Geschlecht des Haushaltvorsitzenden (Männlich=1) |
| stay (+) | Aufenthalt des Haushaltvorsitzenden in Shenzhen in Jahren |
| Soziale Normen und Politikmaßnahmen | |
| rural (-) | Indikator Variable für die Registrierung des Haushaltvorsitzenden (Ländlich=1) |
| sez (+) | Indikator Variable für den Wohnort (Innerhalb SEZ=1) |
| Arbeitsplatz Eigenschaften | |
| foreignshare (+) | Indikator Variable=1 für ganzen oder teilweisen Besitz des Arbeitgebers des Haushaltvorsitzenden durch ausländische Firmen |
| soe (+) | Indikator Variable=1 für Staatsbesitz des Arbeitgebers des Haushaltvorsitzenden |
| self_employed (-) | Indikator Variable=1 für Selbständigkeit |

Tabelle 2.4: Variablen Beschreibung: Armutsregressionen

2.3.3 Ergebnisse

Aufgrund des Chow Tests (Chow 1960)⁹ ergibt sich, dass die Parameter der erklärenden Variablen in allen Modellen signifikant unterschiedlich zwischen Migranten und Nichtmigranten sind, wurden für alle Modelle ebenso getrennte Regressionen für beide Subpopulationen durchgeführt.

Die Signifikanz aller Koeffizienten wurde mittels des Wald Tests (vgl. u.a. Greene 2003) auch auf Gruppenweise bzw. Blockweise Signifikanz getestet. Hierbei wurden die in Tabelle 2.4 verwendeten Kategorien als Blöcke verwendet. In allen Modellen erwiesen sich die Koeffizientenblöcke mit einem Konfidenzniveau von 99% als signifikant.

Für das OLS Modell werden zwecks Test auf Multikollinearität die Varianzinflationsfaktoren (VIF) errechnet (vgl. u.a. Greene 2003). Hierbei ergab sich ein durchschnittlicher VIF Wert von 1.23 und ein maximaler VIF Wert von 1.56, was keinen deutlichen Hinweis auf ein Vorliegen von starker Multikollinearität liefert. Da in den Daten Heteroskedastizität, welche u.a. durch eine steigende Varianz der Einkommen mit zunehmendem Lebensalter sowie zunehmende Messfehler bzw. Erhebungsfehler bei steigenden Einkommen verursacht werden kann, wurde ein Breusch-Pagan Test (Breusch und Pagan 1979) sowie ein White Test (White 1980) auf Heteroskedastizität durchgeführt.¹⁰ Der Breusch-Pagan Test verwirft die H_0 Hypothese einer konstanten Varianz mit einem 99% Konfidenzniveau. Der White Test verwirft diese Hypothese ebenso auf einem 99% Niveau. Zur Korrektur der vorliegenden Heteroskedastizität

⁹Siehe die Diskussion in Abschnitt 1.3.3.

¹⁰Bereits in der OLS Regression mit Individualdaten im ersten Kapitel wurde das Vorliegen von Heteroskedastizität festgestellt.

werden aus diesem Grunde White-korrigierte Standardfehler für die OLS Regression verwendet. Die Transformation des Einkommens in eine binäre Variable beseitigt das Problem der Heteroskedastizität in den Probit Regressionen (Deaton 1997; Grootaert und Braithwaite 1998). Für die Tobit Regression wurden Standardfehler ebenso White korrigierte Standardfehler berechnet. Außerdem wurden die Standardfehler mittels des Bootstrap Verfahrens errechnet (Cameron und Trivedi 2009). Hierbei ergaben sich keine Abweichungen bezüglich Signifikanz oder Richtung der Koeffizienten.

Da die Koeffizienten der Probit und Tobit Modelle keine Interpretation über den relativen Einfluss einer erklärenden Variablen zulassen, sondern wie erwähnt lediglich eine Interpretation des Vorzeichens der Variablen zulassen, werden die marginalen Effekte der Koeffizienten berichtet. Die Koeffizienten sind mit der Endung *raw* und die marginalen Effekte mit der Endung *marg* bezeichnet. Ebenso wird das pseudo R^2 (*r2_p*) als Gütemaß berichtet.

| | probit_a_raw b | SF | probit_a_marg b | Xmfx_X | SF |
|-------------------|-------------------|---------|--------------------|--------|---------|
| med_cpi_eq_poor | | | | | |
| av_age | 0.010 | (0.006) | 0.002 | 30.334 | (0.001) |
| family_size | -0.164** | (0.057) | -0.038** | 3.060 | (0.013) |
| dpr | 0.184** | (0.060) | 0.043** | 0.760 | (0.014) |
| av_schooling | -0.137*** | (0.021) | -0.032*** | 9.283 | (0.005) |
| infedu (d) | -0.688** | (0.213) | -0.122*** | 0.148 | (0.026) |
| stay | -0.019* | (0.008) | -0.004* | 9.525 | (0.002) |
| male (d) | -0.752** | (0.275) | -0.233* | 0.960 | (0.102) |
| rural (d) | 0.682*** | (0.119) | 0.164*** | 0.455 | (0.029) |
| sez (d) | -0.396*** | (0.106) | -0.099*** | 0.691 | (0.028) |
| soe (d) | 0.197 | (0.169) | 0.049 | 0.120 | (0.045) |
| foreignshare (d) | -0.622** | (0.227) | -0.108*** | 0.082 | (0.028) |
| self_employed (d) | 0.154 | (0.116) | 0.037 | 0.250 | (0.029) |
| _cons | 1.249** | (0.422) | | | |
| N | 1026.000 | | 1026.000 | | |
| r2_p | 0.252 | | 0.252 | | |

Tabelle 2.5: Regressionsergebnisse der Probit Regression für alle Haushalte

| | probit_ur_raw b | SF | probit_ur_marg b | Xmfx_X | SF |
|-------------------|--------------------|---------|---------------------|--------|---------|
| med_cpi_eq_poor | | | | | |
| av_age | 0.009 | (0.010) | 0.001 | 30.289 | (0.001) |
| family_size | -0.415*** | (0.119) | -0.031** | 3.166 | (0.010) |
| dpr | 0.215* | (0.101) | 0.016* | 0.825 | (0.008) |
| av_schooling | -0.173*** | (0.037) | -0.013*** | 10.733 | (0.003) |
| infedu (d) | -0.591* | (0.285) | -0.034* | 0.222 | (0.013) |
| stay | -0.025* | (0.012) | -0.002* | 11.125 | (0.001) |
| male (d) | -0.821* | (0.365) | -0.117 | 0.945 | (0.081) |
| sez (d) | -0.489** | (0.189) | -0.047* | 0.755 | (0.023) |
| soe (d) | 0.163 | (0.266) | 0.014 | 0.170 | (0.025) |
| foreignshare (d) | -0.737 | (0.434) | -0.034** | 0.104 | (0.012) |
| self_employed (d) | 0.473* | (0.214) | 0.049 | 0.143 | (0.030) |
| _cons | 2.437*** | (0.602) | | | |
| N | 559.000 | | 559.000 | | |
| r2_p | 0.262 | | 0.262 | | |

Tabelle 2.6: Regressionsergebnisse der Probit Regression für die städtisch registrierten Haushalte

| | probit_r_raw b | SF | probit_r_marg b | Xmfx_X | SF |
|-------------------|-------------------|---------|--------------------|--------|---------|
| med_cpi_eq_poor | | | | | |
| av_age | 0.019* | (0.008) | 0.007* | 30.387 | (0.003) |
| family_size | -0.039 | (0.066) | -0.015 | 2.934 | (0.025) |
| dpr | 0.227** | (0.087) | 0.087** | 0.683 | (0.033) |
| av_schooling | -0.125*** | (0.025) | -0.048*** | 7.547 | (0.010) |
| infedu (d) | -0.805* | (0.331) | -0.258** | 0.060 | (0.080) |
| stay | -0.010 | (0.010) | -0.004 | 7.610 | (0.004) |
| male (d) | -0.687 | (0.427) | -0.268 | 0.979 | (0.158) |
| sez (d) | -0.279* | (0.132) | -0.107* | 0.615 | (0.051) |
| soe (d) | 0.344 | (0.259) | 0.135 | 0.060 | (0.103) |
| foreignshare (d) | -0.520 | (0.287) | -0.180* | 0.056 | (0.087) |
| self_employed (d) | 0.017 | (0.136) | 0.007 | 0.379 | (0.052) |
| _cons | 1.019 | (0.575) | | | |
| N | 467.000 | | 467.000 | | |
| r2_p | 0.105 | | 0.105 | | |

Tabelle 2.7: Regressionsergebnisse der Probit Regression für die Migrantenhaushalte

Die Probit Regressionen liefern die erwarteten Ergebnisse. Die getrennten Regressionen zeigen die erwarteten Unterschiede zwischen beiden Subgruppen. Die Ergebnisse mit dem Minimallohn bestätigen die Resultate der Regressionen unter Verwendung der relativen Armutsgrenze. Die Ergebnisse erscheinen robust in Hinblick auf die Wahl der Armutsgrenze.

| | tobit_a_raw b | SF | tobit_a_marg b | Xmfx_X | SF |
|-------------------|------------------|---------|-------------------|--------|---------|
| model | | | | | |
| av_age | -0.006* | (0.003) | -0.001* | 30.334 | (0.001) |
| family_size | 0.045 | (0.033) | 0.009 | 3.060 | (0.007) |
| dpr | -0.133*** | (0.030) | -0.026*** | 0.760 | (0.006) |
| av_schooling | 0.064*** | (0.010) | 0.012*** | 9.283 | (0.002) |
| infedu (d) | 0.361** | (0.114) | 0.062*** | 0.148 | (0.017) |
| stay | 0.014** | (0.004) | 0.003** | 9.525 | (0.001) |
| male (d) | 0.430** | (0.138) | 0.105* | 0.960 | (0.041) |
| rural (d) | -0.379*** | (0.066) | -0.076*** | 0.455 | (0.013) |
| sez (d) | 0.225*** | (0.052) | 0.046*** | 0.691 | (0.011) |
| soe (d) | -0.090 | (0.084) | -0.018 | 0.120 | (0.018) |
| foreignshare (d) | 0.378*** | (0.113) | 0.063*** | 0.082 | (0.016) |
| self_employed (d) | -0.050 | (0.057) | -0.010 | 0.250 | (0.011) |
| _cons | 8.614*** | (0.217) | | | |
| sigma | | | | | |
| _cons | 0.551*** | (0.030) | | | |
| N | 1026.000 | | 1026.000 | | |
| r2_p | 0.250 | | 0.250 | | |

Tabelle 2.8: Regressionsergebnisse der Tobit Regression für alle Haushalte

| | tobit_ur_raw b | SF | tobit_ur_marg b | Xmfx_X | SF |
|-------------------|-------------------|---------|--------------------|--------|---------|
| model | | | | | |
| av_age | -0.007 | (0.006) | -0.001 | 30.289 | (0.001) |
| family_size | 0.239** | (0.081) | 0.030** | 3.166 | (0.010) |
| dpr | -0.161** | (0.061) | -0.020** | 0.825 | (0.008) |
| av_schooling | 0.103*** | (0.024) | 0.013*** | 10.733 | (0.003) |
| infedu (d) | 0.341 | (0.176) | 0.040* | 0.222 | (0.019) |
| stay | 0.019* | (0.008) | 0.002* | 11.125 | (0.001) |
| male (d) | 0.561* | (0.225) | 0.089* | 0.945 | (0.044) |
| sez (d) | 0.304** | (0.111) | 0.041** | 0.755 | (0.016) |
| soe (d) | -0.059 | (0.151) | -0.008 | 0.170 | (0.020) |
| foreignshare (d) | 0.465 | (0.267) | 0.050* | 0.104 | (0.025) |
| self_employed (d) | -0.264* | (0.119) | -0.036* | 0.143 | (0.017) |
| _cons | 7.639*** | (0.395) | | | |
| sigma | | | | | |
| _cons | 0.623*** | (0.073) | | | |
| N | 559.000 | | 559.000 | | |
| r2_p | 0.267 | | 0.267 | | |

Tabelle 2.9: Regressionsergebnisse der Tobit Regression für die städtisch registrierten Haushalte

| | tobit_r_raw b | SF | tobit_r_marg b | Xmfx_X | SF |
|-------------------|------------------|---------|-------------------|--------|---------|
| model | | | | | |
| av_age | -0.011** | (0.004) | -0.003** | 30.387 | (0.001) |
| family_size | -0.033 | (0.035) | -0.010 | 2.934 | (0.011) |
| dpr | -0.158*** | (0.040) | -0.048*** | 0.683 | (0.012) |
| av_schooling | 0.053*** | (0.011) | 0.016*** | 7.547 | (0.003) |
| infedu (d) | 0.405* | (0.159) | 0.101** | 0.060 | (0.032) |
| stay | 0.009 | (0.006) | 0.003 | 7.610 | (0.002) |
| male (d) | 0.339* | (0.169) | 0.126 | 0.979 | (0.075) |
| sez (d) | 0.154* | (0.062) | 0.048* | 0.615 | (0.019) |
| soe (d) | -0.179 | (0.117) | -0.060 | 0.060 | (0.043) |
| foreignshare (d) | 0.307* | (0.127) | 0.080** | 0.056 | (0.028) |
| self_employed (d) | 0.023 | (0.063) | 0.007 | 0.379 | (0.019) |
| _cons | 8.834*** | (0.247) | | | |
| sigma | | | | | |
| _cons | 0.512*** | (0.030) | | | |
| N | 467.000 | | 467.000 | | |
| r2_p | 0.127 | | 0.127 | | |

Tabelle 2.10: Regressionsergebnisse der Tobit Regression für die Migrantenhaushalte

Die Ergebnisse des Tobit Modells weisen auf große Unterschiede in den Determinanten des Einkommens für die arme und nicht arme Bevölkerung hin. Gleiches lässt sich für die unterschiedlichen getrennten Tobit Regressionen für Migranten und Nichtmigranten feststellen. Die Ergebnisse sind robust mit einer generell zufriedenstellenden Güte.

| | ols_all b | SF | ols_ur b | SF | ols_ru b | SF |
|---------------|--------------|---------|-------------|---------|-------------|---------|
| av_age | -0.006* | (0.003) | -0.009 | (0.004) | -0.010** | (0.003) |
| family_size | 0.110*** | (0.027) | 0.203*** | (0.044) | -0.001 | (0.034) |
| dpr | -0.078* | (0.031) | -0.080 | (0.043) | -0.081 | (0.044) |
| av_schooling | 0.084*** | (0.009) | 0.097*** | (0.014) | 0.071*** | (0.011) |
| infedu | 0.211** | (0.066) | 0.166* | (0.079) | 0.329** | (0.111) |
| stay | 0.013*** | (0.003) | 0.014*** | (0.003) | 0.006 | (0.005) |
| male | 0.343* | (0.141) | 0.293 | (0.187) | 0.414** | (0.136) |
| rural | -0.688*** | (0.059) | | | | |
| sez | 0.283*** | (0.049) | 0.386*** | (0.080) | 0.119* | (0.059) |
| soe | -0.072 | (0.075) | -0.108 | (0.095) | -0.109 | (0.111) |
| foreignshare | 0.388*** | (0.080) | 0.330** | (0.102) | 0.432*** | (0.123) |
| self_employed | -0.104 | (0.056) | -0.314** | (0.105) | 0.065 | (0.061) |
| _cons | 8.620*** | (0.207) | 8.276*** | (0.272) | 8.501*** | (0.225) |
| rmse | 0.718 | | 0.794 | | 0.583 | |
| N | 1026.000 | | 559.000 | | 467.000 | |
| r2_a | 0.461 | | 0.253 | | 0.186 | |

Tabelle 2.11: Regressionsergebnisse der OLS Regression. Alle Haushalte, städtisch registrierte Haushalte und Mi-grantenhaushalte

Die Ergebnisse der linearen OLS Regressionen in Tabelle 2.11 bestätigen generell die Ergebnisse der Probit Regressionen. Die Koeffizienten sind gleich signifikant und besitzen, wie es zu erwarten war in, unterschiedliche Vorzeichen. Die genaue Diskussion und Interpretation der Ergebnisse erfolgt, nach der Darstellung der Ergebnisse der Zerlegung der Regressionen, geschlossen im nächsten Abschnitt.

2.3.4 Zerlegung

Zwecks Schätzung des Ausmaßes an Diskriminierung gegen Migrantenhaushalte wird eine Oaxaca-Blinder Zerlegung der Probit und Tobit Regressionen vorgenommen. Der Renditeanteil der Zerlegung dient auch hier als Schätzwert für das Ausmaß an Diskriminierung. Da die traditionelle Oaxaca-Blinder Zerlegungsmethode nur für den linearen Fall angewendet werden kann, findet hier die Generalisierung der Methode für den nicht linearen Fall von Bauer und Sinning (2006) Anwendung. Die Ergebnisse der Zerlegung sind in den Tabellen 2.12 sowie 2.13 zusammengefasst.¹¹

| Ω | Faktorausstattung | Rendite (Diskriminierung) |
|------------------------------|-------------------|---------------------------|
| Nichtmigranten, $\Omega = 0$ | 50,8% | 49,2% |
| Migranten, $\Omega = I$ | 48,3% | 51,7% |

Tabelle 2.12: Oaxaca-Blinder Zerlegungsergebnisse der Probit Regression

| Ω | Faktorausstattung | Rendite (Diskriminierung) |
|------------------------------|-------------------|---------------------------|
| Nichtmigranten, $\Omega = 0$ | 48,8% | 51,2% |
| Migranten, $\Omega = I$ | 32,2% | 67,8% |

Tabelle 2.13: Oaxaca-Blinder Zerlegungsergebnisse der Tobit Regression

¹¹Für eine genauere Darstellung der Methode siehe Abschnitt 1.3.4.

2.4 Ursachen der Armut in Shenzhen

Die Ergebnisse der ökonometrischen Analyse unterstreichen die Multidimensionalität der Ursachen von Armut. Haushaltszusammensetzung, Produktionsfaktoren, soziale Faktoren und die Eigenschaften des Arbeitsplatzes haben alle einen signifikanten Einfluss auf den Armutsstatus. Selbiges lässt sich für die Relevanz dieser Variablen für das Einkommen der Armen sowie das Einkommen der Gesamtbevölkerung aussagen. Die meisten Variablen innerhalb dieser Kategorien sind signifikant und robust in Bezug auf unterschiedliche Schätzmethoden für Armut und unterschiedliche Subpopulationen. Die Hauptegebnisse sind: Migranten haben eine sehr viel höhere Wahrscheinlichkeit arm zu sein als Nichtmigranten. Die Determinanten der Armut unterscheiden sich substantiell zwischen Migranten und Nichtmigranten. Insbesondere Produktionsfaktoren scheinen von größerer Bedeutung für Migranten zu sein. Migranten sind mit einem großen Ausmaß an Lohndiskriminierung konfrontiert.

Aufgrund der Ergebnisse wird deutlich, dass Migranten ein deutlich niedrigeres Einkommen erzielen als Nichtmigranten. Des Weiteren erhöht ihr ländlicher Registrierungsstatus drastisch die Wahrscheinlichkeit für Armut. Die getrennten Regressionen zeigen deutlich, dass sowohl das Einkommen der Armen als auch die Faktoren die den Armutsstatus an sich bedingen, äußerst unterschiedlich für Migranten und Nichtmigranten sind. Der Armutsstatus von Migrantenhaushalten scheint mehr von Produktionsfaktoren und den Eigenschaften des Arbeitsplatzes des Haushaltsvorsitzenden bestimmt zu werden als bei Nichtmigranten. Ähnliches gilt für den Einfluss von Produktionsfaktoren auf das Einkommen der Armen insgesamt. Auf der anderen Seite ergeben die Resultate der Zerlegung, dass es für Migranten schwerer ist, Nutzen aus ihren Pro-

duktionsfaktoren zu generieren, da die Einkommensdifferenz zwischen Migranten und Nichtmigranten zu einem großen Teil durch Lohndiskriminierung erklärt werden kann. Diese Tatsache ist besonders besorgniserregend, da die Datenanalyse gezeigt hat, dass das Einkommen und der Armutsstatus der Migrantenhaushalte insbesondere durch die Produktionsfaktoren des Haushalts beeinflusst wird.

2.4.1 Haushaltszusammensetzung

Betrachtet man die Kategorien einzeln wird deutlich, dass die *Haushaltszusammensetzung* von großer Bedeutung ist. Ein höheres durchschnittliches Alter des Haushalts erhöht die Armutswahrscheinlichkeit. Die Familiengröße ebenso wie der Quotient aus nicht arbeitenden Haushaltsmitgliedern und arbeitenden Haushaltsmitgliedern hat den erwarteten Effekt sowie die erwarteten unterschiedlichen Vorzeichen in Bezug auf die Wahrscheinlichkeit des Haushaltes arm zu sein. Eine Familie mit weniger arbeitenden Haushaltsmitgliedern hat größere Probleme das notwendige Einkommen zu generieren, das sie frei von Armut hält. Auch das Einkommen der Armen wird durch mehr abhängige Familienmitglieder negativ beeinflusst. Diese Resultate sind vergleichbar mit den Ergebnissen für ganz China von Appelton et al. (2008) wobei der negative Effekt der Familiengröße¹² auf das Einkommen im Falle von Shenzhen nur für arme Migrantenhaushalte gilt. Li (2006) erkennt in diesem Zusammenhang einen negativen Einfluss der Familiengröße auf die Armutswahrscheinlichkeit, der auch für Shenzhen bestätigt werden kann. Auch Meng et. al (2008) entdecken einen positiven Zusammenhang zwischen Haushaltsgröße und Armut. Sie nehmen anstatt des Abhängigkeitsverhältnisses

¹²Appelton et al. (2008) verwenden die Anzahl erwachsener Haushaltsmitglieder anstatt der Haushaltsgröße.

den Prozentsatz der arbeitenden Haushaltsmitglieder in die Gleichung mit auf.

Unterscheidet man zwischen Migranten und Nichtmigrantenhaushalten, wird deutlich dass das durchschnittliche Alter im Haushalt, sowie das Abhängigkeitsverhältnis, die Wahrscheinlichkeit arm zu sein im Fall eines Migrantenhaushalts weitaus stärker beeinflusst als im Fall des Nichtmigrantenhaushalts, in welchem Fall die Familiengröße von größerer Wichtigkeit ist. Das Gleiche lässt sich für das Einkommen der armen Haushalte aussagen. Betrachtet man die Unterschiede zwischen armen und nicht armen Haushalten insgesamt, ist die Größe des Haushalts ein sie stark unterscheidender Faktor.

2.4.2 Produktionsfaktoren

Humankapital ausgedrückt durch durchschnittliche Bildungsjahre sowie informelle Ausbildung übt einen großen Einfluss auf den Armutsstatus des Haushalts aus. Das Vorhandensein einer ausreichenden Menge an Humankapital erlaubt es, dem Haushalt Einkommen zu generieren und reduziert seine Armutswahrscheinlichkeit. Dieser negative Einfluss der Bildung auf die Armutswahrscheinlichkeit wird auch von Meng et al. (2008) bestätigt. Auch Appelton et al. (2008) unterstreichen den negativen Zusammenhang zwischen Armut und Bildung.

Es existieren jedoch große Unterschiede zwischen Migranten und Nichtmigranten. Der Einfluss von Humankapital auf den Armutsstatus des Haushaltes ist weitaus größer im Falle der Migrantenpopulation. Hier handelt es sich um den Faktor mit dem größten Einfluss. Betrachtet man die Bildungsrenditen ist offensichtlich, dass die Armen eine

weitaus geringere Bildungsrendite generieren können als die Durchschnittsbevölkerung. Unabhängig davon, ob arm oder nicht, haben Migranten ebenso eine niedrigere Rendite für Humankapital. Auf der anderen Seite ist ihre Rendite für informelle Ausbildung höher als bei Nichtmigranten.

Die Aufenthaltsdauer des Haushaltsvorsitzenden in Shenzhen, die als Indikator für die Ausbildung sozialer Netzwerke sowie die Akkumulation regionenspezifischen Wissens betrachtet werden kann, hat einen negativen Einfluss auf die Armutswahrscheinlichkeit. Die Auswirkung dieses Effekts ist jedoch relativ klein. Dieser negative Effekt ist konform mit dem positiven Einfluss den Wan (2006) für das Einkommen feststellt.

Die Wirkung eines männlichen Haushaltsvorsitzenden ist unterschiedlich. Für alle bedeutet ein männlicher Haushaltsvorsitzender ein weitaus geringeres Armutsrisiko. Ein positiver Effekt auf das Einkommen lässt sich ebenso für die armen Migranten als auch für die Migranten im Allgemeinen feststellen, nicht jedoch für die durchschnittlichen Nichtmigranten. Auch Meng et al. (2008) und Li (2006) ermitteln, dass die Armutswahrscheinlichkeit in China durch einen weiblichen Haushaltsvorsitzenden erhöht wird. Die Analysen von Appelton et al. (2008) bestätigen den negativen Einfluss eines weiblichen Geschlechts des Haushaltsvorsitzenden sowie den des Abhängigkeitsquotienten. Der stärkere Einkommenseffekt eines männlichen Haushaltsvorsitzenden im Falle von Migrantenhaushalten wird auch von Song et al. (2009) im Falle von Changsha festgestellt.

2.4.3 Soziale Normen und Politikmaßnahmen

Alle sozialen und China spezifischen Faktoren erweisen sich als signifikant. Die ländliche Registrierung des Haushaltsvorsitzenden übt einen sehr negativen Einfluss auf das Einkommen und einen positiven Einfluss auf die Armutswahrscheinlichkeit aus. Die Diskriminierung ländlich registrierter Arbeiter ebenso wie der Mangel an adäquater Ausbildung in ländlichen Gebieten, welches einen negativen Einfluss auf das Humankapital hat, führt zu der signifikant höheren Wahrscheinlichkeit der Armut für Haushalte mit einem ländlich registrierten Haushaltsvorsitzenden. Es wird deutlich, dass die Migranten, deren ursprüngliches Ansinnen es ist, der Armut in den ländlichen Regionen durch Migration zu entkommen, ein weitaus größeres Armutsrisiko besitzen als städtisch registrierte Nichtmigranten. Diese Ergebnisse stimmen mit dem für ganz China nachgewiesenen großen Einkommensdifferential zwischen Migranten und Nichtmigranten überein (Liu 2005). Auch Song et al. (2009) können für Changsha eine explizite Benachteiligung der Migranten nachweisen. Gleiches gilt für Lu und Song (2006) im Falle von Tianjin. Ebenso ist zu erkennen, dass der negative Einfluss der ländlichen Registrierung auf das Einkommen weniger drastisch für die arme Population ist.

Die Politikmaßnahme der Sonderwirtschaftszone erweist sich als ebenso signifikant. Befindet sich der Haushalt in einer dieser SEZ in Shenzhen sinkt die Armutswahrscheinlichkeit. Dies deutet daraufhin, dass innerhalb der Sonderwirtschaftszonen bessere Arbeitsplätze und Arbeitsmöglichkeiten vorhanden sind, was konform mit dem generell konstatierten ökonomischen Erfolg der Sonderwirtschaftszonen in China und insbesondere in Shenzhen ist (Yeung et al. 2009; Sklair 1991). Die Politikmaßnahme der Sonderwirtschaftszone hat den stärksten Einfluss auf das Einkommen der Nichtmi-

granten.

2.4.4 Arbeitsplatzeigenschaften

Die Ergebnisse für die Indikatorvariablen, die die *Arbeitsplatzeigenschaften* abbilden, sind gemischt. Ein unerwartetes Ergebnis hierbei ist, dass der Staatsbesitz des Arbeitgebers einen positiven Einfluss auf die Armutswahrscheinlichkeit ausgeübt. Die Variable ist jedoch nicht signifikant. Ursprünglich wurde in diesem Zusammenhang ein positiver Zusammenhang zwischen Armut und Selbständigkeit und ein negativer Zusammenhang mit dem Staatsbesitz der Firma vermutet. Jedoch zeigen die Ergebnisse für Shenzhen, dass weder der stabilisierende, noch der Selektionseffekt eines Staatsbetriebes einen Einfluss ausübt. Dieser positive Einfluss auf die Armutswahrscheinlichkeit ist ähnlich den Ergebnissen von Heckman und Li (2003) oder Lu und Song (2006). Diese weisen eine deutlich negative Auswirkung von Staats- oder Kollektivbesitz auf das Einkommen aus. Li (2006) sieht einen leicht negativen Zusammenhang zwischen Armut und Staatsbesitz, wobei dies stark von der Art des Staatsbetriebes abhängig ist. Städtische Kollektivbetriebe führen zu einer erhöhten Armutswahrscheinlichkeit der Angestellten. Auf der anderen Seite stellen Knight und Song (2003) einen ca. 10% Lohnzuschlag bei staatseigenen Betrieben im Vergleich zu Betrieben in Privatbesitz fest.

Selbständigkeit, welche im Normalfall mit wenig Lohn und Einmannunternehmen in Zusammenhang gebracht wird, ist nicht relevant für Migranten, jedoch relevant für Nichtmigranten. Sie übt einen negativen Einfluss auf das Einkommen der armen sowie auf das Einkommen des durchschnittlichen städtisch registrierten Einwohners aus.

Hierbei wird ebenso die Wahrscheinlichkeit unter die Armutsgrenze zu fallen, erhöht. Li (2006) berichtet in diesem Zusammenhang von einer leicht erhöhten Armutswahrscheinlichkeit für Selbständige in allen Bevölkerungsteilen in ganz China.

Eine vollständige oder teilweise ausländische Beteiligung an dem Arbeitgeber hat einen negativen Einfluss auf die Armutswahrscheinlichkeit. Dies mag in der Tatsache begründet sein, dass Joint Ventures, beziehungsweise ausländische Firmen, einen höheren Lohn zahlen, oder aber auch darin begründet sein, dass eine größere Anzahl qualifizierter Arbeiter in diesen Firmen angestellt sind. Der Einfluss dieses Effekts ist besonders stark für Migranten. Ihre Armutswahrscheinlichkeit wird dadurch deutlich gesenkt. Auch Lu und Song (2006) ermitteln einen deutlichen positiven Effekt von ausländischer Beteiligung auf das Einkommen. Song et al. (2009) können in Changsha allerdings hauptsächlich einen positiven Einkommenseffekt für die städtische Bevölkerung und nicht für die Migranten ausmachen.

2.4.5 Diskriminierung der Migranten

Die Ergebnisse der Oaxaca-Blinder Zerlegung zeigen, dass in Abhängigkeit von der Referenzgruppe 49-68% des Einkommensunterschiedes zwischen Migranten und Nichtmigranten auf Lohndiskriminierung zurückzuführen ist. Dieser Wert steigt auf 50-68% an, werden die Ergebnisse der Tobit Regression, die das Einkommen der Armen abbildet, zugrunde gelegt. Diese Benachteiligung der Migranten stimmt mit den Resultaten von Fan (2001) und Lu und Song (2006) überein, die insbesondere noch einmal den diskriminierenden Effekt der Hukou Registrierung herausstellen.

Desweiteren unterstreichen die Ergebnisse der ökonometrischen Analyse die Schwierigkeit der Situation, in der sich Migranten befinden. Die Unterschiede in den Faktoren, die Armut zwischen Migranten und Nichtmigranten generieren sind äußerst unterschiedlich. Der Migrantenpopulation war es nicht möglich im gleichen Umfang an den starken Wohlfahrtsgewinnen teilzuhaben und sieht sich hierbei weiterhin starker Lohndiskriminierung ausgesetzt. Hierbei bestätigt die Situation in Shenzhen die Benachteiligung der Migranten, die in ganz China vorzufinden ist (u.a. Liu 2005; Fan 2001).

Politikmaßnahmen, die eine bessere Faktorakkumulation für Migranten erlauben, insbesondere die von Humankapital, scheinen angebracht. Ebenso erscheint ein Vorgehen gegen die existierende Lohndiskriminierung gegen Migranten als sinnvoll. Auf der anderen Seite lassen sich eventuell auch positive Effekte, die auf das Hukou Registrierungssystem zurückzuführen sind, finden. Zwar ist dieses Registrierungssystem allgemein einer der Hauptgründe für das niedrigere Einkommen und größere Armut unter Migranten in ganz China (Liu 2005). Auf der anderen Seite jedoch, kann es zur Milderung anderer negativer Effekte, die durch Migration verursacht werden, beitragen. Da das Hukou Registrierungssystem die Opportunitätskosten von Migration in die Städte deutlich erhöht, indem es die Kosten für die Migranten durch unterschiedliche Kanäle steigert, kann es auch als Migrationsbarriere interpretiert werden. Diese Barriere gegen zu große Migration kann mit dazu beitragen dass negative Effekte zu starker Migration in die Städte hinein, wie es in vielen Entwicklungsländern beobachtet werden kann, vermieden werden. Aus diesem Grunde ist eine genaue Abwägung der Kosten und des Nutzens der unterschiedlichen Armutsbekämpfungsmaßnahmen notwendig. Des Weiteren sollte angemerkt werden, dass viele der Land-Stadt Migranten

im Falle der vollständigen Verarmung die Option der Rückkehr in die Dörfer haben. Diese Option kann als ein letztes Sicherungsnetz interpretiert werden.

2.5 Zusammenfassung der Armutssituation

Die Schätzungen der Armut im urban China schwanken aufgrund der Vielzahl an unterschiedlichen Definitionen von Armutslinien und der Verwendung unterschiedlicher Wohlfahrtsmaße. In dieser Arbeit wird eine breitere Definition der Armut verwendet, um die Armutsinzidenz auf Basis unterschiedlicher Armutsgrenzen für Shenzhen zu berechnen. Die Zusammenhänge zwischen Migration und Armut wurden beleuchtet und versucht, eine Antwort auf die Frage zu geben, warum Migranten ärmer sind als Nichtmigranten. Des Weiteren wurden die Unterschiede in den Faktoren, die Armut bei Migranten und Nichtmigranten verursachen, herausgearbeitet. Ebenso wurde analysiert inwiefern sich die arme von der nicht armen Bevölkerung in Hinsicht auf diese armutsgenerierenden Faktoren unterscheidet.

Zur präziseren Schätzung der Armut in Shenzhen war es notwendig, eine Einkommenskorrektur mittels eines für das Jahr 2005 aktualisierten regionalen Preisdeflators vorzunehmen. Hierzu wurde der von Brandt und Holz (2006) erstellte Warenkorb in regionalen Preisen, aktualisiert mit Werten des regionalen städtischen Konsumentenpreisindex, der vom nationalen chinesischen Amt für Statistik herausgegeben wird, verwendet. Zwecks Berücksichtigung von Skalenerträgen innerhalb eines Haushaltes wurde auch das Äquivalenzeinkommen berechnet. Die absolute Armut ist gering, variiert jedoch stark in Abhängigkeit von den Einkommensanpassungen. Dies und der

mit westlichen Industriestaaten vergleichbare ökonomische Entwicklungsstand legen die Verwendung einer relativen Armutsgrenze für die Analyse der Determinanten von Armut in Shenzhen nahe.

Um eine genauere Kenntnis über die Ursachen der Armut in Shenzhen zu erhalten, wurden multiple Regressionen unter Verwendung verschiedener Modelle durchgeführt. Zur Identifizierung der Faktoren, die die Armutswahrscheinlichkeit beeinflussen, wurde ein Probit Modell verwendet. Zwecks Modellierung der Einkommenslücke und der Determinanten des Einkommens der Armen wurde ein Tobit Modell verwendet. Abschließend wurde zur Abbildung der einkommensgenerierenden Faktoren im Allgemeinen sowie zur Überprüfung ein lineares OLS Modell verwendet. Um die Migranten und Nichtmigranten getrennt betrachten zu können, wurden jeweils getrennte Regressionen für beide Subpopulationen durchgeführt. Um das Ausmaß an Lohndiskriminierung abschätzen zu können, wurde eine Zerlegung der Regressionen vorgenommen. Die verwendeten erklärenden Variablen lassen sich den Kategorien Haushaltseigenschaften, Produktionsfaktoren, soziale Normen und Politikmaßnahmen sowie Arbeitsplatzesigenschaften zuordnen.

Als ein Hauptergebnis lässt sich festhalten, dass der Migrationsstatus einen stark positiven Einfluss auf das Armutsrisiko sowie einen negativen Einfluss auf das Einkommen ausübt. Migranten sind zusätzlich einem erheblichen Ausmaß von Lohndiskriminierung ausgesetzt. Dieser Tatbestand ist von besonderer Bedeutung, da der Armutsstatus sowie das Einkommen der armen Migranten besonders stark durch die Produktionsfaktoren des Haushaltes beeinflusst werden.

Die hier vorgestellten Ergebnisse stellen die problematische Situation, in der sich

Land-Stadt Migranten befinden, heraus. Hieraus kann gefolgert werden, dass obwohl Shenzhen eines der Paradebeispiele für eine erfolgreiche ökonomische Entwicklung auf dem Festland von China ist, Probleme der Armutsbekämpfung und Diskriminierung akut sind und raschen Handelns bedürfen.

2.6 Vulnerabilität als neues Konzept der Armutsforschung

In diesem Abschnitt soll die Vulnerabilität der Haushalte in Shenzhen als Erweiterung zu den klassischen ArmutsKennziffern ermittelt werden. Vulnerabilität wird hierbei als eine Kennziffer verstanden, die die Wahrscheinlichkeit ausdrückt, mit der ein Haushalt in der Zukunft arm oder noch ärmer ist (Coudouel et al. 2002; Pritchett et al. 2000). Das Konzept der Vulnerabilität bietet aufgrund seiner dynamischen, in die Zukunft gerichteten Sichtweise der Armutsproblematik einige Vorteile gegenüber den Ansätzen der traditionellen Armutsforschung. Die konkrete Umsetzung des Konzepts gestaltet sich jedoch oft schwierig. Nach einer Einführung in das Konzept der Vulnerabilität werden auf Basis der vorgenommenen Vulnerabilitätsschätzungen für Shenzhen mehrere Kennziffern vorgestellt, um einen Überblick über die Vulnerabilität der Haushalte und die Zusammenhänge mit den bereits vorgestellten klassischen ArmutsKennziffern zu erhalten.

2.6.1 Abgrenzung des Begriffs der Vulnerabilität

In ihrem aktuellen weltweiten Entwicklungsbericht betont die Weltbank die Zusammenhänge zwischen Sicherheit, Chancengleichheit und Armut.¹³ Im Zusammenhang hiermit stehen die Konzepte von Unsicherheit und Risiko, wobei Unsicherheit als das Risiko eines negativen Wohlfahrtsschocks interpretiert werden kann. Diese Schocks können sowohl ideosynkratischer als auch systemischer Natur sein (Ligon und Schechter 2003). Ist das Ausmaß eines solchen Schocks groß genug, vermag er einen Haushalt unter die Armutsgrenze zu drücken. Häufig genannte ideosynkratische Schocks die einen großen negativen Einfluss auf die Wohlfahrt des Haushalts haben können, sind unter anderem Tod, Krankheit oder Arbeitslosigkeit und häufige systemische Schocks sind Krieg, Dürren sowie politische Instabilität (Coudouel et al. 2002). All jene Faktoren, die einen negativen Einfluss auf das Haushaltseinkommen haben können, erhöhen das Armutsrisiko. Sie erhöhen somit ebenso die Vulnerabilität des Haushalts, indem sie ihn verletzlich, beziehungsweise anfälliger machen. Aufgrund von Datenbeschränkungen werden in der folgenden Analyse ausschließlich ideosynkratische Schocks berücksichtigt.

Neben dem Risiko eines negativen Wohlfahrtsschocks werden weitere Determinanten der Vulnerabilität in der Literatur diskutiert. Alwang et al. (2002) teilen die gesamte Vulnerabilität eines Haushalts in drei verschiedene Komponenten auf: Das Risiko an sich, Möglichkeiten des Risikomanagements sowie die Realisation in Form des Wohlfahrtsverlustes. Abhängig vom Forschungsschwerpunkt wird unterschiedliches Gewicht auf eine dieser Dimensionen gelegt. Risiko steht in direkter Verbindung mit Vulne-

¹³Soweit nicht anders angegeben, basieren die folgenden Aussagen bezüglich der Vulnerabilität maßgeblich auf dem World Development Report 2010 sowie dem Poverty Reduction Strategy Paper (PRSP) Sourcebook.

rabilität, da es Haushalte anfällig für unerwünschte Zustände macht (Alwang et al. 2002). Risiken unterscheiden sich in Ausmaß und Dauer. In Abhängigkeit davon ob ein Ereignis bereits eingetreten ist, können Risiken durch ex-ante und ex-post Risikomanagementmaßnahmen des Haushaltes abgeschwächt werden. Das Risiko in Verbindung mit der Antwort des Haushaltes auf dieses Risiko führt schließlich zum realisierten Ergebnis. Dieses Ergebnis wird meist in Form von Wohlfahrtsverlust quantifiziert und hängt von dem Ausmaß und der Dauer des Risikos, ebenso wie von den Risikomanagementmaßnahmen des Haushaltes ab. Das realisierte Ergebnis wird oft mit einem minimal akzeptablen Ergebnis verbunden, um eine Analyse zu ermöglichen (Alwang et al. 2002). Oft wird eine Armutsgrenze als dieses minimal akzeptable Ergebnis genutzt. Politikmaßnahmen zur Bekämpfung von Vulnerabilität können an allen drei Risikodimensionen ansetzen. Die empirische Untersuchung in dieser Arbeit befasst sich jedoch ausschließlich mit dem Risiko der Armut und betrachtet weder das Risikomanagement noch den Wohlfahrtsverlust.

Das Konzept der Wohlfahrt ist ebenso sehr breit definiert. Unterschiedliche Faktoren wie Gesundheit, Bildung und Einkommen bilden zusammen die Wohlfahrt eines Haushaltes und können alle auf unterschiedliche Art und Weise durch Risiken gefährdet sein. Aufgrund der Allgemeinheit der Konzepte ist eine Begrenzung zur besseren Analyse notwendig. Die weitere Analyse wird sich somit auf die Einkommensdimension der Vulnerabilität beschränken. Zwar ist die Beschränkung auf Einkommen als das Wohlfahrtsmaß durchaus diskutabel, doch erscheint es in diesem Zusammenhang und aufgrund seiner guten Beobachtbarkeit als sinnvoll. Des Weiteren wird eine Armutsgrenze als minimal akzeptables Ergebnis gewählt und Wohlfahrtsverluste, die nicht zu Armut führen, ignoriert. Die hier zu Grunde gelegte Definition begreift also Vulnera-

bilität als das aktuelle Risiko in der Zukunft arm oder noch ärmer zu sein (Coudouel et. al 2002; Pritchett et al. 2000). Hierbei werden lediglich die Einkommensseite und die ideosynkratischen Schocks berücksichtigt.

2.6.2 Abgrenzung zu klassischen Armutsmaßen

Das Konzept der Vulnerabilität unterscheidet sich von klassischen Methoden der Armutsmessung in mehrerlei Hinsicht.¹⁴ Im Gegensatz zur statischen Armutsanalyse ist das Konzept der Vulnerabilität dynamischer Natur. Die klassische Kennziffer der Armutsquote erlaubt es beispielsweise festzustellen, wie viele Individuen beziehungsweise Haushalte heute arm sind. Dies kann als ein ex-post Indikator oder als ex-post Maßzahl für den Wohlstand eines Haushaltes betrachtet werden. Diese Kennziffer sagt jedoch nichts über die Wahrscheinlichkeit und die Möglichkeiten eines armen Haushalts, in Zukunft der Armut zu entkommen aus. Ebenso wenig wird die Wahrscheinlichkeit, dass ein nicht armer Haushalts in der Zukunft arm sein könnte, berücksichtigt. Da viele Politikmaßnahmen darauf ausgerichtet sind, die Armut in Zukunft zu reduzieren oder Haushalte von der Armut zu bewahren, scheint ein in die Zukunft gerichtetes Konzept der Armutsschätzung und Messung sinnvoll (Coudouel et al. 2002). Das Konzept der Vulnerabilität bietet sich aufgrund seiner dynamischen Natur als ein solches vorausschauendes Instrument an. Die Vulnerabilität eines Haushalts betrachtet die aktuelle Realisation eines dynamischen Prozesses. Sie ist ein Ergebnis, das durch frühere systemische oder ideosynkratische Ereignisse und Charakteristiken beeinflusst wird, sowie eine Schätzung der möglichen Entwicklung der Haushaltswohlfahrt in der Zukunft.

¹⁴Vgl. hierzu Ligon und Schechter (2003).

Diese Art von dynamischen Prozessen wird am besten unter Verwendung von Längsschnittdaten analysiert. Viele Studien zur Vulnerabilität verwenden deshalb Längsschnittdatenmethoden, falls die nötigen Daten vorhanden sind. Jedoch müssen teils rigide Annahmen getroffen werden um Vulnerabilitätskennziffern ermitteln zu können. Unter Verwendung einer ähnlichen Definition von Vulnerabilität messen Pritchett et al. (2000) die Vulnerabilität in Indonesien. Raghav und Imai (2009) verwenden sowohl die oben erwähnte Definition von Vulnerabilität, als auch zwei weitere Definitionen, um Vulnerabilität in Indien unter Verwendung eines Längsschnittdatensatzes zu schätzen. Problematisch ist hier, dass viele Datensätze aus Entwicklungsländern keine richtigen Längsschnittdaten sind, sondern es sich lediglich um mehrfache Querschnitte handelt. Aus diesem Grunde können Längsschnittdatenmethoden, die traditionell zu Berechnungen und Schätzung von Vulnerabilität verwendet werden, hier keine Anwendung finden. Diese Restriktionen auf der Datenseite sollten jedoch nicht zu einer vollständigen Ablehnung des Konzepts der Vulnerabilität für diese Art von Daten führen, da die Vorteile dieser Methode die Nachteile, welche sich in notwendigen methodologischen Restriktionen und theoretischen Annahmen manifestieren, aufwiegen könnten (Chaudhuri et al. 2002).

2.7 Empirische Analyse

Da das Konzept der Vulnerabilität, wie es hier als das erwartete Armutsrisiko Anwendung findet, mögliche Einkommensschocks mit abbilden soll, muss neben dem Mittelwert des Haushaltseinkommens ebenso die Varianz des Haushaltseinkommens

berücksichtigt werden. Diese Varianz des Haushaltseinkommens kann als die Summe der ideosynkratischen und systemischen Risiken, denen der Haushalt ausgesetzt ist, interpretiert werden (Ligon und Schechter 2003). Die Vulnerabilität eines Haushalts bestimmt sich somit aus zwei Größen, dem Mittelwert seines Einkommens sowie der Varianz dieses Einkommens. Hieraus folgt, dass auch ein Haushalt mit einem hohen Durchschnittseinkommen eine hohe Vulnerabilität aufweisen kann, falls die Varianz dieses Einkommens groß genug ist. Ein Schätzwert dieser Varianz wird im optimalen Fall aus den historischen Zeitreihendaten des Haushaltseinkommens generiert (Pritchett et al. 2000). Das Vorliegen solcher Daten in Verbindung mit makroökonomischen Zeitreihendaten erlaubt im besten Fall eine Berücksichtigung sowohl ideosynkratischer als auch systemischer Schocks (Ligon und Schechter 2003). Da es sich bei dem hier verwendeten und bereits vorgestellten Shenzhen Haushaltsdatensatz jedoch lediglich um einen einfachen Querschnittsdatsatz handelt, ist ein solches Vorgehen nicht möglich. Um diese Datenrestriktion zu umgehen, findet im Weiteren ein Ansatz von Chaudhuri (2003) und Chaudhuri et al. (2002) Anwendung. Grundsätzlich besteht seine Herangehensweise darin die erklärbare Varianz des Haushaltseinkommens aus dem Querschnitt zu schätzen und dann, zusammen mit dem geschätzten Mittelwert des Einkommens mit Hilfe der Normalverteilung, einen Schätzwert für die Vulnerabilität des Haushalts zu ermitteln. Es sei jedoch angemerkt, dass aufgrund der zu treffenden Annahmen die so ermittelten Vulnerabilitätskennziffern in ihrer Aussagekraft eingeschränkt sind.

2.7.1 Ökonometrisches Modell

Chaudhuri (2003) stellt ein ökonometrisches Modell vor, mit dem unter Verwendung des dreistufigen Feasible Generalized Least Squares (FGLS), wie es von Amemiya (1977) definiert wird, Vulnerabilitätsschätzungen aus Querschnittsdaten gewonnen werden können. Das FGLS Verfahren wird meist zweistufig angewendet, um vorliegende Heteroskedastie in den Daten zu bereinigen. Der Unterschied zu dem Weighted Least Squares Verfahren (WLS) bzw. Generalized Least Squares (GLS) liegt darin, dass die Werte mittels denen die Daten zur Beseitigung der Heteroskedastizität transformiert werden müssen unbekannt sind und geschätzt werden müssen (Greene 2003). Im zweistufigen Fall werden die Residuen einer OLS Regression auf dieselben erklärenden Variablen regressiert und anschließend die geschätzten Werte als Gewichte in einer gewichteten OLS Regression verwendet. Chaudhuri (2003) verwendet hingegen das Verfahren mit drei Stufen. Neben Chaudhuri (2003) und Chaudhuri et al. (2002) findet die Methodik im gleichen Zusammenhang bei Tesliuc und Lindert (2002), Alayande (2004) und in angepasster Form bei Jadotte (2010) sowie Thomas (2003) Anwendung. Die von ihm vorgeschlagene Neuerung liegt jedoch nicht in dem Verfahren an sich, sondern primär in der Idee und den damit verbundenen Annahmen, die es ermöglichen aus einem Querschnitt eine Schätzung der Varianz des Haushaltseinkommens zu ermitteln. Da die obige Definition der Vulnerabilität als Armutsrisiko eines Haushaltes sich aus seinem Einkommen sowie aus der Varianz des Einkommens zusammensetzt, ist eine präzise und konsistente Schätzung der Varianz des Haushaltseinkommens notwendig. Anders als andere Studien nimmt Chaudhuri (2003) diese Varianz nicht als konstant über alle Haushalte im Querschnitt an, sondern setzt sie in Abhängigkeit zu den Haushaltseigen-

schaften. Um diese sowie das erwartete Einkommen effizient und konsistent schätzen zu können wendet er dann das FGLS Verfahren an.

Es wird davon ausgegangen, dass der folgende Prozess das Haushaltseinkommen generiert:¹⁵

$$\begin{aligned} \ln i_h &= X_h \beta + e_h \\ i_h &:= \text{Pro Kopf Äquivalenzeinkommen des Haushalts } h \\ X_h &:= \text{Vektor der Haushaltscharakteristiken} \\ \beta &:= \text{Koeffizientenvektor} \\ e_h &:= \text{Störterm mit } E(e_h) = 0 \end{aligned} \tag{2.18}$$

Der Störterm e_h bildet in dieser Spezifikation die ideosynkratischen Schocks, die ein Haushalt erfährt ab und erklärt somit die Einkommensunterschiede zwischen zwei ansonsten identisch ausgestatteten Haushalten.¹⁶ Es muss die Annahme getroffen werden, dass diese Schocks identisch und gleich verteilt über die Zeit, aber nicht über alle Haushalte sind. Ebenso wird ein stabiler, sich nicht verändernder Koeffizientenvektor β angenommen. Dies impliziert eine sich nicht verändernde Makroökonomie und schließt jedwede systemische bzw. aggregierte Schocks aus. Diese limitierenden Annahmen sind notwendig, um Vulnerabilitätsschätzungen aus einem reinen Querschnitt generieren zu können (Chaudhuri et al. 2002). Weiterhin wird die Annahme getroffen, dass die Va-

¹⁵Die Darstellung der Methodik folgt Chaudhuri et al. (2002). Für eine ausführliche Darstellung der Methodik siehe auch Chaudhuri (2003). Eine allgemeine Darstellung der FGLS Methode ist u.a. in Greene (2003) oder Wooldrige (2010) zu finden.

¹⁶Zur Bildung des Äquivalenzeinkommens siehe Abschnitt 2.2.2.

rianz des Haushaltseinkommens von den gleichen erklärenden Variablen abhängig ist wie das Haushaltseinkommen selbst:

$$\begin{aligned}\sigma_{e_h}^2 &= X_h \Theta \\ \sigma_{e_h}^2 &:= \text{Varianz des Haushaltseinkommens des Haushalts } h \\ X_h &:= \text{Vektor der Haushaltscharakteristiken} \\ \Theta &:= \text{Koeffizientenvektor}\end{aligned}\tag{2.19}$$

Die Koeffizientenvektoren β und Θ werden mittels eines dreistufigen FGLS Verfahrens ermittelt (Amemiya 1977). Der Vorteil dieses Verfahrens liegt u.a. in der Korrektur von Messfehlern und Verzerrungen, die Heteroskedastizität verursachen. Des Weiteren ist es im Vergleich zur Verwendung von White-korrigierten Standardfehlern und einer normalen OLS Regression effizienter solange der Typ bzw. Form der Heteroskedastizität bekannt ist (Wooldrige 2010).

Zuerst wird das in 2.18 spezifizierte Modell mittels OLS geschätzt. Die aus dieser Schätzung herrührenden Residuen werden quadriert und anschließend auf dieselben erklärenden Variablen mittels OLS regressiert:

$$\hat{e}_{OLS,h}^2 = X_h \Theta + \epsilon_h \tag{2.20}$$

Hierbei muss eine spezifische Fehlervarianzmatrix bzw. Skedastizitätsfunktion unterstellt werden $\Omega(\hat{X}_h) = X_h \Theta$. Der geschätzte Mittelwert dieser Regression wird

anschließend verwendet, um die Gleichung zur Schätzung der Varianz zu transformieren:

$$\frac{\hat{e}_{OLS,h}^2}{X_{h\hat{\Theta}_{OLS}}} = \left(\frac{X_h}{X_{h\hat{\Theta}_{OLS}}} \right) \Theta + \frac{\epsilon_h}{X_{h\hat{\Theta}_{OLS}}} \quad (2.21)$$

Die so transformierte Regressionsgleichung wird anschließend ebenfalls mittels OLS geschätzt. Die sich hieraus ergebende Schätzung ist asymptotisch effizient und liefert eine konsistente Schätzung der ideosynkratischen Varianz des Haushaltseinkommens $\hat{\sigma}_{e,h}^2 = X_{h\hat{\Theta}_{FGLS}}$. Dies rührt daher, dass der OLS Schätzer $\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$ nur der minimalvariante linearere erwartungstreue Schätzer ist, wenn die Annahmen des Gauß-Markov-Theorems gelten (u.a. Judge et. al 1988). Dies setzt unabhängige bzw. unkorrelierte und homoskedastische Fehler voraus. Für die Fehlervarianzmatrix Ω gilt dann $\Omega = \sigma^2 I$ (Cameron und Trivedi 2008). Gilt diese Annahme nicht und wird von einer bekannten Fehlervarianzmatrix ausgegangen, so erhält man den Generalized Least Squares Schätzer (GLS): $\hat{\beta} = (X'\Omega^{-1}X)^{-1}X'\Omega^{-1}y$. Durch die Transformierung des Modells erhält man wiederum unkorrelierte und homoskedastische Fehler und somit einen minimalvarianten lineareren erwartungstreuen Schätzer (Cameron und Trivedi 2008). Da Ω jedoch in der Praxis nicht bekannt ist, muss die Fehlervarianzmatrix geschätzt werden. Dies führt zum FGLS Schätzer: $\hat{\beta} = (X'\hat{\Omega}^{-1}X)^{-1}X'\hat{\Omega}^{-1}y$. Ist die Fehlervarianzmatrix $\hat{\Omega} = \Omega(\hat{X}_h)$ richtig spezifiziert, so ist auch der FGLS Schätzer ein minimalvarianter linearerer erwartungstreuer Schätzer und liefert konsistente und effiziente Schätzergebnisse (Cameron und Trivedi 2008).

Da die Varianz des Störterms hier als Schwankung des Haushaltseinkommens in-

interpretiert wird und direkten Einfluss auf die Vulnerabilität des Haushaltes hat, ist die Korrektur besonders wichtig, da ansonsten die Verwundbarkeit überschätzt werden könnte und nicht nur lediglich die Signifikanz der Variablen betroffen wäre. Ähnliches gilt für das weiter unten geschätzte erwartete Einkommen, das ebenso zur Berechnung der Vulnerabilität verwendet wird. Eine Verzerrung des geschätzten Wertes nach oben würde zu einer Unterschätzung der Vulnerabilität führen. Hierin liegt auch ein maßgeblicher Unterschied zu den Standardverfahren zur Schätzung der Vulnerabilität von Haushalten, da die Varianz des Haushaltseinkommens nicht als reiner Störterm interpretiert und für alle Haushalte als gleich angenommen wird, sondern ebenso von den Haushaltseigenschaften abhängt (Chaudhuri 2003).

Im Weiteren wird die Wurzel aus der geschätzten Varianz des Haushaltseinkommens benötigt:

$$\hat{\sigma}_{e,h} = \sqrt{X_h \hat{\Theta}_{FGLS}} \quad (2.22)$$

Diese wird verwendet, um letztlich die Ausgangsgleichung 2.18 zu transformieren, um nach dem oben beschriebenen FGLS Verfahren eine konsistente und asymptotische effiziente Schätzung der Koeffizienten zu ermöglichen.

$$\frac{\ln i_h}{\hat{\sigma}_{e,h}} = \frac{X_h \beta}{\hat{\sigma}_{e,h}} + \frac{e_h}{\hat{\sigma}_{e,h}} \quad (2.23)$$

Die geschätzten Koeffizienten $\hat{\beta}$ und $\hat{\Theta}$ werden anschließend verwendet, um das erwartete Haushaltseinkommen sowie die erwartete Varianz des Haushaltseinkommens

zu ermitteln:

$$\begin{aligned}\hat{E}[\ln i_h | X_h] &= X_h \hat{\beta} \\ \hat{V}[\ln i_h | X_h] &= \sigma_{e_h}^2 = X_h \Theta\end{aligned}\tag{2.24}$$

Die Varianz und der Erwartungswert des Haushaltseinkommens sind nun als Verteilungsparameter des Haushaltseinkommens ermittelt. Um unter Verwendung dieser Parameter die Vulnerabilität bzw. Armutswahrscheinlichkeit zu ermitteln, muss eine Verteilungsannahme getroffen werden. Chaudhuri (2003) folgt der in der Literatur häufig vorzufindenden Annahme eines normalverteilten logarithmierten Einkommens (vgl. u.a. Deaton 1997).

Unter der Annahme, dass der Logarithmus des Haushaltseinkommens normalverteilt ist, kann nun unter Verwendung der geschätzten Verteilungsparameter die Vulnerabilität des Haushalts, in Form eines Schätzwertes für die mögliche zukünftige Armut des Haushalts, errechnet werden. Verwendet man z als minimal akzeptables Einkommen bzw. Armutsgrenze, dann ergibt sich unter Verwendung der Verteilungsfunktion der kumulativen Standardnormalverteilung die Wahrscheinlichkeit, dass ein Haushalt in Zukunft unter die Armutsgrenze fallen könnte aus:

$$v_h = PR(\ln i_h < \ln z | X_h) = \Phi\left(\frac{\ln z - X_h \hat{\beta}}{\sqrt{X_h \hat{\Theta}}}\right)\tag{2.25}$$

Um dem Problem einer Fehlspezifikation der Skedastizitätsfunktion zu begeg-

nen, die in Gleichung 2.20 unterstellt wurde, schlagen Cameron und Trivedi (2009) die OLS Schätzung mit den FGLS Gewichten unter Verwendung von White-korrigierten Standardfehlern durchzuführen. Ein Vergleich beider Modelle weist nur sehr geringe Unterschiede in den Signifikanzen und Standardfehlern auf und ist ein Indikator für die Robustheit der Ergebnisse.

Das angewendete Verfahren weist laut Chaudhuri et al. (2002) mehrere Vorteile auf: Einer der Vorteile dieser Methode zur Berechnung von Vulnerabilitätswerten auf Basis von Regressionsergebnissen liegt darin, dass die Varianz des Einkommens, wie erwähnt, direkt von den Haushaltscharakteristiken abhängig ist. Somit kann die Varianz des Einkommens zwischen den Haushalten variieren und muss nicht, wie bei anderen Methoden, als konstant angenommen werden. Dies impliziert auch, dass zwischen dem Mittelwert des Einkommens und dessen Varianz keine monotone Abhängigkeit besteht und beide unabhängig von einander schwanken können. Da ein Haushalt durchaus arm sein und somit trotz eines niedrigen Durchschnittseinkommen, eine hohe Varianz des Einkommens aufweisen kann, bildet diese Eigenschaft des Modells die Realität besser ab. Weiterhin wird durch die Korrektur der geschätzten Varianz ein möglicherweise vorliegender Mess- bzw. Erhebungsfehler in den Daten bereinigt. Wie bereits an mehrfacher Stelle erwähnt, kann das Vorliegen eines solchen Messfehlers zu Heteroskedastie und einer Verzerrung der geschätzten Werte nach oben führen. Meist betrifft dies die Schätzung des durchschnittlichen Einkommens. Die Korrektur beseitigt ebenso die Auswirkungen unbeobachteter aber deterministischer Effekte, denen ein Haushalt ausgesetzt sein kann. Dies bezieht sich ebenso auf unbeobachtete geographische Ereignisse mit Auswirkungen auf das Haushaltseinkommen. Jedoch bleibt, wie bereits erwähnt, die Aussagekraft der Kennziffern aufgrund der verfügbaren Daten und notwendigen

Annahmen eingeschränkt.

2.7.2 Ergebnisse

Die Schätzungen der Vulnerabilität beruhen auf den Haushaltsdaten der Shenzhen Haushaltsbefragung 2005. Als erklärende Variablen wurden dieselben Variablen gewählt, die zur Erklärung der Armut herangezogen wurden. Aufgrund der engen Verknüpfung zwischen Armut und Vulnerabilität erscheint es sinnvoll, die bereits erprobten Modellvariablen zu verwenden.¹⁷

Starke Gefährdung

Im folgenden Schritt wird mit Hilfe der geschätzten Werte der Varianz und des Mittelwerts die Vulnerabilität des Haushalts mittels der kumulativen Standardnormalverteilung berechnet. Als Armutsgrenze fungiert der offizielle Mindestlohn in Shenzhen. Die durchschnittliche Vulnerabilität aller Haushalte ist dann 0,22 mit einer Standardabweichung von 0,23. Wählt man einen Vulnerabilitätswert von 0,5 als Grenzwert, um einen Haushalt als verwundbar zu bezeichnen, dann gelten 16,6% der Haushalte in Shenzhen als gefährdet bzw. verwundbar. Dies steht einem Wert von 15,9% der Haushalte gegenüber, die unterhalb der Armutsgrenze leben und somit im klassischen Sinne als arm gelten. Ein Vulnerabilitätsgrenzwert von 0,5 besagt, dass ein Haushalt eine Wahrscheinlichkeit von 50% oder größer, hat in der Zukunft arm zu sein. Die Festlegung einer 50% Grenze ist zwar gewissermaßen willkürlich, wird in der Literatur aber,

¹⁷Für eine genaue Darstellung der Variablen und der Gründe für ihre Berücksichtigung sei auf Tabelle 2.4 verwiesen.

| Kennziffer | Gesamt | Nichtmigranten | Migranten |
|-----------------------------------|--------|----------------|-----------|
| Durchschnittliche Vulnerabilität | 0,22 | 0,083 | 0,39 |
| Prozent der gefährdeten Haushalte | 16,6% | 1,07% | 35,3% |
| Quotient Vulnerabilität/Armut | 1,04 | 0,17 | 1,27 |

Tabelle 2.14: Anteile stark gefährdeter Haushalte mit dem Mindestlohn als Armuts-
grenze

nicht zuletzt wegen der intuitiven Zugänglichkeit, als häufigste Grenze gewählt (u.a. Pritchett et al. 2000).

Teilt man die Stichprobe in Migranten und Nichtmigranten auf und berechnet die durchschnittliche Vulnerabilität getrennt, so unterscheiden sich die Werte deutlich. Die städtisch registrierten Nichtmigranten haben eine durchschnittliche Vulnerabilität von 0,083 mit einer Standardabweichung von 0,10. Verwendet man denselben 50% Grenzwert, dann gelten 1,07% der Nichtmigrantenhaushalte als gefährdet. Die Migrantenpopulation weist eine durchschnittliche Vulnerabilität von 0,39 mit einer Standardabweichung von 0,24 auf. Hierbei hat sie einen Anteil von insgesamt 35,3% an gefährdeten Haushalten insgesamt.

Um das Verhältnis von Armut und Vulnerabilität in Shenzhen genauer untersuchen zu können, wurde ebenso der Quotient aus Vulnerabilität und der Armutsquote berechnet (Pritchett et al. 2000). Für die gesamte Population beträgt dieser Quotient 1,04. Für die Nichtmigranten 0,17 sowie für die Migranten 1,27. Je höher dieser Quotient ausfällt, desto gleichmäßiger ist die Vulnerabilität in der entsprechenden Population verteilt. Die Migrantenpopulation weist also eine gleichmäßigere Verteilung der Armutsgefährdung auf. Die Ergebnisse sind in Tabelle 2.14 zusammengefasst.

Die Vulnerabilität der Haushalte wurde, um Robustheit der Ergebnisse gegenüber

| Kennziffer | Gesamt | Nichtmigranten | Migranten |
|-----------------------------------|--------|----------------|-----------|
| Durchschnittliche Vulnerabilität | 0,26 | 0,11 | 0,44 |
| Prozent der gefährdeten Haushalte | 20,6% | 1,07% | 43,7% |
| Quotient Vulnerabilität/Armut | 0,83 | 0,12 | 1,09 |

Tabelle 2.15: Anteile stark gefährdeter Haushalte mit relativer Armutsgrenze ($1/2$ Medianeinkommen)

der Wahl der Armutsgrenze und eine gute Vergleichbarkeit mit den Armutskenziffern zu ermöglichen, ebenso für das halbe Median Einkommen als relative Armutsgrenze berechnet. Die durchschnittliche Vulnerabilität ist, wie zu erwarten, höher als bei den Schätzungen, denen der Mindestlohn zugrunde liegt. Gleiches gilt für die Vulnerabilität in den Subgruppen und den drastischen Unterschieden zwischen ihnen. Die Verteilung der Armutsgefährdung ist in allen Fällen gleichmäßiger.

In einer der wenigen Studien, die vergleichbar sind, kommen Tesliuc und Lindert (2002) bezüglich der Situation der Migranten in Guatemala zu unterschiedlichen Ergebnissen bezüglich der starken Armutsgefährdung. Die durchschnittliche Vulnerabilität beträgt 0.58. 64.1% aller Haushalte sind demnach stark gefährdet. Sie ermitteln eine durchschnittliche Vulnerabilität von 0.57 für Nichtmigranten und 0.75 für Migranten. Die Spanne zwischen beiden Gruppen ist somit ebenso beachtlich, die jeweiligen Niveaus sind jedoch deutlich höher. Die Unterschiede in dem Quotienten aus Vulnerabilität und Armutsquote sind mit 1.15 für Migranten und 1.08 für Nichtmigranten deutlich kleiner. Somit ist die Gefährdung in beiden Gruppen gleichmäßiger verteilt. Dies liegt vor allem jedoch in der weitaus größeren Armut der Nichtmigranten begründet, die mit 54.8% äußerst hoch ist. Alayande (2004) errechnet in Nigeria eine Durchschnittliche Vulnerabilität der Bevölkerung von 68.5 mit 87% stark gefährdeten Haushalten. Der Quotient aus Vulnerabilität und Armut beträgt 1.37. Chaudhuri et al. (2000) errechnet

| Kennziffer | Gesamt | Nichtmigranten | Migranten |
|-----------------------------------|--------|----------------|-----------|
| Prozent der gefährdeten Haushalte | 44,1% | 16,0% | 77,7% |
| Quotient Vulnerabilität/Armut | 2,77 | 1,0 | 4,88 |

Tabelle 2.16: Anteile leicht gefährdeter Haushalte mit dem Mindestlohn als Armuts-
grenze

in Indonesien eine durchschnittliche Vulnerabilität von 0.23, wobei 8% der Haushalte stark gefährdet sind. Leider liegen keine Vergleichsmöglichkeiten mit Schwellen- oder Industriestaaten vor, die eine größere Ähnlichkeit mit Shenzhen aufweisen würden.

Leichte Gefährdung

Der gewählte Grenzwert von 50% für die Gefährdung eines Haushaltes kann auch lediglich als Grenze für eine starke Gefährdung gesehen werden (Chaudhuri et al. 2000). Chaudhuri schlägt die Verwendung eines relativen Wertes als Grenze für die Verwundbarkeit eines Haushaltes vor. Hierbei wird die aktuelle Armutsquote herangezogen. Ist die Wahrscheinlichkeit eines Haushaltes in der Zukunft arm zu sein höher als die aktuelle Armutsquote, gilt er als leicht gefährdet. Legt man diese Definition zu Grunde und errechnet die Anteile der gefährdeten Haushalte in Shenzhen, so ergibt sich, das in Tabelle 2.16 dargestellte Bild.

Wiederum ist die Vulnerabilität unter den Migrantenhaushalten weitaus höher als bei den Nichtmigranten. Ebenso ist die Armutsgefährdung weitaus gleicher verteilt. Festzustellen ist, dass der Anstieg in der Anzahl der gefährdeten Haushalte insbesondere bei den Nichtmigranten besonders hoch ist, wenn die leichte anstatt die starke Armutsgefährdung betrachtet wird. Viele städtisch registrierte Nichtmigranten schei-

nen leicht aber nicht stark armutsgefährdet zu sein. Zwar sind fast zwei Drittel der Migranten leicht gefährdet, es sind jedoch auch bereits ein Drittel stark gefährdet. Vergleicht man den Prozentsatz aller leicht gefährdeten Haushalte mit dem von 37% den Chaudhuri et al. (2000) für Indonesien errechnet, so erscheint die hauptsächlich durch Migranten verursachte leichte Gefährdung hoch.

2.8 Ursachen der Gefährdung

Um zu ermitteln, inwiefern die Haushalte eher aufgrund eines zu geringen Durchschnittseinkommens oder aufgrund einer zu hohen Varianz des Einkommens gefährdet sind, werden die die Vulnerabilität verursachenden Komponenten nun im einzelnen betrachtet. Chaudhuri (2003) schlägt vor, hierzu einen repräsentativen Haushalt zu generieren. Dieser fiktive Haushalt wird mit den Median Werten des Einkommens, der Varianz des Einkommens sowie dem Median der Vulnerabilität ausgestattet. Anschließend werden die Differenzen in den jeweiligen Werten der Variablen der Haushalte zu diesem repräsentativen Medianhaushalt betrachtet. Gruppiert man die Population, so ist es möglich, den maßgeblich die Vulnerabilität verursachenden Faktor zu ermitteln. Die Ergebnisse für die gesamte Population, sowie für die städtisch registrierte und ländlich registrierte Migrantenpopulation, sind in Grafik 2.2 zusammengefasst. Die erste Grafik gibt die Abweichung vom Medianhaushalt an der vertikalen Achse abgezeichnet, die untere an der horizontalen Achse. An der Höhe der Abweichung der jeweiligen Vulnerabilitätskomponente im Vergleich zur Abweichung zu dem Medianhaushalts bzw. den entsprechenden Werten der anderen Gruppe, lässt sich die primäre Quelle für eine

erhöhte oder erniedrigte Vulnerabilität erkennen. Wie erwähnt setzt sich die Vulnerabilität eines Haushaltes aus erwartetem Einkommen oder Varianz des erwarteten Einkommens zusammen. Die Abweichung in der Höhe der Vulnerabilität im Vergleich zum Medianhaushalt ist ebenso abgezeichnet. Betrachtet man beispielsweise in Abbildung 2.2 die obere Grafik, so ist ersichtlich, dass die ländlich registrierten Haushalte ein deutlich niedrigeres erwartetes Einkommen haben als der Medianhaushalt. Dies ist die Hauptquelle für ihre erhöhte Vulnerabilität. Ebenso sieht man, dass die städtisch registrierte Bevölkerung ein deutlich höheres erwartetes Einkommen besitzt als der Medianhaushalt. Die deutlich erhöhte Vulnerabilität der Migrantenhaushalte ist ebenfalls abgezeichnet. Die Varianz des Einkommens ist ebenso höher als bei den Nichtmigranten. Die untere Grafik überträgt den selben Sachverhalt in ein Säulendiagramm bei dem die Unterschiede zum Medianhaushalt auf der Horizontalen Achse abzulesen sind.

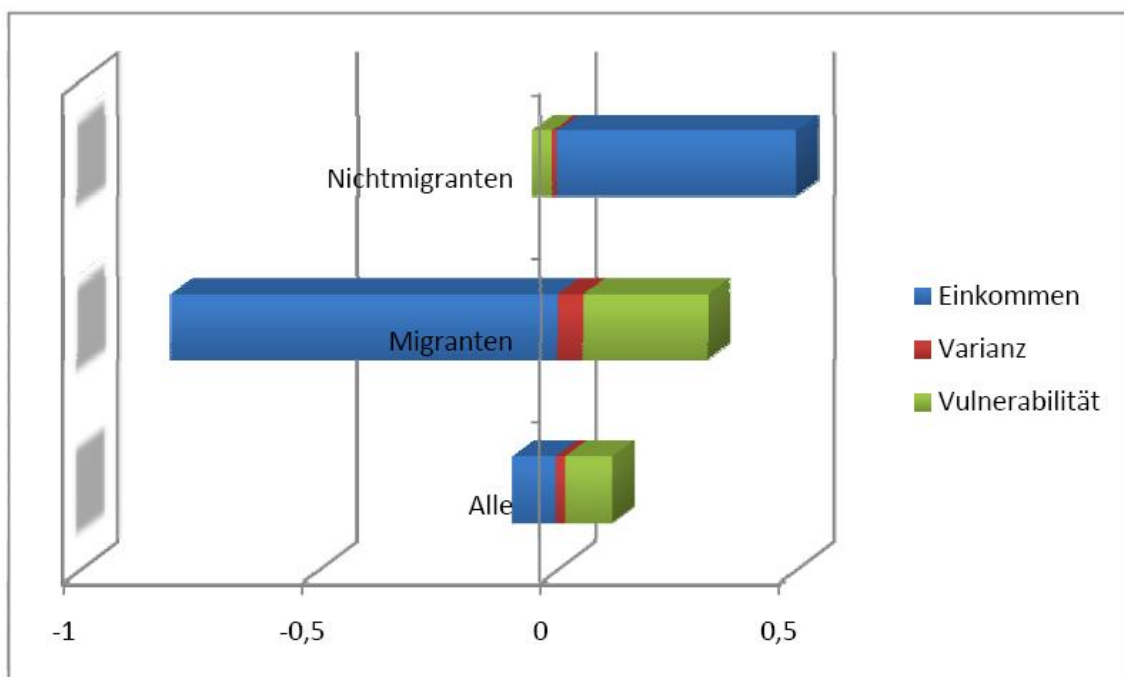
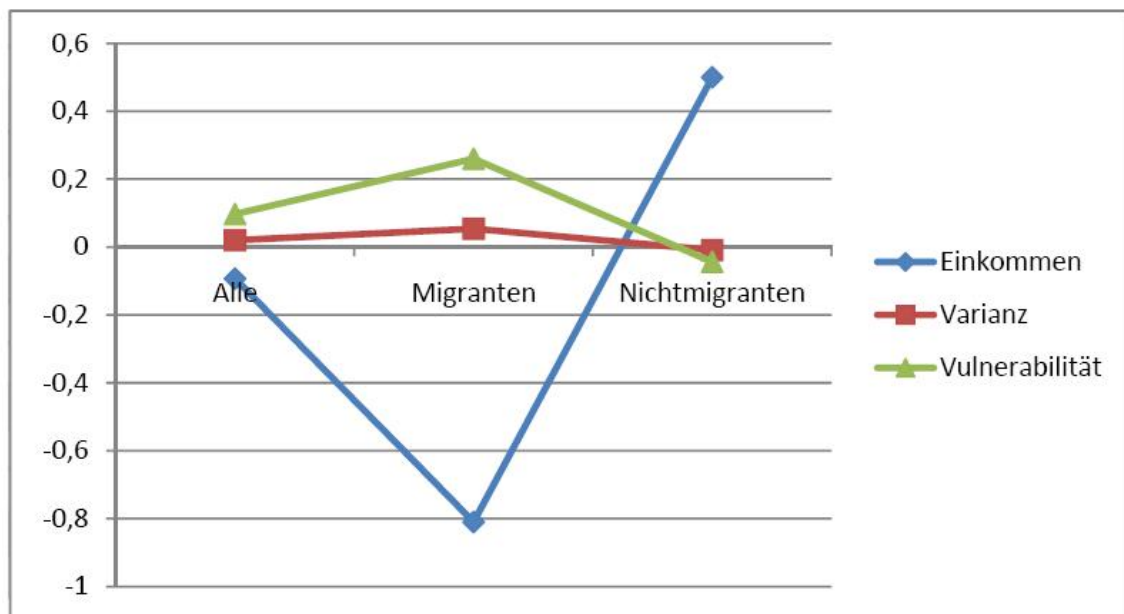


Abbildung 2.2: Unterschiede in den Variablen relativ zum Medianhaushalt mit dem Mindestlohn als Armutsgrenze

Man erkennt, dass die Migranten maßgeblich aufgrund eines geringen Durchschnittseinkommens gefährdet sind. Der durchschnittliche Migrantenhaushalt weist aber ebenso eine höhere Varianz des Einkommens auf als die städtisch registrierten Nichtmigranten. Bezüglich des Einkommens sind die Unterschiede jedoch weit drastischer. Verwendet man die relative Armutsgrenze für die Schätzung der Vulnerabilität werden diese Aussagen bestätigt. Eine zu hohe Varianz als Hauptquelle für Verwundbarkeit ist auch in Indonesien aufzufinden. Chaudhuri (2003) stellt fest, dass 40% der Haushalte aufgrund einer zu hohen Varianz des Einkommens verwundbar sind.

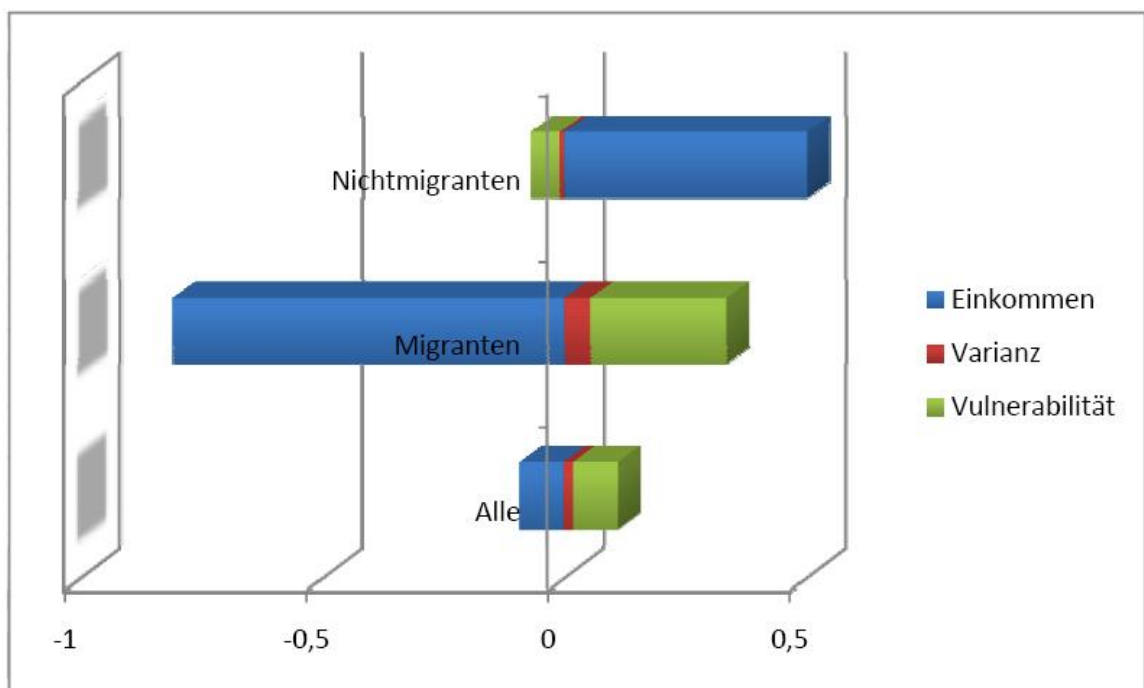
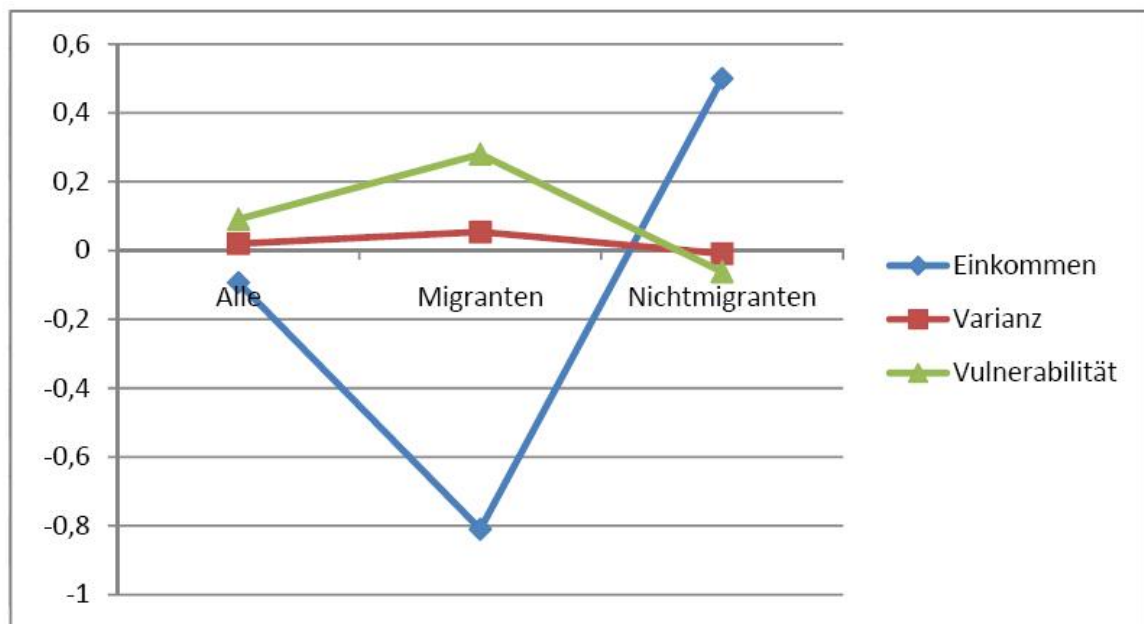


Abbildung 2.3: Unterschiede in den Variablen relativ zum Medianhaushalt mit relativer Armutsgrenze

Die Ergebnisse machen deutlich, dass wenn man ideosynkratische Risiken in ein in die Zukunft gerichtetes Vulnerabilitätsmaß integriert, viele Haushalte in Shenzhen als gefährdet angesehen werden können. Hierbei sind die Unterschiede zwischen den Migranten und Nichtmigranten deutlich. Die Migrantenhaushalte weisen im Durchschnitt eine weitaus höhere Vulnerabilität auf. Sie ist auch gleichmäßiger zwischen den Haushalten verteilt. Die Vulnerabilität wird maßgeblich durch ein zu niedriges Einkommen verursacht. Das geringe Durchschnittseinkommen sowie die geringe Einkommensstreuung in dieser Gruppe sind vereinbar mit diesen Ergebnissen. Bezüglich der Nichtmigranten lässt sich eine Konzentration der Gefährdung auf eine relativ kleine Gruppe feststellen. Jedoch steigt die Anzahl der verwundbaren Haushalte drastisch an, wenn schwache anstatt starke Armutsgefährdung betrachtet wird.

2.9 Zusammenfassung der Armutsgefährdungssituation

Die Bekämpfung der Armut ist ein wichtiges Thema in den meisten Entwicklungs- und Schwellenländern. Da die klassischen Armutsmaße nur ein ex-post Bild der vorhandenen Armut liefern, sind sie zur Entscheidungsunterstützung bei Armutsbekämpfungsmaßnahmen nicht optimal geeignet. Vulnerabilitätsmaße auf der anderen Seite ermöglichen im Optimalfall eine dynamische, in die Zukunft gerichtete Analyse, wie sie mit den klassischen Armutsmaßen nicht möglich ist. Da es sich bei der Shenzhen Haushaltsbefragung 2005 lediglich um einen Querschnitt Datensatz handelt, wird eine neue, jedoch eingeschränkte, Methodik zur Ermittlung von Vulnerabilitätskennziffern aus Querschnittsdaten verwendet. Da der Datensatz eine getrennte Betrachtung

von Migranten und Nichtmigranten ermöglicht, werden die Unterschiede zwischen beiden Gruppen betrachtet. Die empirische Analyse legt offen, dass Migrantenhaushalte weitaus gefährdeter sind als Nichtmigrantenhaushalte. Mehr als ein Drittel der Migrantenhaushalte gelten als gefährdet im Vergleich zu etwas mehr als einem Prozent der Nichtmigrantenhaushalte. Die Vulnerabilität unter den Migrantenhaushalten ist gleichmäßiger verteilt und wird maßgeblich durch ein zu geringes Durchschnittseinkommen verursacht. Im Vergleich zu den Migranten steigt die Anzahl der leicht gefährdeten Haushalte bei den städtisch registrierten Nichtmigranten deutlich stärker an. Die berechneten Vulnerabilitätswerte deuten auf die Möglichkeit einer steigenden Armut unter den Migranten hin. Maßnahmen, die das Durchschnittseinkommen der Migranten erhöhen, würden zu einer Reduktion ihres Armutsrisikos stark beitragen. Da die Gefährdung unter den Migranten relativ gleich verteilt ist, sollten Politikmaßnahmen möglichst auf alle Migrantenhaushalte gerichtet sein. In Bezug auf die Nichtmigranten wären einzelne, gezielte Maßnahmen für gefährdete Haushalte am sinnvollsten.

Fazit

Ungleiche Einkommensverteilung, Armut und Vulnerabilität sind eng miteinander verknüpfte Phänomene. Je nach Schwerpunkt der Analyse, werden die unterschiedlichen Eigenschaften einer Einkommensverteilung mit den entsprechenden Methoden analysiert, um die entsprechende Forschungsfrage zu beantworten. Diese Arbeit beleuchtet alle drei Aspekte der Einkommensverteilung in Shenzhen, um ein möglichst vollständiges Bild von den Lebensumständen der Bewohner zu liefern. Hierbei wurde klar, dass das rasante Wachstum von Shenzhen und die damit verbundenen Wohlfahrtsgewinne nicht alle Teile der Bevölkerung gleichermaßen haben profitieren lassen. Insbesondere die Land-Stadt Migranten, die in großen Mengen in diese urbane Agglomeration wanderten und ihr schnelles Wachstum erst ermöglichten, sind in vielerlei Hinsicht schlechter gestellt als die städtisch registrierte Urbevölkerung. Der durch das Hukou System festgelegte Registrierungsstatus wirkt sich für Migranten äußerst negativ aus. Zwar ist das Einkommen in Shenzhen generell äußerst ungleich verteilt, doch ist die Gruppe der Migranten besonders benachteiligt. Ihr Durchschnittseinkommen ist deutlich ge-

ringer und die Renditen, die Migranten für ihre formale Bildung generieren können, sind im Durchschnitt deutlich niedriger. Ein deutliches Maß an Lohndiskriminierung ist erkennbar. Die Faktoren, die Einkommen generieren, unterscheiden sich substantiell zwischen Migranten und Nichtmigranten.

Migranten haben nicht nur ein geringeres Einkommen als Nichtmigranten, sondern sind auch deutlich ärmer. Zwar ist die absolute Armut in Shenzhen sehr gering, was als ein sehr positives Ergebnis des Wachstumsprozesses und der damit einhergegangenen Politikmaßnahmen gewertet werden sollte. Die relative Armut ist jedoch substantiell und weitaus präsenter bei den Migranten. Die Faktoren, die Armut verursachen als auch die Faktoren die das Einkommen der Armen determinieren sind äußerst unterschiedlich in beiden Gruppen. Auch bei der Zerlegung der Armutsregressionen lässt sich ein großes Maß an Diskriminierung gegen Migranten feststellen.

Die Betrachtung der Vulnerabilität in Shenzhen schließt die Analyse ab, indem sie sowohl einen Blick in die Zukunft als auch eine Einbeziehung der Einkommensschwankungen an sich ermöglicht. Es zeigt sich, dass starke Armutsgefährdung bei Migranten weitaus ausgeprägter ist. Bei der urbanen Urbevölkerung ist die Abweichung von der gemessenen Armut minimal, wobei die Gefährdung bei den Migranten deutlich höher ist als die gemessenen Armut. Legt man eine relative Gefährdungsgrenze zu Grunde und erfasst die schwach gefährdeten Haushalte, so sind auch unter den Nichtmigranten nicht unerheblich viele Haushalte gefährdet. Insbesondere steigt die Anzahl der gefährdeten Haushalte bei den Nichtmigranten beim Wechsel der Gefährdungsgrenze stärker an. Allgemein ist die Armutsgefährdung unter den Migranten deutlich gleichmäßiger verteilt.

Insgesamt lässt sich feststellen, dass Maßnahmen seitens der Politik, die Ungleichheit und Armut bekämpfen wollen, insbesondere bei den Migranten ansetzen sollten. Gezielte Maßnahmen, um ihr Einkommen zu stärken, Bildung zu fördern und die Schwankungen in ihrem Einkommen einzudämmen, würden einen großen Beitrag zur Verbesserung ihrer Wohlfahrt leisten. Ebenso wäre das generelle Überdenken des Registrierungssystems sinnvoll, da es Diskriminierung erleichtert. Da Shenzhen oftmals als herausragendes Beispiel und Vorbild für die Entwicklung anderer Städte in Festlandchina gesehen wird, sind die Probleme, die hier erkannt und gelöst werden von großer Bedeutung für die Entwicklung in China insgesamt.

Literaturverzeichnis

- Alayande, B. (2004), A quantitative and qualitative assessment of vulnerability to poverty in Nigeria, Paper submitted for presentation of CSAE Conference on Poverty reduction, Growth and Human Development in Africa, March, 2004.
- Alwang, J., et al. (2002), Vulnerability as Viewed from Different Disciplines, International Symposium Sustaining Food Security and Managing Natural Resources in Southeast Asia, 2002, Chiang Mai, Thailand.
- Amemiya, T. (1977), The maximum likelihood estimator and the non-linear three stage least squares estimator in the general nonlinear simultaneous equation model, *Econometrica*, 45, 955-968.
- Appleton, S., et al. (2008), Growing out of Poverty: Trends and Patterns of Urban Poverty in China 1988-2002, IZA Working Paper No. 3459.
- Appleton, S. (1996), Women headed households and household welfare: An empirical deconstruction for Uganda, *World Development*, 24 (12), 1811-1827.

- Bauer, K., Sinning, M. (2006), An Extension to the Blinder-Oaxaca Decomposition to Non- Linear Models, RWI Discussion Paper No. 49.
- Becker, G.S. (1962), Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis, Journal of Political Economy, 70, 9-49.
- Becker, G.S., Chiswick, B.R. (1966), The Economics of Education. Education and the Distribution of Income, American Economic Review, 56(2), 358-369.
- Bishop, J.A., et al. (2005), Economic transition, gender bias, and the distribution of earnings in China, Economics of Transition, 13(2), 239-259.
- Bian, Y., Ang, S. (1997), Guanxi Networks and Job Mobility in China and Singapore, Social Forces, 75(3), 981-1005.
- Blinder, A. (1973), Wage discrimination: Reduced form and structural estimates, Journal of Human Resources, 8(4), 436-455.
- Bourguignon, F. (1979), Decomposable Income and Inequality Measures, Econometrica, 47(4), 901-920.
- Bourguignon, F. (2004), The Poverty-Growth-Inequality Triangle, Working Paper presented at the Indian Council for Research on International Economic Relations, New Delhi.
- Brandt, L., Holz, A. (2006), Spatial Price Differences in China: Estimates and Implications, Economic Development and Cultural Change, University of Chicago, Chicago.

- Breusch, T., Pagan, A. (1979), A simple test for heteroskedasticity and random coefficient variation, *Econometrica*, 87, 115-143.
- Cameron, C., Trivedi, P. (2008), *Microeconometrics methods and applications*, Cambridge.
- Cameron, C., Trivedi, P. (2009), *Microeconometrics using Stata*, Stata Press.
- Cao, Y., Nee, V. (2005), Remaking Inequality: Institutional Change and Income Stratification in Urban China, *Journal of the Asia Pacific Economy*, 10(4), 463-485.
- Card, D. (1999), The Causal Effect of Education on Earnings, Center of Labor Economics, University of California, Berkeley, Working Paper No. 2.
- Card, D. (2001), Estimating the Returns to Schooling: Progress on Some Persistent Econometric Problems, *Econometrica*, 69(5), 1127-1160.
- Chaudhuri, S. (2003), Assessing vulnerability to poverty: concepts, empirical methods and illustrative examples, Columbia University.
- Chaudhuri, S., et al. (2002), Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-sectional Data: A Methodology and Estimates from Indonesia, Columbia University Discussion Paper Series, Paper 0102-52.
- Chen, A., Coulson, N.E. (2002), Determinants of Urban Migration: Evidence from Chinese Cities, *Urban Studies*, 39(12), 2189-2197.
- Chen, X., Sun, J. (2006), Sociological Perspectives on Urban China: From Fami-

- liar Territories to Complex Terrains, *China Information*, 20(3), 519-551.
- Chiswick, B.R. (2006), Jacob Mincer, Experience and the Distribution of Earnings, in: Grossbard-Shechtman, S. (Ed.), *Jacob Mincer: A Pioneer of Labor Economics*, Springer Publishing, 109-126.
 - Chow, G. (1960), Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions, *Econometrica*, 38, 591-605.
 - Coudouel, A., et al. (2002), Poverty Measurement and Analysis. PRSP Sourcebook Chapter 1, World Bank, Washington. URL: [http : //go.worldbank.org/3I8LYLXO80](http://go.worldbank.org/3I8LYLXO80)
 - Cowell, F.A. (1980), On the Structure of Additive Inequality Measures, *Review of Economic Studies*, 47, 521-531.
 - Cowell, F.A. (1981), Generalized Entropy and the Measurement of Distributional Change, *European Economic Review*, 13, 147-159.
 - Cowell, F.A. (1995), *Measuring Inequality*, 2nd ed, Prentice Hall.
 - Cowell, F.A. (2000), Measurement of Inequality, in: *Handbook of Income Distribution*, Vol.1, Elsevier Science.
 - Cowell, F.A. (2008), Inequality Measurement, *The New Palgrave Dictionary of Economics*, Second Edition, The New Palgrave Dictionary of Economics Online.
 - Cowell, F.A., Kuga, K. (1981), Additivity and the Entropy Concept: An Axiomatic Approach to Inequality Measurement, *Journal of Economic Theory*, 25, 131-143.

- Deaton, A. (1997), *The Analysis of Household Surveys*, The World Bank, Washington.
- Du, Y., et al. (2005), Migration and rural poverty in China, *Journal of Comparative Economics*, 33, 688-709.
- Fan, C. (2001), Migration and labor-market returns in urban China: Results from a recent survey in Guangzhou, *Environment and Planning*, 33, 479-508.
- Foster, J. (2006), Poverty Indices, in: *Poverty inequality and development*, Springer Publishing, 41-66.
- Foster, J.E., J. Greer, E. Thorbecke (1984), A Class of Decomposable Poverty Indices, *Econometrica* 52, pp.761-766.
- Gerber, T. P. (2000), Membership Benefits or Selection Effects? Why Former Communist Party Members Do Better in Post-Soviet Russia, *Social Science Research*, 29(1), 25-50.
- Gravemeyer, S., Gries, T., Xue, J. (2011-1), Income Determination and Income Discrimination in Shenzhen, *Urban Studies*, Accepted 2009 and Forthcoming
- Gravemeyer, S., Gries, T., Xue, J. (2011-2), Poverty in Shenzhen, *Rising China in a changing world economy*, Rutledge, Accepted 2010 and Forthcoming April 2011
- Gravemeyer, S., Gries, T., Xue, J. (2008), Discrimination, Income Determination and Inequality – The case of Shenzhen, CIE Working Paper, 2008, published

later in Urban Studies as Income Determination and Income Discrimination in Shenzhen

- Greene, H. (2003), *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Pearson Education.
- Griliches, Z. (1977), Estimating the Returns to Schooling: Some Econometric Problems, *Econometrica*, 45(1), 1-22.
- Grootaert, C., Braithwaite, J. (1998), Poverty Correlates and Indicator based Targeting in Eastern Europe and the Former Soviet Union, Policy Research Working Paper 1942, The World Bank, Washington.
- Grootaert, C. (1997), The determinants of poverty in Cote d'Ivoire in the 1980s, *Journal of African Economics*, 6(2), 169-196.
- Guo, W., Feng, Y. (2007), Special Economic Zones and Competitiveness, PRM Policy Note, Asian Development Bank.
- Gustafsson, G., et al. (2006), Can a subjective poverty line be applied to urban China? Assessing poverty among urban residents in 1999, *Unemployment, Inequality and Poverty in Urban China*, Routledge, New York.
- Harmon, C., et al. (2001), Introduction to Education and earnings in Europe – A cross country analysis of returns to education. Edward Elgar Press.
- Harmon, C., et al. (2003), The Returns to Education: Microeconomics, *Journal of Economic Surveys*, 17 (2), 115- 155.
- Heckman, J., Li, X. (2003), Selection Bias, Comparative Advantage and Hete-

ogeneous Returns to Education: Evidence from China in 2000, IZA Discussion Papers 829, Institute for the Study of Labor (IZA).

- Hughes, J., Maurer-Fazio, M. (2002), Effects of Marriage, Education and Occupation on the Female/Male Wage Gap in China, *Pacific Economic Review*, 7(1), 137-156.
- Hussain, A. (2003), *Urban Poverty in China: Measurement, Patterns and Policies*, International Labour Organization, Geneva.
- Jadotte, E. (2010), *Vulnerability to Poverty: A Microeconometric Approach and Application to the Republic of Haiti*, Working Paper, Departament d'Economia Aplicada.
- Jian, T., et al. (1996), Trends in Regional Inequality in China, *China Economic Review*, 7(1), 1-21.
- Johnston, J., Dinario, J. (1997), *Econometric Methods*, McGraw-Hill.
- Judge, G., et al. (1988), *Introduction to the theory and practice of econometrics*, Wiley.
- Khan, A. (2008), Growth, Inequality and Poverty A Comparative Study of China's Experience before and after the Asian Crisis, in: *Inequality and Public Policy in China*, 145-181, Cambridge.
- Khan, A. (1998), Poverty in China in the era of globalization, *Issues in Development Discussion Paper 22*, International Labour Organization, Geneva.

- Knight, J., Song, L. (2003), Increasing Urban Wage Inequality in China. Extent, elements and evaluation, *Economics of Transition*, 11(4), 597-619.
- Knight, J., Song, L. (1999), *The rural urban divide: Economic disparities and interactions in China*, Oxford University Press, Oxford.
- Lam, K. (2003), *Earnings Advantage of Party Members in Urban China*, Working Paper, Business Research Centre, Hong Kong Baptist University, Hong Kong.
- Lemieux, T. (2006), The 'Mincer Equation' thirty years after 'Schooling, Experience and Earnings', in: Grossbard-Shechtman, S. (Ed.), *Jacob Mincer: A Pioneer of Modern Labour Economics*, Springer Publishing, 127-145.
- Li, H., et al. (2006), Relative earnings of husbands and wives in urban China, *China Economic Review*, 17, 412-431.
- Li, S. (2006), *Rising poverty and its causes in urban China*, Unemployment, Inequality and Poverty in Urban China, Routledge, New York.
- Ligon E., Schechter, L. (2003), Measuring Vulnerability, *Economic Journal*, Royal Economic Society, 113(486), 95-102.
- Liu, P., et al. (2004), Occupational segregation and wage differentials between natives and immigrants: evidence from Hong Kong, *Journal of Development Economics*, 73, 395-413.
- Liu, Z. (2005), Institution and inequality: the hukou system in China, *Journal of Comparative Economics*, 33, 133-157.

-
- Lu, Z., Song, S. (2006), Rural-urban migration and wage determination: The case of Tianjin, China, *China Economic Review*, 17, 337-345.
 - Mazumdar, J. (1981), *The Urban Labor Market and Income Distribution: A Study of Malaysia*, Oxford University Press, Oxford.
 - Meng, X. et al. (2008), China's Urban Poverty and its Contributing Factors 1986-2000, in: *Understanding Inequality and Poverty in China Methods and Applications*, 219-249, Helsinki.
 - Meng, X. (2004), Economic restructuring and income inequality in urban China, *Review of Income and Wealth*, Series 50, 3, 357-379.
 - Meng, X., Zhang, J. (2001), The Two-Tier Labor Market in Urban China, *Journal of Comparative Economics*, 29, 485-501.
 - Mincer, J. (1958), Investment in Human Capital and Personal Income Distribution, *Journal of Political Economy*, 66, 281-302.
 - Mincer, J. (1962), On-the-Job Training: Costs, Returns and Some Implications, *Journal of Political Economy*, 70, 50-79.
 - Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York: Columbia University Press for the National Bureau of Economic Research.
 - Mouw, T. (2003), Social Capital and Finding a Job: Do Contacts Matter? *American Sociological Review*, 68, 868-898.
 - Murphy, K.M., Welch, F. (1990), Empirical Age-Earnings Profiles, *Journal of*

- Labor Economics, 8(2), 202-229.
- Ng, Y.C. (2004), Economic development, human capital, and gender earnings differentials in China, *Economics of Education Review*, 23(6), 587-603.
 - Ng, Y. C. (2007), Gender Earnings Differentials And Regional Economic Development in Urban China 1988-97, *Review of Income and Wealth, Series 53*, 1, 148-166.
 - Oaxaca, R. (1973), Male-female wage differentials in urban labour markets, *International Economic Review*, 9(3), 693-709.
 - Oaxaca, R., Ransom, R. (1994), On discrimination and the decomposition of wage differentials, *Journal of Econometrics*, 61, 5-21.
 - Park, J. (1994), Returns to schooling: A peculiar deviation from Linearity, Princeton University Industrial relations section Working Paper 335.
 - Park, A., et al. (2004) Is migration helping China's poor?, Paper presented at the conference on Poverty, Inequality, Labour Market and Welfare Reform in China, 25-27 August, Australian National University, Canberra.
 - Psacharopoulos, G., Patrinos, A. (2002), Returns to Investment in Education: a Further Update, The World Bank Working Paper 2881.
 - Pritchett, L., et al. (2000), Quantifying vulnerability to poverty: a proposed measure with application to Indonesia, Worldbank Policy Research Paper 2437.
 - Raghav, G., Imai, K. (2009), Measuring vulnerability and poverty: Estimates

- for rural India, *Vulnerability in Developing Countries*, United Nations University Press, Tokyo, 13-54.
- Ravallion, M., Chen, S. (2004), *China's (uneven) Progress against Poverty*, World Bank Policy Research Paper No. 3408.
 - Ravallion, M. (1996), *Issues in modelling poverty*, *The Economic Journal*, 106, 1328-1343.
 - Ravallion, M. (1993), *Poverty Comparisons: A guide to concepts and methods*, LSMS Working Paper 88, The World Bank, Washington D.C.
 - Sen, A. (1976), *Poverty: An Ordinal Approach to Measurement*, *Econometrica*, 44, 219-31.
 - Shorrocks, A.F. (1980), *The Class of Additively Decomposable Inequality Measures*, *Econometrica*, 48, 613-626.
 - Shu, X. (2005), *Market Transition and Gender Segregation in Urban China*, *Social Science Quarterly*, 86, 1299-1323.
 - Sicular, T., et al. (2007), *The Urban–Rural Income Gap And Inequality In China*, *Review of Income and Wealth*, 53(1), 93-126.
 - Sklair, L. (1991), *Problems of Socialist Development: the Significance of Shenzhen Special Economic Zone for China's Open Door Development Strategy*. *International Journal of Urban and Regional Research*, 15, 197–215
 - Song, S., et al. (2009), *Urban Poor in China*, *The Chinese Economy*, 18 42(4),

44-62.

- Tanzi, V. (1998), Fundamental Determinants of Inequality and the Role of Government, IMF Working Paper 98/178.
- Tesliuc, A., Lindert K. (2002), Vulnerability: A Quantitative and Qualitative Assessment, Wolrdbank Guatemala Poverty Assessment Program.
- Theil, H. (1967), Economics and Information Theory, North Holland Publishing.
- Thomas, S. (2003), A Macro-Level Methodology for Measuring Vulnerability to Poverty, with a Focus on MENA Countries, Presentation for the Fourth Annual Global Development Conference Globalization and Equity Cairo, Egypt, January 21, 2003.
- Wan, A. (2006), On discrimination and the status of immigrants in the Hong Kong labour market, Economic Bulletins, 10(6), 1-17.
- White, H. (1980), A heteroskedasticity consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity, Econometrica, 48, 817-838.
- Wößmann, L. (2003), Specifying Human Capital. Journal of Economic Surveys, 17: 239–270.
- Wooldrige, J. (2006), Introductory Econometrics A Modern Approach, Thomson Higher Education, Mason.
- Wooldrige, J. (2010), Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, 2nd Edition, MIT Press.

- Worldbank (2010), World Development Report 2010: Development and Climate Change, The Worldbank, New York.
- Worldbank (PRSP), Poverty reduction strategy paper sourcebook, World Bank, Washington, [http : //go.worldbank.org/3I8LYLXO80](http://go.worldbank.org/3I8LYLXO80).
- Xiao, Y. (2002), Determinants of salary growth in Shenzhen, China: an analysis of formal education, on-the-job training, and adult education with a three-level model, *Economics of Education Review*, 21, 557-577.
- Xue, J., Zhong, W. (2003), Unemployment, Poverty and Income Disparity in Urban China, *Asian Economic Journal*, 17 (4), 383-405.
- Yang, D.T. (2005), Determinants of schooling returns during transition: evidence from Chinese cities, *Journal of Comparative Economics*, 33, 244-264.
- Yeung, Y., et al. (2009), China's Special Economic Zones at 30, *Eurasian Geography and Economics*, 2009, 50 (2), 222-240.
- Yueh, L.Y. (2004), Wage Reforms in China During the 1990s, *Asian Economic Journal*, 18(2), 149-164.
- Zheng, B. (1997), Aggregate poverty measures, *Journal of Economic Surveys*, 11 (2), 123-162 .
- Zhang, J., et al. (2005), Economic returns to schooling in urban China, 1988 to 2001, *Journal of Comparative Economics*, 33, 790-752.

Anhang

| | probit_amw b | SF |
|-------------------|-----------------|---------|
| minw_eq_poor | | |
| av_age | 0.001 | (0.001) |
| family_size | -0.007 | (0.010) |
| dpr | 0.044*** | (0.010) |
| av_schooling | -0.016*** | (0.003) |
| infedu (d) | -0.073*** | (0.020) |
| stay | -0.005** | (0.002) |
| male (d) | -0.207* | (0.095) |
| rural (d) | 0.120*** | (0.025) |
| sez (d) | -0.066** | (0.022) |
| soe (d) | 0.046 | (0.036) |
| foreignshare (d) | -0.061** | (0.023) |
| self_employed (d) | 0.011 | (0.022) |
| _cons | | |
| N | 1026.000 | |
| r2_p | 0.207 | |

Tabelle 2.17: Regressionsergebnisse der Probit Regression unter Verwendung des Mindestlohnes als Armutsgrenze. Alle Haushalte

| | probit_urmw | |
|-------------------|-------------|---------|
| | b | SF |
| minw_eq_poor | | |
| av_age | 0.000 | (0.000) |
| family_size | -0.012 | (0.007) |
| dpr | 0.012* | (0.006) |
| av_schooling | -0.005* | (0.002) |
| infedu (d) | -0.013 | (0.009) |
| stay | -0.003*** | (0.001) |
| male (d) | -0.055 | (0.048) |
| sez (d) | -0.020 | (0.013) |
| soe (d) | 0.004 | (0.013) |
| foreignshare (d) | -0.013 | (0.009) |
| self_employed (d) | 0.014 | (0.014) |
| _cons | | |
| N | 559.000 | |
| r2_p | 0.268 | |

Tabelle 2.18: Regressionsergebnisse der Probit Regression unter Verwendung des Mindestlohnes als Armutsgrenze. Städtisch registrierte Haushalte.

| | probit_rmw | |
|-------------------|------------|---------|
| | b | SF |
| minw_eq_poor | | |
| av_age | 0.005 | (0.003) |
| family_size | 0.027 | (0.021) |
| dpr | 0.093*** | (0.028) |
| av_schooling | -0.029*** | (0.007) |
| infedu (d) | -0.162* | (0.063) |
| stay | -0.003 | (0.004) |
| male (d) | -0.312 | (0.171) |
| sez (d) | -0.093* | (0.045) |
| soe (d) | 0.190 | (0.099) |
| foreignshare (d) | -0.111 | (0.073) |
| self_employed (d) | -0.009 | (0.046) |
| _cons | | |
| N | 467.000 | |
| r2_p | 0.098 | |

Tabelle 2.19: Regressionsergebnisse der Probit Regression unter Verwendung des Mindestlohnes als Armutsgrenze. Migrantenhaushalte

| | tobit_amw | |
|-------------------|-----------|---------|
| | b | SF |
| model | | |
| av_age | -0.001 | (0.001) |
| family_size | 0.001 | (0.006) |
| dpr | -0.025*** | (0.005) |
| av_schooling | 0.008*** | (0.002) |
| infedu (d) | 0.045** | (0.015) |
| stay | 0.003*** | (0.001) |
| male (d) | 0.079* | (0.033) |
| rural (d) | -0.062*** | (0.012) |
| sez (d) | 0.032** | (0.010) |
| soe (d) | -0.012 | (0.015) |
| foreignshare (d) | 0.046** | (0.015) |
| self_employed (d) | -0.001 | (0.010) |
| _cons | | |
| sigma | | |
| _cons | | |
| N | 1026.000 | |
| r2_p | 0.226 | |

Tabelle 2.20: Regressionsergebnisse der Tobit Regression unter Verwendung des Mindestlohnes als Armutsgrenze. Alle Haushalte

| | tobit_urmw b | SF |
|-------------------|-----------------|---------|
| model | | |
| av_age | -0.001 | (0.001) |
| family_size | 0.019* | (0.009) |
| dpr | -0.019** | (0.006) |
| av_schooling | 0.008*** | (0.002) |
| infedu (d) | 0.020 | (0.016) |
| stay | 0.005*** | (0.001) |
| male (d) | 0.046 | (0.027) |
| sez (d) | 0.025* | (0.012) |
| soe (d) | 0.003 | (0.015) |
| foreignshare (d) | 0.031 | (0.018) |
| self_employed (d) | -0.014 | (0.012) |
| _cons | | |
| sigma | | |
| _cons | | |
| N | 559.000 | |
| r2_p | 0.304 | |

Tabelle 2.21: Regressionsergebnisse der Tobit Regression unter Verwendung des Mindestlohnes als Armutsgrenze. Städtisch registrierte Haushalte

| | tobit_rmw b | SF |
|-------------------|----------------|---------|
| model | | |
| av_age | -0.002* | (0.001) |
| family_size | -0.015 | (0.008) |
| dpr | -0.042*** | (0.010) |
| av_schooling | 0.010*** | (0.003) |
| infedu (d) | 0.071** | (0.027) |
| stay | 0.002 | (0.002) |
| male (d) | 0.101 | (0.062) |
| sez (d) | 0.036* | (0.017) |
| soe (d) | -0.054 | (0.035) |
| foreignshare (d) | 0.057* | (0.025) |
| self_employed (d) | 0.009 | (0.017) |
| _cons | | |
| sigma | | |
| _cons | | |
| N | 467.000 | |
| r2_p | 0.124 | |

Tabelle 2.22: Regressionsergebnisse der Tobit Regression unter Verwendung des Mindestlohnes als Armutsgrenze. Migrantenhaushalte

| | fgls_test1 | | fgls_test2 | | |
|---------------|------------|---------|------------|--------|---------|
| | b | SF | b | Xmfx_X | SF |
| av_age | -0.004 | (0.003) | -0.004 | | (0.003) |
| family_size | 0.110*** | (0.026) | 0.110*** | | (0.027) |
| dpr | -0.086** | (0.031) | -0.086** | | (0.031) |
| av_schooling | 0.079*** | (0.008) | 0.079*** | | (0.009) |
| infedu | 0.221*** | (0.066) | 0.221*** | | (0.067) |
| stay | 0.014*** | (0.003) | 0.014*** | | (0.003) |
| male | 0.346** | (0.108) | 0.346* | | (0.134) |
| rural | -0.682*** | (0.056) | -0.682*** | | (0.060) |
| sez | 0.272*** | (0.050) | 0.272*** | | (0.049) |
| soe | -0.062 | (0.073) | -0.062 | | (0.075) |
| foreignshare | 0.377*** | (0.087) | 0.377*** | | (0.081) |
| self_employed | -0.105 | (0.056) | -0.105 | | (0.057) |
| _cons | 8.921*** | (0.174) | 8.921*** | | (0.202) |
| N | 1026.000 | | 1026.000 | | |
| r2_p | | | | | |

Tabelle 2.23: Test auf Misspezifikation der Skedastizitätsfunktion

Tabelle 2.24:

| stats | income (I) | Age | schooling | stay | jobchanges | married | friendjob |
|-------|------------|----------|-----------|----------|------------|----------|-----------|
| mean | 50779.46 | 34.62274 | 11.32523 | 8.943634 | .9651685 | .8697183 | .168008 |
| sd | 79384.11 | 9.431422 | 4.137843 | 8.444526 | 1.500684 | .3366978 | .3739675 |
| p50 | 24000 | 33 | 12 | 7 | 0 | 1 | 0 |
| N | 1988 | 1988 | 1974 | 1987 | 1958 | 1988 | 1988 |

Maßzahlen. Mittelwert (mean), Standardabweichung (sd), Median (p50), Anzahl (N)

Tabelle 2.25:

| stats | income (H) | equivincome | av_age | av_schooling | family_size | dpr | self_employed |
|-------|------------|-------------|----------|--------------|-------------|----------|---------------|
| mean | 140759.6 | 61497.11 | 30.34509 | 9.2624 | 3.07197 | .7665237 | .2452652 |
| sd | 656674 | 271387.9 | 9.090807 | 3.498795 | 1.052431 | .9271324 | .4304482 |
| p50 | 50000 | 23391 | 29.1 | 9 | 3 | .5 | 0 |
| N | 1056 | 1056 | 1056 | 1056 | 1056 | 1049 | 1056 |

Maßzahlen. Mittelwert (mean), Standardabweichung (sd), Median (p50), Anzahl (N)

Tabelle 2.26:

| stats | stateshare | foreignshare | male | infedu | commi | sez |
|--------------|-------------------|---------------------|-------------|---------------|--------------|------------|
| mean | .0201207 | .0779678 | .5809859 | .1358149 | .0875252 | .7032193 |
| sd | .1404486 | .2681884 | .4935218 | .3426781 | .2826742 | .456954 |
| p50 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 1 |
| N | 1988 | 1988 | 1988 | 1988 | 1988 | 1988 |

Maßzahlen. Mittelwert (mean), Standardabweichung (sd), Median (p50), Anzahl (N)

| Name & Erwartetes Vorzeichen | Beschreibung |
|--|---|
| $\ln y_i$ | Logarithmiertes Lohneinkommen pro Stunde |
| Humankapital | |
| low (+) | Abgeschlossene Grundschulausbildung |
| sec (+) | Abgeschlossene Sekundärausbildung (Junior High, High School, Technical College) |
| high (+) | Abgeschlossene Tertiärausbildung (Junior College, Universität, Postgraduierte) |
| schooling (+) | Abgeschlossene Schuljahre |
| <i>Potentielle Erfahrung</i> | |
| age (+) | Alter in Jahren |
| agesq (+) | Alter quadriert |
| infedu (+) | Informelle Ausbildung |
| stay (+) | Aufenthalt in Shenzhen in Jahren |
| job_changes (+) | Anzahl der Arbeitsplatzwechsel |
| Persönliche Eigenschaften | |
| male (+) | Indikator Variable für das Geschlecht (Männlich=1) |
| married (+) | Indikator Variable für Familienstand (Verheiratet=1) |
| Soziale Normen und Politikmaßnahmen | |
| rural (-) | Indikator Variable für die Registrierung (Ländlich=1) |
| sez (+) | Indikator Variable für den Wohnort (Innerhalb SEZ=1) |
| commi (+) | Indikator Variable für die Mitgliedschaft in der KP (Mitglied=1) |
| friendjob (+) | Indikator Variable=1 wenn der Arbeitsplatz durch einen Freund beschafft wurde |
| Arbeitsplatz Eigenschaften | |
| stateshare (+) | Indikator Variable=1 für ganzen oder teilweisen Staatsbesitz des Arbeitgebers |
| foreignshare (+) | Indikator Variable=1 für ausländischen Arbeitgeber oder Joint Venture |

Tabelle 2.27: Variablen Beschreibung: Erweitertes Mincermodell

| Name & Erwartets Vorzeichen | Beschreibung |
|--|--|
| $\ln y_i$ | Logarithmiertes jährliches Pro-Kopf Äquivalenzeinkommen (equivincome) |
| Haushaltseigenschaften | |
| av_age (-) | Durchschnittsalter der Haushaltsmitglieder |
| dpr (-) | Abhängigkeitsverhältnis (Alter < 16 & Alter > 65 / 16 >= Alter <= 65) |
| family_size (+) | Anzahl der Familienmitglieder im Haushalt |
| Produktionsfaktoren | |
| av_schooling (+) | Durchschnitt der abgeschlossenen Schuljahre der Haushaltsmitglieder |
| infedu (+) | Haushaltvorsitzender hat informelle Ausbildung genossen |
| male (+) | Indikator Variable für das Geschlecht des Haushaltvorsitzenden (Männlich=1) |
| stay (+) | Aufenthalt des Haushaltvorsitzenden in Shenzhen in Jahren |
| Soziale Normen und Politikmaßnahmen | |
| rural (-) | Indikator Variable für die Registrierung des Haushaltvorsitzenden (Ländlich=1) |
| sez (+) | Indikator Variable für den Wohnort (Innerhalb SEZ=1) |
| Arbeitsplatz Eigenschaften | |
| foreignshare (+) | Indikator Variable=1 für ganzen oder teilweisen Besitz des Arbeitgebers des Haushaltvorsitzenden durch ausländische Firmen |
| soe (+) | Indikator Variable=1 für Staatsbesitz des Arbeitgebers des Haushaltvorsitzenden |
| self_employed (-) | Indikator Variable=1 für Selbständigkeit |

Tabelle 2.28: Variablen Beschreibung: Armutsregressionen