

Size Does Matter.

Körpergröße, Humankapital und Einkommen¹

Von Thomas Gautschi und Dominik Hangartner

Zusammenfassung: Schätzungen bezüglich des auf dem Arbeitsmarkt erzielten Nettoeinkommens basieren normalerweise auf der Mincer-Lohnfunktion. Damit werden das Ausbildungsniveau und die Berufserfahrung als lohnbestimmende Faktoren angesehen. Offenbar ist aber der Arbeitsmarkt nicht nur bereit, Arbeitnehmer entsprechend ihrem Humankapital zu entlohnen, sondern es werden auch »Lohnprämien« für das nicht produktivitätswirksame Merkmal Körpergröße bezahlt. Analysen mit der Schweizerischen Gesundheitsbefragung 2002 (Bundesamt für Statistik) zeigen, dass in der Schweiz für Angestellte Größenprämien von rund 6‰ für Männer und knapp 5‰ für Frauen bezahlt werden. Ähnliche Resultate betreffend des Einflusses der Körpergröße auf das Nettoeinkommen finden sich auch für die USA und, mit gewissen Einschränkungen, für Deutschland. Erklärungsversuche für diese (zumindest aus der Perspektive der Humankapitaltheorie) Irrationalität des Arbeitsmarktes betonen oft, dass Körpergröße Durchsetzungskraft und Erfolg signalisiert und daher entsprechend entlohnt wird. Auch wenn der Zusammenhang zwischen Körpergröße und Durchsetzungskraft (respektive Erfolg) empirisch nicht nachgewiesen ist, so scheint der Schweizer Arbeitsmarkt bei der Bezahlung von Angestellten dies implizit anzunehmen.

1. Einleitung

Ökonomen haben zum Verständnis und zur Erklärung von Einkommensverteilungen über die letzten 50 Jahre verschiedene Modelle vorgeschlagen (für einen einführenden Überblick siehe z.B. Franz 2003; Neal/Rosen 2000). Den meisten Modellen ist gemeinsam, dass Wettbewerb unter den (potentiellen) Arbeitnehmern dazu führt, dass deren Lohn (dem Grenzwertprodukt) ihrer individuellen Produktivität entspricht. Diese Modelle sind zwar hilfreich, wenn es z.B. darum geht, rechtsschiefe Einkommensverteilungen oder Arbeitnehmermobilität zwischen Berufen zu erklären. Von einem empirischen Standpunkt aus ist die genaue Bestimmung der Produktivität einzelner Mitarbeiter als Basis für Lohnentscheide jedoch, falls überhaupt, nur unter hohen Kosten zu erreichen. Zudem erschweren Prinzipal-Agenten-Probleme (z.B. Laffont/Martimort 2002) die Einschätzung der Produktivität (potentieller) Arbeitnehmer. Vor einer Einstellung ist die Festsetzung der Entlohnung auf der Basis der Produktivität somit weitgehend ausgeschlossen. Firmen des realen Arbeitsmarktes sind daher kaum in der Lage, ihre Angestellten (zumindest zu Beginn des Arbeitsverhältnisses) tatsächlich nach deren Produktivität zu entlohnen. Nur in wenigen Ausnahmen (z.B. Akkordlohn) verfügen Arbeitgeber über perfekte Information, welche etliche der in der Theorie diskutierten Anreizprobleme zwischen Arbeitgeber und -nehmer obsolet werden lassen. Dass sich Parteien auf einen Lohn einigen, welcher die Produktivität des Arbeitgebers perfekt widerspiegelt, ist daher eher die Ausnahme.

Für die Erklärung von Lohnbildungsprozessen und damit zur Herleitung eines Modells zur Schätzung von lohnbestimmenden Faktoren sind die Modelle zur Erklärung von Einkommensunterschieden (z.B. Selektionstheorien, Lern-, Sorting- oder Matchingmodelle) daher

1) Eine frühere Version wurde an einer Tagung der Sektion »Modellbildung und Simulation« der Deutschen Gesellschaft für Soziologie in Zürich sowie an Seminaren der Venice International University und der Universität Bern präsentiert. Wir danken den Teilnehmern für hilfreiche Kommentare und Diskussionen sowie Chris Kopp für seine kompetente Forschungsassistenten. Alle Korrespondenz ist zu richten an: Thomas Gautschi, Universität Bern, Institut für Soziologie, Lerchenweg 36, 3000 Bern 9, E-mail: gautschi@soz.unibe.ch.

relativ ungeeignet. Zumindest empirisch stellt sich somit die Frage, welche individuellen Faktoren produktivitätsbestimmend und vom Arbeitgeber objektiv zu erfassen sind. Arbeitgeber haben dieses Problem in der Regel vor dem Vertragsabschluss zu lösen. Das heißt, Unterschiede in der Produktivität potentieller Arbeitnehmer sollten vom Arbeitgeber idealerweise aufgrund von Variablen zu bestimmen sein, welche vor dem Vertragsabschluss zuverlässlich zu erheben sind.² Einen möglichen Ansatz bietet dabei die Humankapitaltheorie (z.B. Becker 1975; Ben-Porath 1967; Mincer 1958; 1970; 1974), welche unterschiedliche Löhne auf unterschiedliche Anforderungen bezüglich der berufsrelevanten Ausbildung und Erfahrung zurückführt. Folgen wir Mincer (1958; 1970; 1974), so heißt dies, dass Lohnunterschiede aufgrund unterschiedlicher Anforderungen an die jeweilige Qualifikation zur Ausübung eines spezifischen Berufes entstehen. Eine längere Ausbildungszeit signalisiert somit höhere Produktivität und der Arbeitgeber kompensiert den Arbeitnehmer daher für seine jeweiligen spezifischen und bereits getätigten Investitionen (d.h. Ausbildung und Berufserfahrung). Mincers theoretische Überlegungen sagen jedoch nicht, welche Arbeitnehmer unter welchen Umständen wieviel in ihr Humankapital investieren (sollten).³

Untersuchungen anhand geeigneter Daten bezüglich Bildungsrenditen, Lohndiskriminierung auf dem Arbeitsmarkt (z.B. Bonjour 1997; Sousa-Poza 2003) oder der Frage, ob sich eine längere Ausbildungszeit trotz verkürzter Lebensarbeitszeit rechnet (z.B. Wolter/Weber 1999), sind relativ zahlreich. Unterstellt wird in der Regel, dass der Arbeitsmarkt Humankapital als Hilfskriterium zur Identifikation der Produktivität von Arbeitnehmern ansieht und dementsprechend entlohnt. Ökonometrische Analysen basieren somit jeweils auf einer (erweiterten) Mincer-Lohnfunktion (Mincer 1974, S.21), wobei zur Erklärung des erzielten Stundenlohns minimal die Ausbildung (linearer Einfluss) und Berufserfahrung (parabolischer Einfluss) herangezogen werden. Allgemeiner gesagt, der (logarithmierte) Nettostundenlohn wird auf Variablen regressiert, welche annahmegemäß positiv mit der Produktivität eines Arbeitnehmers korrelieren. Umgekehrt heißt dies auch, dass persönliche Merkmale der Arbeitnehmer, welche nicht produktivitätswirksam sind, empirisch auch nicht lohnbestimmend sein dürften.⁴ Es finden sich nun aber Hinweise, dass der Schweizer Arbeitsmarkt abhängig Beschäftigte nicht nur entsprechend ihrem Humankapital entlohnt, sondern (zumindest aus der Perspektive der Humankapitaltheorie) auch irrationale »Lohnprämien« für die Körpergröße der Arbeitnehmer bezahlt.⁵ Offenbar unterliegen Arbeitgeber der Annahme, dass größere

-
- 2) Es wird in diesem Zusammenhang vielfach bemerkt, dass der Zugang zu produktivitätsfördernden Institutionen (z.B. Schule, Weiterbildung) nicht allen Individuen gleichermaßen offen steht und sich dies bereits als Diskriminierung auf dem Arbeitsmarkt (discrimination in access) interpretieren lässt. Wir werden in diesem Beitrag jedoch nicht weiter auf die Problematik der Diskriminierung, sei es »in access« oder »in pay«, auf dem Arbeitsmarkt eingehen.
 - 3) Einkommensunterschiede können in zweierlei Hinsichten direkt auf die geleisteten Arbeitsstunden zurückgeführt werden. Erstens verdienen Teilzeitarbeitende anteilmäßig weniger als vollzeiterwerbstätige Personen. Diesem Umstand tragen wir in dieser Untersuchung dahingehend Rechnung, dass wir lediglich die Vollzeiterwerbstätigen in unsere Analysen aufnehmen. Zweitens investieren Personen, welche eher zu Teilzeitarbeit neigen, weniger in ihr Humankapital. Diese Selbstselektion in Berufe, welche eine geringere Qualifikation erfordern, öffnet die »Einkommensschere« zwischen Teil- und Vollzeiterwerbstätigen weiter.
 - 4) Gewisse Arbeitnehmer profitieren von Lohnzulagen, welche nicht mit der Produktivität, jedoch mit zum Teil gesetzlichen Grundlagen erklärt werden können (z.B. Kindergeld, Gefahrenzulage).
 - 5) Selbst mit der Effizienzlohntheorie ließe sich eine Größenprämie theoretisch kaum begründen. Die Effizienzlohntheorie besagt, dass die Arbeitsproduktivität unter anderem auch von der Lohnhöhe abhängen kann. Das heißt, der bezahlte Lohn kann über dem Grenzwertprodukt liegen, so dass der Bonus ein Anreiz zu höherer Produktivität darstellt. Wenn der beobachtet »return to body height« diesem Bonus entspricht, stellt sich aber sofort die Frage, warum nur großgewachsene Arbeitnehmer mit Lohnprämien zu mehr Produktivität angeregt werden sollten?

Menschen produktiver sind. Ein tatsächlicher Zusammenhang zwischen Körpergröße und Produktivität konnte unseres Wissens bisher jedoch nicht nachgewiesen werden.

Vom Standpunkt der Soziobiologie (z.B. Buss 2004; Wilson 2000) kann Körpergröße jedoch durchaus mit Macht und Respekt gleichgesetzt werden. Es darf aber vermutet werden, dass die geltenden Regeln des Tierreichs nicht zwingend auf dem heutigen Arbeitsmarkt eine Entsprechung finden. Dass diese evolutionären Wurzeln unser Denken jedoch noch immer bestimmen, zeigen einige Untersuchungen. So berichten zum Beispiel Young und French (1996), dass größere Menschen als überzeugungskräftiger eingestuft werden. Higham und Carment (1992) zeigten am Beispiel der 1988er Wahlen des Kanadischen Regierungschefs, dass die Körpergröße von Wahlgewinnern als größer eingeschätzt wird als diejenige der Verlierer. Zudem wurde der damalige Gewinner Mulroney nach der Wahl sogar größer eingeschätzt als vor den Wahlen. Umgekehrt wurden die Verlierer dieser Wahl im Nachhinein kleiner eingeschätzt als vor den Wahlen. Die Autoren folgern generell, dass sich größere Menschen eher als Anführer hervortun. Es zeigt sich zum Beispiel auch, dass seit der Gründung der USA im Jahre 1789 gerade mal fünf Präsidenten kleiner waren als der Durchschnitt der weißen männlichen Bevölkerung.⁶ Der letzte in der Reihe der Kleinen war, mit einer Größe von 5'7" (170.18 cm), William McKinley (Präsident 1897-1901). Im Allgemeinen scheint also zu gelten, dass »[t]he perception seems to exist that taller individuals are somehow more capable, able, or competent« (Hensley 1993, S.40).

In diesem Beitrag werden wir den Zusammenhang zwischen Einkommen und Körpergröße auf dem Schweizer Arbeitsmarkt anhand der Daten der Schweizerischen Gesundheitsbefragung 2002 (Bundesamt für Statistik) näher untersuchen. Es handelt sich dabei um die erste solche Analyse für die Schweiz. Im folgenden Abschnitt werden bisherige Befunde, welche einen Zusammenhang zwischen körperlichen Merkmalen und dem auf dem Arbeitsmarkt erzielten Lohn finden, zusammengefasst. Abschnitt 3 bespricht die wichtigsten Merkmale unserer Datenbasis (Schweizerische Gesundheitsbefragung 2002) und erläutert die ökonometrischen Analysemodelle. Die Resultate werden in Abschnitt 4 diskutiert und Abschnitt 5 fasst schließlich kurz zusammen und spricht offene Fragen an.

2. Humankapital und Entlohnung: Empirische Evidenz

Wir unterstellen, dass der Arbeitsmarkt Humankapital als Kriterium zur Identifikation individueller Produktivität und somit als lohnbestimmend ansieht. Unter diesen Annahmen sollten sich die Arbeitnehmer auf diejenigen Stellen verteilen, auf welchen sie aufgrund ihres spezifischen Humankapitals einen relativen (Lohn-)Vorteil erwirken können. Da die Körpergröße jedoch in den seltensten Fällen produktivitätshemmend oder -fördernd ist, sollte sie auch die Selbstselektion auf die jeweiligen Stellen nicht beeinflussen. Es ist zwar relativ einfach, mögliche Ausnahmen von diesem Grundsatz zu finden. Diese dürften aber auf dem uns interessierenden Arbeitsmarkt keine Geltung haben, sondern lediglich auf speziellen Arbeitsmärkten, wie zum Beispiel demjenigen für Berufssportler, Anwendung finden.⁷ Zum Beispiel

6) Eine graphische Darstellung findet sich in Persico/Postlewaite/Silverman (2003). Die genauen Daten zu den Körpergrößen der US-amerikanischen Präsidenten finden sich unter <http://www.uvm.edu/~tshepard/tall.html>.

7) Unsere Datenquelle erlaubt jedoch nicht für die Kontrolle einer möglichen Selbstselektion in bestimmte Berufe aufgrund der Körpergröße. Ausschließen können wir aber mit Sicherheit das Problem kompensierender Lohndifferenziale. Das heißt, dass eine mögliche höhere Entlohnung großgewachsener Personen als Folge ihrer unangenehmen, respektive gefährlichen Arbeit zu erklären wäre. Dies würde zudem die Frage aufwerfen, warum es eine Selbstselektion von großen Leuten in solche Jobs gibt. Ausschließen können wir auch eine Selbstselektion großgewachsener Personen in Studienrichtungen mit hohem Lohnpotential, so dass Bildung positiv mit der Größe korreliert.

kann Körpergröße im Basketball oder Volleyball durchaus mit der Produktivität (d.h. maßgeblicher persönlicher Anteil am Erfolg der Mannschaft) einhergehen. In diesem Fall muss aber wohl auch argumentiert werden, dass gerade im Falle von Basketball- oder Volleyball-spielern die Körpergröße vor allem eine »entry barrier« darstellt, so wie gewisse Berufe einen Hochschulabschluss bedingen. Das heißt, dass somit nur derjenige einen Nutzen für die Mannschaft erzielt, welcher eine bestimmte Körpergröße erreicht.⁸ Ist diese »kritische Grenze« einmal überschritten, sei es im Folgenden dahingestellt, inwiefern sich im Basketball- oder Volleyballsport ein weiterer Zentimeter Körpergröße produktivitätssteigernd auswirkt.

Gerade in der amerikanischen Profibasketball-Liga (NBA; Saison 2002/2003) zeigt sich jedoch trotz einer durchschnittlichen Körpergröße von 201.5 Zentimeter und unter Kontrolle der Effizienz des Spielers (siehe unten) eine »Größenprämie« auf dem Nettolohn.⁹ Unter Kontrolle der Anzahl der NBA-Saisons (linearer und parabolischer Effekt), eines Effizienzindikators und des Alters zeigt sich ein statistisch signifikanter und positiver Effekt der Größe auf den erzielten Lohn von 1% (vgl. TABELLE 1). Neben der Prämie für die Körpergröße zeigen sich signifikant positive Effekte der »Berufserfahrung« sowie des Effizienzindikators der Spieler. Letzterer ist eine von der NBA vorgeschlagene Maßzahl zur Berechnung der Effizienz eines Spielers.¹⁰ Der durchschnittliche NBA-Spieler – mit einer Körpergröße von 201.5 Zentimetern, knapp 5 Jahren Spielerfahrung in der Liga und einem Alter von 27 Jahren – verdiente in der NBA-Saison 2002/2003 knapp 2.28 Millionen US\$. Wäre dieser Spieler nur gerade 5 Zentimeter größer, würde er, bei sonst gleichen Qualifikationen, immerhin 123'261 US\$ mehr pro Jahr verdienen.

Tabelle 1: Einkommen und Körpergrößeneffekt von NBA-Spielern (Saison 2002/2003)

Regressoren	Koeffizienten	t-Wert
Größe	0.010544	2.97
Jahre NBA	0.416130	11.67
Jahre NBA quadriert	-0.017279	-9.23
Effizienz	0.073561	11.35
Alter	-0.080121	-3.51
Konstante	5.074476	5.34
<i>F</i> -Test (5,387) = 186.97 (0.00)		
<i>R</i> ² = 0.6345		

Bemerkung: N=393, Lineare Regression mit robusten Standardfehlern, wobei die Parameter mit der Kleinstquadrat-Methode (OLS) geschätzt wurden. Als abhängige Variable dienen die logarithmierten Stundenlöhne der Spieler in US\$. Die oben stehende Regression wurde auch unter zusätzlicher Kontrolle der Position der Spieler (d.h. Point Guard, Shooting Guard, Small Forward, Power Forward sowie

8) Im umgekehrten Sinne kann man auch »entry barriers« für zu große Menschen finden. Man denke etwa an Pferdejockeys, welche eine »geschlossene Gesellschaft« eher kleingewachsener Männer und Frauen darstellen.

9) Die Daten wurden von den Autoren selber zusammengetragen. Angaben zu den einzelnen Spielern (d.h. zu Körpergröße, Gewicht, Alter, Anzahl gespielter NBA-Saisons, Effizienzindikator, Team sowie Position auf dem Feld) der Saison 2002/2003 finden sich unter www.nba.com. Die Lohndaten wurden von dem USA-Today-Journalisten David DuPree zusammengetragen (vgl. www.usatoday.com/sports/basketball/nba/salaries) und gehen als abhängige Variable »logarithmierter Stundenlohn in Dollars« in unsere Berechnungen ein.

10) Dabei gehen Punkte, Rebounds, Zuspiele, Ballgewinne und Blocks positiv in den Index ein, die Anzahl der Fehlwürfe, die verfehlten Freiwürfe sowie Ballverluste dagegen negativ.

Center) geschätzt. Ein Wald-Test über diese fünf Positionen hat gezeigt, dass durch deren Vernachlässigung kein Bias aufgrund fehlender Variablen entsteht; das heißt, dass die Nullhypothese, dass sämtliche Koeffizienten gemeinsam nicht von Null verschieden sind, nicht abgelehnt werden kann ($F(5, 382) = 0.82, p = 0.5356$).

Trotz Varianz in den Körpergrößen der NBA-Spieler kann man diese als ein relativ homogenes Gut ansehen, das – bei einer durchschnittlichen Größe von 201.5 Zentimeter und einer Korbhöhe von 305 Zentimetern – keine wirklichen und durch den Effizienzindikator nicht absorbierte Produktivitätsgewinne bei überdurchschnittlicher Größe erlauben sollte. Es erstaunt daher schon, dass auch in »extremen« Situationen und unter Kontrolle der Effizienz ein Lohneffekt eines biologischen Merkmales nachweisbar ist, welches vor allem den Zutritt zu einem bestimmten Arbeitsmarkt regeln sollte.

Die Frage, ob und wie sich biologische Merkmale auf dem Arbeitsmarkt (lohnbestimmend) auswirken, ist nicht neu. Untersuchungen dazu sind relativ zahlreich, befassen sich jedoch mit dem »normalen« Arbeitsmarkt und die Resultate weisen mehr oder weniger in die gleiche Richtung. Für die Schweiz liegen jedoch keine entsprechenden Untersuchungen vor. Ausgangspunkt der Argumentationen ist in der Regel eine unterstellte Assoziation zwischen körperlichen Merkmalen und der Produktivität. Das heißt, dass von biologischen Merkmalen auf eventuell unzutreffende Persönlichkeitsmerkmale wie zum Beispiel fehlende Intelligenz, Disziplinlosigkeit oder Motivation geschlossen wird. Dies kann heißen, dass übergewichtige Menschen aufgrund solcher Assoziationen stigmatisiert und diskriminiert werden oder Brillenträger aufgrund der Assoziation »Brille gleich Intelligenz« eventuell ungerechtfertigte Vorteile im Sinne einer unterstellten höheren Produktivität haben (z.B. Harris/Harris/Bochner 1982).

Die meisten Untersuchungen bezüglich körperlicher Merkmale konzentrieren sich auf den Zusammenhang zwischen Übergewicht und (Lohn-)Diskriminierung. Die Resultate sind dabei aber nicht immer widerspruchsfrei. So finden z.B. Register und Williams (1990) in den 1982er Daten des amerikanischen National Longitudinal Survey of Youth (NLSY) einen Lohneffekt für das Sample der 18-25 jährigen adipösen Frauen von minus 12% und für adipöse Männer desselben Samples von minus 5%. Loh (1993) findet dagegen mit denselben Daten keinen Hinweis auf eine Lohndiskriminierung adipöser Frauen oder Männer.¹¹ Weitere Analysen mit verschiedenen Wellen der NLSY-Daten zeigen Effekte von Lohndiskriminierung. Cawley (2000) berichtet Zahlen zu Lohneinbußen für übergewichtige weiße Frauen der Wellen 1981, 1982 und 1985 von etwa 7% bei rund 30 Kilogramm Übergewicht (entspricht der Differenz zwischen dem Median und dem 95% Perzentil), findet aber keinen Effekt für schwarze und hispanische Frauen. Averett und Korenman (1996) finden dagegen mit der Welle von 1988 Lohneinbußen für weiße und hispanische Frauen im Alter zwischen 23 und 31 (welche zudem schon 1981 adipös waren) von maximal 17% im Vergleich mit normalgewichtigen Altersgenossinnen. Mitra (2001) konzentriert sich auf den Unterschied zwischen White-Collar- und Blue-Collar-Arbeiterinnen, wobei erstere eine Lohneinbuße von 0.2% pro Pfund und letztere von 0.14% pro Pfund hinnehmen müssen, unabhängig von der Hautfarbe. Im Gegensatz zu Register und Williams (1990) findet somit keine der erwähnten Studien einen Effekt für übergewichtige oder adipöse Männer.

11) Die Definitionen von Normalgewicht, Übergewicht und Adipositas (Fettleibigkeit) basieren dabei auf dem Body Mass Index ($BMI = (\text{Gewicht in Kilogramm})/(\text{Körpergröße in Metern})^2$). Ein BMI von 20-25 für Männer und 19-24 für Frauen entspricht einem Normalgewicht, alles darunter wird als untergewichtig eingestuft. Übergewichtig sind Männer mit einem BMI zwischen 26 und 29 sowie Frauen mit einem BMI zwischen 25 und 29. Ein BMI von 30 und höher signalisiert für beide Geschlechter Adipositas.

Ein Resultat unserer Analysen mit der Schweizerischen Gesundheitsbefragung 2002 (Bundesamt für Statistik) kann an dieser Stelle vorweggenommen werden. Im Gegensatz zum angelsächsischen Raum findet sich für die Schweiz kein Hinweis auf eine Lohndiskriminierung übergewichtiger oder adipöser Männer und Frauen.

Auch wenn die Kausalität zwischen Übergewicht und Lohndiskriminierung offenbar in allen Studien unterstellt wird, so bleibt dennoch die Frage, ob nicht tiefe(re) Löhne auch eine erklärende Variable für Übergewicht sein könnten. Gerade in den USA, wo ungesunde, kalorienreiche Ernährung (z.B. Fastfood) weit billiger ist als frische und gesunde Produkte, kann dieser Zusammenhang nicht ohne weiteres von der Hand gewiesen werden.

Es finden sich in der Literatur aber auch Hinweise auf positive Lohneffekte als Folge zweier weiterer körperlicher Merkmale – einerseits infolge überdurchschnittlich guten Aussehens und andererseits aufgrund der Körpergröße. Diese Zusammenhänge sind jedoch in der Literatur weit weniger präsent als die Ergebnisse zur Lohndiskriminierung übergewichtiger und adipöser Personen. Hamermesh und Biddle (1994) finden zum Beispiel lediglich in einem von drei untersuchten Datensätzen Hinweise auf Lohnprämien für überdurchschnittlich gut aussehende Arbeitnehmerinnen (rund 13%) und Arbeitnehmer (rund 11%). Dabei wurde jedoch das Aussehen der Respondenten nicht »objektiv« erhoben, sondern jeweils von den Interviewern auf einer Fünfpunktskala eingeschätzt.¹² Eindeutiger scheint sich gutes Aussehen bei den Juristen auszuzahlen. Biddle und Hamermesh (1998) verfolgten verschiedene Abgängerkohorten einer bekannten amerikanischen Law School (Abschlussjahrgänge 1971-1978 und 1981-1988). Das Aussehen der Abgänger wurde dabei von jeweils fünf Studierenden aufgrund kopierter Fotos aus den jeweiligen Jahrbüchern beurteilt (Fünfpunktskala, Mittelwert der Antworten als Indikator). Die Lohnprämien für gutes Aussehen der Männer steigen mit zunehmender Berufsausübung: knapp 2% nach dem ersten Jahr, rund 3-4% nach 5 Jahren und rund 6% 15 Jahre nach dem Abschluss. Dass sich die »returns to beauty« über die Jahre vergrößern, hängt jedoch zu einem grossen Teil damit zusammen, dass besser aussehende Juristen längerfristig eher im privaten, besser bezahlten Sektor (law firms) tätig sind, die unterdurchschnittlich Schönen dagegen im schlechter bezahlten, öffentlichen Sektor verbleiben. Die Lohndifferenzen sind somit in dieser Studie ein klarer Hinweis auf »discrimination in access« und nicht auf »discrimination in pay«.

Einen experimentellen Weg zur Bestimmung der Lohnprämien schlugen Mobius und Rosenblatt (2004) vor. Sie führten Arbeitsmarktexperimente durch, bei denen die Teilnehmer in »Arbeitgeber« und »Arbeitnehmer« eingeteilt wurden. Die Arbeitgeber mussten den Lohn ihrer Arbeitnehmer aufgrund derer »Bewerbungen« festlegen. Jeder Arbeitgeber hatte fünf Arbeitnehmer zu beschäftigen. Der Lohn war für eine »Beschäftigungsdauer« von fünfzehn Minuten zu bezahlen, in denen die Arbeitnehmer möglichst viele Labyrinth-Aufgaben erfolgreich lösen sollten. Arbeitgeber und Arbeitnehmer wurden im Experiment jeweils aufgrund der Produktivität des Arbeitnehmers beim Finden des korrekten Weges durch die Labyrinth bezahlt. Dabei wirkte sich jedoch bei beiden Parteien eine falsche Fremd- resp. Selbsteinschätzung der Produktivität (welche die Parteien vor der »Einstellung« machen mussten) negativ auf die Bezahlung im Experiment aus. Arbeitnehmer erhielten zusätzlich zum variablen Lohn ein durch den Arbeitgeber bezahltes Lohnfixum.

12) Hinweise auf Lohneffekte finden die Autoren lediglich im Quality of American Life Survey von 1971, hingegen nicht in den anderen zwei Datensätzen (Quality of Employment Survey [QES; USA, 1977] sowie Canadian Quality of Life Study [CQLS; 1981]). Die Autoren poolen in einem weiteren Schritt die Daten der drei Erhebungen und berichten dann signifikante Lohneinbußen von 9% für die 9% der Männer, welche als unterdurchschnittlich schön eingestuft werden. Dagegen verdienen die 32% überdurchschnittlich Schönen 5% mehr. Bei den Frauen zeigt sich hingegen nur ein schwach signifikanter ($p < 0.1$) Effekt der Schönheit auf den Lohn von knapp 4%.

Als Referenzgruppe dienten diejenigen Arbeitnehmer, welche die Produktivität ihrer Arbeitgeber lediglich aufgrund der Bewerbungen (d.h. persönliche Angaben zum Arbeitnehmer sowie in Kenntnis der Zeit, welche der Bewerber zur Lösung eines einfachen standardisierten Labyrinths benötigte) einschätzten. Den weiteren vier Gruppen von Arbeitgebern lagen zusätzlich zur Bewerbung je eine weitere Information über den Arbeitnehmer vor: entweder hatten sie ein Passfoto der Bewerber (V), konnten ein Telefongespräch führen (O), hatten ein Passfoto und konnten ein Telefongespräch führen (VO), oder sie führten ein persönliches Gespräch mit den Bewerbern (FTF).¹³ Die Resultate weisen deutlich auf die Bezahlung einer »beauty premium« hin. Im Vergleich mit der Referenzgruppe erzielten die V- und VO-Gruppen ein um 12-13% höheres Lohnfixum. Erstaunlicherweise gilt dieser Befund aber auch für die Gruppe der Arbeitnehmer, welche nur ein telefonisches Bewerbungsgespräch führen konnten (O-Gruppe). Bei der FTF-Gruppe zeigen sich sogar Prämien von knapp 17%. Aber unter statistischer Kontrolle des jeweiligen Selbstvertrauens der Arbeitnehmer bezüglich der auszuführenden Aufgabe sinken die Lohnprämien um rund 5 Prozentpunkte. Das heißt einerseits, dass selbstsicheres Auftreten zu höherem Lohn führt, aber auch, dass gutes Aussehen offenbar tatsächlich einen positiven Effekt auf das bezahlte Lohnfixum hatte.

Dem offenbar selbstsichereren Auftreten großgewachsener Menschen wird in der Literatur oft auch der positive Lohneffekt der Körpergröße zugeschrieben. So findet Cawley (2000) in den NLSY-Daten von 1981, 1982 und 1985 einen positiven Lohneffekt für weiße Arbeitnehmerinnen von 4% pro 3 Inches Körpergröße (1 Inch = 2.54 Zentimeter) – jedoch keinen Effekt für schwarze Frauen und Hispanics. Persico, Postlewaite und Silverman (2003) konzentrieren sich lediglich auf die NLSY Welle von 1985, berichten aber auch Ergebnisse aus der letzten Welle, d.h. 1991, des 1958 in Großbritannien gestarteten National Child Development Survey (NCDS). Die Analysen betreffen in beiden Datensätzen lediglich die Population der weißen Männer. Persico, Postlewaite und Silverman finden dabei Lohnprämien von 2.7% pro Inch in den NCDS-Daten (entspricht £422 pro Jahr bei Vollzeitbeschäftigung) sowie 2.5% für jeden Inch in den NLSY-Daten (\$820 pro Jahr bei Vollzeitbeschäftigung).¹⁴ Judge und Cable (2004) berechnen, mit (unter anderem) denselben Daten, einen durchschnittlich um \$728 (NLSY), \$789 (NCDS UK) und \$897 (QES) höheren Jahresverdienst für jeden zusätzlichen Inch Körpergröße. In ihren Analysen kontrollieren sie jedoch lediglich für Geschlecht, Alter und Gewicht, nicht aber für Humankapitalindikatoren. Auch Mitra (2001) berichtet Größenprämien für die Respondenten der 1993er Welle des NLSY. Sie findet Größenprämien von 2.5% pro Inch für Frauen in White-Collar-Berufen, jedoch keine signifikanten Resultate für Blue-Collar-Arbeiterinnen sowie für Männer im Allgemeinen. Diese Resultate stehen jedoch im Widerspruch zu den »gängigen« Befunden anderer Autoren, welche jeweils Prämien für Männer, in der Regel jedoch nicht für Frauen, belegen können.

13) Jeder der 125 Arbeitnehmer wurde somit von fünf Arbeitgebern (mit unterschiedlicher Information über den Arbeitnehmer) bezüglich seiner Produktivität eingeschätzt, womit 825 Datenpunkte für die statistische Auswertung vorlagen.

14) Die Autoren behaupten jedoch, dass die Lohnprämien nicht als direkter Effekt der Körpergröße im Erwachsenenalter zu interpretieren seien, sondern aufgrund der überdurchschnittlichen Größe als Teenager. Implizit unterstellen sie somit, dass ein sozialer Effekt in der Jugend (d.h. mehr Aufmerksamkeit, bessere Förderung) sich positiv auf die Karrierechancen und den Lohn auswirkt. Die scheinbare »discrimination in pay« wäre also eigentlich eine »discrimination in access«. Sofern größere Kinder tatsächlich überdurchschnittlich gefördert werden, sollten sich zwei Effekte zeigen. Erstens, dass größere Menschen auch eher in statushöheren (und besser bezahlten) Berufen zu finden sind. Zweitens, dass der Effekt der Körpergröße sich mit zunehmendem Alter abschwächt, da kleinere Berufskollegen die schlechteren Startchancen durch Weiterbildung und Berufserfahrung wettmachen können. In den uns zur Verfügung stehenden Schweizer Daten zeigt sich aber weder der erste noch der zweite Effekt. Körpergrößenprämien werden auf allen Stufen der Berufshierarchie und über die ganze Berufskarriere hinweg bezahlt.

In Analogie zu den amerikanischen und englischen Daten berichten Thomas und Strauss (1997) mit brasilianischen Daten (Estudo Nacional da Despesa Familiar 1974/75) Einkommenselastizitäten für Männer von 2.4% (d.h. eine einprozentige ›Erhöhung‹ der Körpergröße resultiert in einer 2.4-prozentigen Lohnsteigerung) und für Frauen von 2.1%. Schließlich zeigen auch Daten (Heineck 2004) aus dem Nachbarland Deutschland (2002er Welle des Sozio-ökonomischen Panels), dass größere Männer mehr verdienen. Jedoch gilt die Einschränkung, dass die Lohnprämie von 1.5% pro Inch Körpergröße nur in den alten, nicht aber in den neuen Bundesländern nachweisbar ist. Zudem findet Heineck keine Effekte für weibliche Berufstätige.

Alle Untersuchungen argumentieren also, dass körperliche Merkmale den Lohn beeinflussen, sei es nun positiv oder negativ. In den seltensten Fällen sind die untersuchten körperlichen Merkmale aber produktivitätswirksam. Gerade in Bezug auf die Körpergröße haben wir diesen Zusammenhang, wie oben besprochen, verneint. Trotzdem besteht offenbar (auf dem Makroniveau) ein Zusammenhang zwischen Körpergröße und Produktivität. Das kausale Argument läuft jedoch gerade in die entgegengesetzte Richtung: eine hohe gesellschaftliche Produktivität führt (bereits kurzfristig) zu einem Anstieg der durchschnittlichen Körpergrößen der Bevölkerung. Produktivität ist in diesem Fall gleichzusetzen mit dem volkswirtschaftlichen Wohlstand einer Nation. Es ist zwar medizinisch gesichert, dass die Körpergröße einer Person zu einem großen Teil genetisch bestimmt ist. Etwa 20% der als Erwachsener (d.h. im Alter von 21 Jahren) erreichten Größe werden aber durch gesunde, vitaminreiche Nahrung und den Zugang zu medizinischer Versorgung während der Kindheit und Jugend bestimmt. Wie z.B. Kriwy, Komlos und Baur (2003) zeigen, bestand sowohl in der ehemaligen DDR als auch in Westdeutschland ein Größenunterschied zwischen Ober-, Mittel- und Unterschicht, aber auch ein deutlicher Unterschied in den Körpergrößen zwischen der DDR und Westdeutschland. Seit dem Mauerfall nähern sich zumindest die Werte der Männer wieder an und erreichen mittlerweile rund 176 Zentimeter. Auch in Japan, nach Jahrzehnten der Demokratie, des wirtschaftlichen Aufschwungs und guter medizinischer Versorgung, zeigt sich ein ähnliches Bild. In den fünfziger Jahren im Schnitt noch 160 Zentimeter, maß der Japaner 1995 durchschnittlich bereits 172 Zentimeter (Pak 2004). Unterstützung findet die Kausalität zwischen Wohlstand und Körpergröße auch in Daten über Süd- und Nordkorea. In der zweiten Hälfte des 20. Jahrhunderts (d.h. nach der Trennung der beiden Staaten) sind die nordkoreanischen Männer nur minimal größer geworden (von 164.4 cm auf 164.9 cm), während die Südkoreaner immerhin rund 6 Zentimeter zugelegt haben (auf 170.8 cm). Das gleiche Bild zeigt sich auf für die Frauen (Pak 2004).¹⁵

In diesem Zusammenhang sind schließlich auch Studien mit historischen, bis in die Gegenwart reichenden Zeitreihen von Interesse. Die Studien belegen für Nordamerika (z.B. Fogel et al. 1983; Steckel 1994), Europa (z.B. Steckel 2004b; 2005) und weitere Länder (z.B. Steckel 1995; 2004a) einen deutlichen Zusammenhang zwischen der Körpergröße und diversen sozioökonomischen Variablen. Dabei zeigt sich, dass bereits Mitte des 18. Jahrhunderts eine durchschnittliche Größe erreicht wurde, welche mit derjenigen Mitte des 20. Jahrhunderts übereinstimmt. Erstaunlicherweise blieb die Größe über diesen Zeitraum hinweg jedoch nicht konstant. Die Körpergröße fiel während der Industrialisierung trotz steigendem Wohlstand und stieg erst Anfang des 20. Jahrhunderts wieder an (»Antebellum Puzzle«, vgl. z.B. Komlos 1998).

15) Da kein Zugang zu nordkoreanischen Daten möglich ist, besteht das Sample der Nordkoreaner aus Flüchtlingen, welche nach ihrer Flucht nach Südkorea einer medizinischen Untersuchung unterzogen wurden. Daher lässt sich ein Migrationsbias bezüglich der Körpergröße nicht vollständig ausschließen.

Wie neuere Daten der militärischen Musterung (Jahre 2001-2003) zeigen, findet sich aber für die Schweiz kein Zusammenhang zwischen den Körpergrößen junger Schweizer Männer und den ökonomischen Daten ihres jeweiligen Wohnortes.¹⁶ Der Wohlstand in der Schweiz ist offenbar auf einem hohen Niveau, so dass selbst in strukturell schwächeren Regionen der Zugang zu gesunder, vitaminreicher Nahrung und medizinischer Versorgung mehr als genügend ist.¹⁷

3. Daten und Schätzverfahren

Die vorliegende Studie basiert auf der »Schweizerischen Gesundheitsbefragung 2002«. Die Gesundheitsbefragung wird vom Bundesamt für Statistik (BfS) im Abstand von fünf Jahren seit 1992 durchgeführt. Sie liefert Informationen über den Gesundheitszustand und dessen Bestimmungsfaktoren der ständigen Wohnbevölkerung ab 15 Jahren, über Krankheitsfolgen, über die Inanspruchnahme des Gesundheitswesens und über die Versicherungsverhältnisse. Die Informationen beruhen dabei auf einer zufälligen Stichprobe von 30'000 Privathaushalten mit Telefonanschluss, wobei pro Haushalt jeweils eine Person im Alter von mindestens 15 Jahren zufällig ausgewählt wurde. Die Ausschöpfungsquote beträgt 63% (10'797 Frauen und 8'909 Männer; 17'316 mit Schweizer Nationalität und 2'390 mit ausländischem Pass), wobei die Respondenten sowohl telefonisch interviewt wurden sowie zusätzlich einen schriftlichen Fragebogen auszufüllen hatten.

Unsere Analysen basieren hingegen lediglich auf einem Teil der Stichprobe. Die Beschränkung der Stichprobe folgt dabei theoretischen Überlegungen betreffend die Variablen Einkommen, Alter und Körpergröße. Wir beschränken uns einerseits auf Einkommen im Bereich eines Nettostundenlohns zwischen 15 und 500 Schweizer Franken und andererseits auf Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer (d.h. keine Selbstständig-Erwerbenden) im Alter zwischen 22 und 60 Jahren. Letztere Beschränkung findet ihre Begründung in der Tatsache, dass aufgrund medizinischer Studien belegt ist, dass Jugendliche spätestens mit 22 Jahren ausgewachsen sind, man mit 60 Jahren aber wieder anfängt zu »schrumpfen«.¹⁸ Zudem haben wir alle Respondenten, welche angaben, kleiner als 140 Zentimeter zu sein, aus den Analysen ausgeschlossen. Schließlich beschränken wir unsere Stichprobe auf Respondentinnen und Respondenten mit Schweizer Nationalität. Damit verhindern wir, dass die im Durchschnitt unterschiedlichen Körpergrößen verschiedener Ethnien die Koeffizienten der Regression verzerren.

Da die Daten auf Selbstangaben der Respondenten beruhen, können Zweifel über deren Korrektheit nicht ausgeschlossen werden. Diese Zweifel sind besonders angebracht, sind in unseren Analysen doch mit dem Lohn und der Körpergröße zwei Variablen zentral, welche

16) Den medizinischen Daten der militärischen Musterung wurden von uns die auf Gemeindeebene aggregierten jeweiligen, zeitlich aber vorgelagerten durchschnittlichen steuerbaren Einkommen (d.h. aus dem Jahre 1991) zugespielt. Es zeigt sich kein Zusammenhang zwischen dem Wohlstandsindikator »steuerbares Einkommen« während der Adoleszenz und der Körpergröße im Alter von 19 oder 20.

17) Wie Persico, Postlewaite und Silverman (2003) mit amerikanischen Daten zeigen, ist die Größenprämie als Effekt auch nicht ein Artefakt, welches durch die Lohneinbußen derjenigen Arbeitnehmer, welche durch medizinische Probleme in ihrer Jugend bleibende Schäden (auch bezüglich der Körpergröße) davongetragen haben, zu erklären wäre. Ebenso können die Autoren ausschließen, dass zumindest ein Teil der Größenprämie durch unbeobachtbare Variablen, welche über Generationen mit dem Familienhintergrund korrelieren (z.B. Netzwerke), erklärt werden könnte.

18) Wir haben die Analysen auch mit der Teilstichprobe der 22- bis 65-Jährigen gerechnet. Die Resultate unterschieden sich nicht. Für Jugendliche ab 18 Jahren bestehen »Korrekturfaktoren«, welche mit der aktuellen Körpergröße verrechnet, eine Extrapolation auf die Größe mit 22 Jahren zulassen. Da wir die Genauigkeit dieser Faktoren nicht validieren können, beschränken wir die Stichprobe auf ein Alter von mindesten 22 Jahren.

sozial erwünschte Antworten hervorrufen können. Die Einkommensangaben können wir jedoch anhand der Lohnstrukturhebung (LSE) 2002 und der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) 2002 validieren. Es zeigen sich dabei keine nennenswerten Unterschiede in der Verteilung der Einkommen zwischen unserer Stichprobe und ihrer Entsprechung in den LSE- und SAKE-Daten aus dem Jahr 2002. Da für die Schweiz keine anderen Daten mit Angaben zu Gewicht und Körpergröße vorliegen, ist eine externe Validierung nicht möglich. Boström und Diderichsen (1997) berichten jedoch auf Basis von Daten, welche 1984/85 in der Region um Stockholm¹⁹ gesammelt wurden, dass es offensichtlich einen Bias in den selbstberichteten Angaben zur Körpergröße gibt – beide Geschlechter überschätzten ihre wahre Körpergröße, Männer durchschnittlich um 0.60 Zentimeter und Frauen durchschnittlich um 0.79 Zentimeter. Die Überschätzung nahm mit dem Alter zu. Auch überschätzten Blue-Collar-Arbeiter ihre Größe mehr als White-Collar-Arbeiter. Sollten diese Verzerrungen in den Größenangaben auch in unseren Daten vorliegen, würden wir den Effekt der Größe auf den Lohn, sofern er denn auftritt, unterschätzen. Die im Folgenden für die Körpergröße geschätzten Koeffizienten sind demnach als konservativ zu beurteilen.

Wie bereits erwähnt, unterstellen wir, dass der Lohn in Verhandlungen zwischen Arbeitgeber und Arbeitnehmer festgelegt wird. Das heißt, dass der Lohn durch (für den Arbeitgeber) sichtbare Humankapitalfaktoren bestimmt wird. Implizit schließen wir somit Löhne aufgrund von Gesamtarbeitsverträgen oder von festen Lohnstrukturen in Unternehmen aus. Unter diesen Umständen können wir die Einkommensfunktion von Mincer (1974) als Basis für die Spezifikation des Zusammenhangs zwischen Einkommen und Humankapitalfaktoren heranziehen. Diese spezifiziert einen Einfluss der Bildungsjahre sowie der Arbeitserfahrung auf den logarithmierten Stundenlohn (STDLOHN). Für unsere Analysen wird dieser semilogarithmische Zusammenhang um den Einfluss der Körpergröße sowie Dummies für die sieben BFS-Regionen erweitert. Letztere Variablen dienen zur Kontrolle regional verschiedener Lohnstrukturen. Die zu schätzende Populationsregressionsfunktion ist somit

$$(1) \ln(\text{STDLOHN}) = \beta_0 + \beta_1 \text{EDUC} + \beta_2 \text{EXP} + \beta_3 \text{EXP}^2 + \beta_4 \text{HEIGHT} + \sum_{k=1}^6 \delta_k \text{BFS-R}_k.$$

Hierbei steht EDUC für die Anzahl der Jahre einer Schulbildung bis zum höchsten Bildungsabschluss, EXP und EXP² modellieren den parabolischen Einfluss der Anzahl Jahre Berufserfahrung²⁰ und HEIGHT misst die Körpergröße in Zentimeter. Schließlich dienen die sechs Dummyvariablen BFS-R_k (Genfersee, Nordwestschweiz, Zürich, Ostschweiz, Zentralschweiz und Tessin) zur Kontrolle von regionalen Lohnunterschieden im Vergleich zur Referenzkategorie Espace-Mittelland. Der Datensatz enthält lediglich Angaben zum Nettomonatseinkommen und dem Anstellungsgrad. Der Nettostundenlohn (abhängige Variable STDLOHN) wurde aufgrund dieser Angaben und der Annahme einer Jahresarbeitszeit von 1'940 Stunden gebildet.

Wie bekannt ist, unterliegt die Arbeitsmarktpartizipation von Frauen einer gewissen Verzerrung im dem Sinne, dass deren Entscheid, in den Arbeitsmarkt einzutreten, nicht zufällig erfolgt. Das heißt, dass ein bewusster Vergleich zwischen dem Marktklohnsatz (w_i) und dem Reservationslohnsatz (r_i) vorgenommen wird. Letzterer ist vielfach eine Funktion von (unter anderem) dem Bildungsniveau, dem Nichterwerbseinkommen, dem Familienstatus oder der

19) Dabei wurden 4'442 Individuen im Alter von 18 bis 84 Jahren schriftlich und telefonisch zu verschiedenen Gesundheitsaspekten befragt. Dabei mussten sie auch ihre Körpergröße und ihr Gewicht angeben. 3'208 dieser Respondenten unterzogen sich 4 bis 6 Monate später einem ärztlichen Gesundheitscheck, bei welchem sie u.a. gemessen und gewogen wurden.

20) Die Berufserfahrung berechnet sich aus dem Alter, abzüglich den Bildungsjahren sowie den ersten 6.5 Lebensjahren. Für die Frauen werden zudem für jedes Kind weitere 3 Jahre abgezogen.

Anzahl Kinder. Somit ist klar, dass Frauen lediglich dann auf dem Arbeitsmarkt tätig werden, falls der Marktlohnsatz den Reservationslohnsatz übersteigt (d.h. falls $w^* = w_i - r_i > 0$). Gilt jedoch $w^* \leq 0$, so muss vermutet werden, dass das durch Erwerbstätigkeit generierte Einkommen die Nutzenverminderung der reduzierten Freizeit, Kinderbetreuung, Hausarbeit u.a. nicht aufwiegt. In der Regel ist der Anteil der arbeitsfähigen Frauen, welche dem Arbeitsmarkt bewusst fernbleiben, nicht unbedeutend. Da Lohnraten jedoch nur für Erwerbstätige verfügbar sind (d.h. wir kennen den hypothetischen Lohn nicht, welcher freiwillig dem Arbeitsmarkt fernbleibenden Frauen bezahlt worden wäre, hätten diese sich entschieden zu arbeiten), liefert eine Schätzung aufgrund von Gleichung (1) verzerrte Koeffizienten für die Population der Frauen. Für Männer stellt sich diese Problematik in der Regel nicht, da diese unabhängig von ihrem Reservationslohn auf dem Arbeitsmarkt auftreten (müssen). Um diese Selektionsverzerrung der Frauen korrigieren zu können, unterstellen wir die Indikatorfunktion $I_i = 1[w^* > 0]$ und schätzen für die Frauen erst ein Probit-Modell

$$(2) \Pr(I_i = 1|z_i) = \Phi(z_i \beta)$$

um deren Partizipationsentscheidung (d.h. für unsere Analysen 100% erwerbstätig zu sein) zu modellieren. Dabei enthält der Vektor der Kovariaten z_i die parabolische Spezifikation des Alters, den höchsten Bildungsabschluss, die Anzahl Kinder, den Familienstand sowie die Dummies für die Bfs-Regionen. Auf der Basis von Gleichung (2) bestimmen wir dann die Selektionskorrekturvariable $\lambda_i = \phi(z_i \beta) / \Phi(z_i \beta)$. Bei λ_i handelt es sich somit um den Quotienten aus Dichte- und Verteilungsfunktion von $z_i \beta$. Da $\lambda_i \in [0, \infty]$ eine monoton fallende Funktion von $z_i \beta$ ist, nähert sie sich Null, je größer die Wahrscheinlichkeit einer Frau ist, erwerbstätig zu sein. Durch Aufnahme des Terms λ_i (oft auch Inverse Mill's Ratio genannt) in Gleichung (1), können das Selektionsproblem behoben und die lohndeterminierenden Parameter auch für die Frauen unverzerrt geschätzt werden. Diese Korrektur der Selektionsverzerrung nach Heckman (1974, 1976, 1979) ist in den Sozialwissenschaften mittlerweile Standard und in gängigen Statistikprogrammen (z.B. Stata) integriert. In der Literatur (z.B. Wooldridge 2002) ist dieses Modell auch als Tobit II bekannt.

Wir schätzen Gleichung (1) somit lediglich für die Männer und bestimmen die lohndeterminierenden Parameter der Frauen, nach der Berechnung von λ_i auf Basis von Gleichung (2), aufgrund der Populationsregressionsfunktion

$$(3) \ln(\text{STDLOHN}) = \beta_0 + \beta_1 \text{EDUC} + \beta_2 \text{EXP} + \beta_3 \text{EXP}^2 + \beta_4 \text{HEIGHT} + \sum_{k=1}^6 \delta_k \text{BFS-R}_k + \beta_5 \lambda_i$$

Sowohl für die Männer als auch für die Frauen dürfte der Koeffizient der Körpergröße, β_4 , sofern der Arbeitsmarkt der Theorie folgend lediglich produktivitätsrelevante Merkmale entlohnt, nicht signifikant verschieden von Null sein. Im Folgenden wollen wir dies anhand der Daten der Schweizerischen Gesundheitsbefragung 2002 testen.

4. Ergebnisse

Im Gegensatz zu bestehenden Untersuchungen über den Schweizer Arbeitsmarkt (für einen aktuellen Überblick siehe Sousa-Poza 2003), interessieren uns Bildungsrenditen oder »Diskriminierung« von bestimmten Gruppen auf dem Arbeitsmarkt nicht. Im Sinne einer externen Validierung der Ergebnisse vergleichen wir bei der Besprechung unserer Resultate aber zumindest die Bildungsrenditen mit diesen Untersuchungen. Zudem zeigt der Vergleich mit den Daten der LSE 2002 (Bundesamt für Statistik), d.h. den offiziellen Lohnzahlen der Schweiz, dass die Einkommensangaben in der Schweizerischen Gesundheitsbefragung 2002 durchaus mit der LSE 2002 vergleichbar sind. So beträgt in unseren Daten das persönliche monatliche Nettoeinkommen (Zentralwert) von vollzeiterwerbstätigen Männern 5'500 Franken und dasjenige von vollzeiterwerbstätigen Frauen 4'100 Franken. Das Bfs berichtet Zen-

tralwerte des monatlichen Bruttolohns auf Basis der LSE 2002 der Männer von 5'831 Franken und der Frauen von 4'625 Franken. Diese Vergleichszahlen stimmen, den Unterschied zwischen Brutto- und Nettoeinkommen vorausgesetzt, relativ gut mit unseren Werten überein.

TABELLE 2 berichtet für die Männer die Koeffizienten der Lohnfunktion aus Gleichung (1). Dabei zeigen sich hochsignifikante Werte für die Bildung und die Berufserfahrung, welche mit anderen Studien vergleichbar sind. Die Bildungsrendite der vollzeiterwerbstätigen Schweizer Männer beträgt rund 7%, eine Größenordnung, welche auch mit den SAKE 2002-Daten nachweisbar ist. Uns interessiert jedoch der Effekt der Körpergröße auf das Einkommen. Entgegen den Annahmen der Humankapitaltheorie zeigt sich in unseren Daten ein statistisch hoch signifikanter Effekt der Körpergröße. So steigt der Nettolohn mit jedem zusätzlichen Zentimeter Körpergröße um 0.6%. Anders ausgedrückt (vgl. die Elastizitäten in Spalte 4 von TABELLE 2) bewirkt eine 1%-ige »Steigerung« der Körpergröße eine ebensolche Steigerung des Nettoeinkommens.

Tabelle 2: Körpergröße und Lohnprämie für unselbständig erwerbstätige Schweizer Männer (N = 2367).

	Variablennamen	Koeffizient	$\partial y / \partial \ln x$	t-Wert
Bildung	EDUC	0.0721	0.8166	28.88
Berufserfahrung	EXP	0.0379	0.8720	13.59
Berufserfahrung quadriert	EXP ²	-0.0005	-0.3395	-9.18
Körpergröße	HEIGHT	0.0060	1.0602	6.48
Konstante		1.1806		7.05
F-Test (10, 2356) = 121.90 (0.0000)				
R ² = 0.35				

Bemerkung: OLS-Regression mit robusten Standardfehlern, abhängige Variable ist der logarithmierte Nettostundenlohn. Koeffizienten der BJS-Regionen (Referenzkategorie »Espace-Mittelland«) nicht berichtet. $\partial y / \partial \ln x$ = Elastizitäten, d.h. Prozenteffekt auf y für eine 1%-ige Veränderung in x, berechnet am Durchschnitt der Variablen.

Auf den ersten Blick scheint dieser Effekt nicht besonders eindrücklich zu sein. Rechnet man den Effekt der Körpergröße jedoch in Franken um, so ergeben sich erstaunliche Zahlen. Definieren wir als Ausgangspunkt der Berechnungen den durchschnittlichen, vollzeiterwerbstätigen Schweizer Mann, wie er sich in den SGB 2002-Daten präsentiert. Dieser Mann hat, bei einer Körpergröße von 177.62 Zentimetern, 11.33 Jahre Schulbildung und eine Berufserfahrung von 23.02 Jahren vorzuweisen. Diese Humankapitalausstattung führt zu einem Nettostundenlohn von 38.05 Franken. Betrachten wir nun eine ceteris paribus-Veränderung der Körpergröße. Ein Zentimeter zusätzliche Körpergröße steigert den Nettomonatslohn um 36.80 Franken. Und wäre unser Durchschnittsmann 10 Zentimeter größer, so könnte er sich einen um 4'536.75 Franken höheren Nettojahreslohn gutschreiben lassen (d.h. eine Steigerung des Nettojahreseinkommens von 73'762.00 Franken auf 78'298.75 Franken).²¹ Dieses alleine aufgrund der Körpergröße er-

21) Die Angaben zum Einkommen basieren, ceteris paribus, auf einem Vergleich der Elastizitäten bei 177.62 und 187.62 Zentimeter. Dieses Vorgehen berücksichtigt, dass die Elastizitäten von bestimmten Werten der Körpergröße abhängig sind und eine lineare Approximation des Einkommens der größeren Person auf Basis der Marginaleffekte der kleineren Person verzerrte Werte ergeben würde.

zielte Mehreinkommen entspricht immerhin dem durchschnittlichen Monatsbruttoeinkommen, welches Männer für einfache und repetitive Tätigkeiten im 2. Sektor verdienen (LSE 2002).

Da der Schweizer Arbeitsmarkt das produktivitätsunwirksame Merkmal Körpergröße entlohnt, stellt sich natürlich sofort die Frage, ob wirklich jeder zusätzliche Zentimeter lohnwirksam ist. Oder gibt es einen Punkt, ab dem der Effekt der Größe keine Rolle mehr spielt? Zu diesem Zweck schätzen wir Gleichung (1) mit einem zusätzlichen quadratischen Effekt der Größe. Die Koeffizienten der Bildung und Berufserfahrung sind dabei mit denen aus TABELLE 2 identisch. Es zeigt sich nun ein konkaver Verlauf der Größe, welche ihr Extremum bei 194,50 Zentimeter erreicht.²² Es gibt für die Männer also eine kritische Größe, ab der keine weiteren Lohnprämien mehr bezahlt werden. Dies gilt es aber dahingehend zu relativieren, dass in unseren Daten lediglich 0.2% der Männer diese kritische Grenze übertreffen.

Da die berichteten Zahlen auf dem »Schweizer Durchschnittsmann« beruhen, kann man sich dazu mindestens drei Fragen stellen. Erstens, können Schweizer Männer, unabhängig von ihrem Arbeitsort (d.h. BfS-Region), immer von Körpergrößenprämien profitieren? Obwohl der Effekt in TABELLE 2 unter Kontrolle der BfS-Regionen zustande gekommen ist, kann man fragen, ob sich in allen Regionen ein ähnliches Bild zeigt? Zweitens, wenn Lohnprämien aufgrund von askribierten, aber nicht produktivitätswirksamen Merkmalen wie der Körpergröße bezahlt werden, sollte der Zusammenhang zwischen Größe und Einkommen verschwinden, sobald die wahre Produktivität beobachtbar ist. Das heißt, dass über die Dauer der Anstellung der Effekt der Körpergröße auf den Lohn verschwinden müsste. Drittens, die Theorie besagt, dass es eine Selbstselektion von Arbeitnehmern auf Stellen gibt, welche ihnen einen komparativen Vorteil verschaffen. Auf unsere Analysen übertragen könnte man also fragen, ob größere Personen willentlich Berufe mit höherem Einkommen wählen und die Größenprämie somit ein Artefakt dieser Selbstselektion ist?²³

Die ersten beiden Punkte beziehen sich auf die Frage, ob Lohnprämien auf der Körpergröße in allen BfS-Regionen und über verschiedene Alterskohorten hinweg bezahlt werden. Analysiert man die SGB-Daten der Männer separat für die sieben BfS-Regionen, so zeigt sich für fast alle Regionen ein auf dem 5%-Niveau signifikanter Einfluss der Körpergröße auf den erzielten Nettostundenlohn. Die Effekte liegen dabei zwischen 5‰ und 8‰ (Espace-Mittelland: $\beta_4 = 0.0065$, $t = 3.75$; Nordwest-Schweiz: $\beta_4 = 0.0082$, $t = 3.47$; Ostschweiz: $\beta_4 = 0.0050$, $t = 1.97$; Zentralschweiz: $\beta_4 = 0.0052$, $t = 2.34$). Immerhin noch auf dem 10%-Niveau signifikant sind die Effekte der drei restlichen Regionen: Genfersee ($\beta_4 = 0.0043$, $t = 1.66$), Tessin ($\beta_4 = 0.0082$, $t = 1.70$) und Zürich ($\beta_4 = 0.0056$, $t = 1.84$). Wieso in diesen Regionen die Prämien zwar im gleichen Promillebereich liegen, jedoch mit einem größeren α -Fehler behaftet sind, ist mittels der SGB-Daten nicht schlüssig zu beantworten. Für die Regionen Tessin und Genfersee zeigen sich, verglichen mit den restlichen Regionen (ohne Zürich), zum Beispiel keine Unterschiede in den durchschnittlichen Nettojahreseinkommen

22) Dieses Extremum errechnet sich einfach durch Ableiten der entsprechenden Populationsregressionsfunktion nach der Größe und durch Nullsetzen dieser ersten Ableitung.

23) Dies würde jedoch die Frage aufwerfen, warum gerade Größere Personen eher befähigt sein sollten, besser bezahlte (und ein annahmegemäß höheres Ausbildungsniveau fordernde) Berufe auszuüben? Persico, Postlewaite und Silverman (2003) glauben, Hinweise gefunden zu haben, dass nicht die Größe als Erwachsener die Lohnprämie bestimmt, sondern die überdurchschnittliche Körpergröße in der Adoleszenz. Größere Jugendliche würden in der Schule stärker gefördert und erhielten daher besseren Startchancen auf dem Arbeitsmarkt. Letztere würden sich dann positiv auf die spätere Berufskarriere und somit auf den Lohn auswirken. Langfristig müsste aber die Berufserfahrung die besseren Startchancen wieder ausgleichen und Größenprämien dürften, sollten Persico und Kollegen Recht haben, daher lediglich für jüngere Berufskohorten beobachtet werden (vgl. auch die Argumentation zum zweiten Punkt oben).

(Tessin 71'139.85 Franken, Genfersee 74'164.25 sowie »Restschweiz« 72'999.40 Franken). Lediglich für die Region Zürich (81'594.75 Franken) zeigt sich ein signifikanter Unterschied zur »Restschweiz« ($t_{1930} = 4.0402$, $p = 0.0001$). Ist der Kanton Zürich, identisch mit der BfS-Region Zürich, von überdurchschnittlich großen Männern mit dementsprechend hohen Einkommen bevölkert? Die Daten zeigen deutlich, dass dies nicht der Fall ist. Es besteht kein Unterschied in den Körpergrößen zwischen den Schweizer (ohne Zürich) und den Zürcher Männern ($t_{2365} = 0.6461$, $p = 0.5183$), beide Gruppen sind im Durchschnitt knapp 178 Zentimeter groß. Die überdurchschnittlich hohen Löhne in Zürich sind wohl teilweise auf den Standort Zürich zurückzuführen. Im Vergleich zur Schweiz zeichnet sich Zürich nicht nur durch ein hohes Lohnniveau, sondern auch durch ein hohes Preisniveau aus (UBS 2003). Zudem muss bei der Interpretation der absoluten Einkommenszahlen auch berücksichtigt werden, dass die berichteten Nettoeinkommen nicht kaufkraftbereinigt sind, was die hohen Zürcher Löhne weiter relativiert.

Wenden wir uns nun dem zweiten möglichen Einwand zu. Werden Größenprämien über die ganze Berufskarriere hinweg bezahlt oder lediglich zu einem bestimmten Zeitpunkt, z.B. zu Anfang der Berufskarriere? Letzteres würde unter Umständen für die oben erwähnte Argumentation von Persico, Postlewaite und Silverman (2003) sprechen. TABELLE 3 weist in der letzten Zeile die entsprechenden Koeffizienten aus. Wir sehen für alle Altersgruppen statistisch hoch signifikante Effekte der Größe auf den Lohn. Mit Ausnahme der ältesten Kohorte finden wir einen konstanten Effekt von rund 5%. Erstaunlicherweise ist der Effekt der Kohorte der 51- bis 60-Jährigen mit 1.14% mehr als doppelt so hoch. Wenn man davon ausgeht, dass diese Kohorte im Durchschnitt höhere Positionen in der betrieblichen Hierarchie erreicht hat, kann man spekulieren, dass dort nicht nur die Löhne sondern auch die Größenprämien prozentual höher ausfallen. Analysiert man die Daten auf Basis von Gleichung (1), und zwar getrennt für die Alterskohorten und zusätzlich für das Merkmal »Kaderfunktion«, so bestätigt dies die geäußerte Vermutung.²⁴ Während in den drei jüngsten Kohorten die Größenprämien zwischen Kader- und Nicht-Kaderangestellten vergleichbar sind (statistisch signifikant und zwischen 4% und 5%), zeigt sich für die Kohorte der 51 bis 60 jährigen angestellten Männer ein deutlicher Unterschied. Die Größenprämie der Kaderleute ($N=246$) beträgt 1.33% ($t = 4.38$), während der vergleichbare Effekt der Nicht-Kaderleute ($N=214$) bei 0.6% ($t=1.63$) liegt. Dagegen findet man aber einen konstanten Unterschied in den entsprechenden Nettoeinkommen der zwei Gruppen, und zwar über die Kohorten hinweg. Die Nicht-Kaderangestellten verdienen zwischen 25% und 26% weniger als die Kaderangestellten, einzig in der jüngsten Kohorte beträgt dieser Unterschied lediglich knapp 16%.

24) Die Daten lassen eine genaue Einordnung in die betriebliche Hierarchie nicht zu. Wir können jedoch zwischen »Angestellter im Kader« und »Angestellt als Direktor oder Prokurist« sowie den restlichen Positionen unterscheiden. Für die Analysen fassen wir die beiden genannten Kategorien zur »Kaderfunktion« zusammen.

Tabelle 3: Lohnprämien für BfS-Regionen und Alterskohorten von unselbständig erwerbstätigen Schweizer Männer (t-Werte in Klammern).

BfS-Regionen	Koeffizienten Alterskohorten				
	Alle Kohorten (N=2367)	22-30 (N=339)	31-40 (N=897)	41-50 (N=671)	51-60 (N=460)
Genfersee	0.0265 (1.39)	-0.0032 (-0.09)	0.0476 (1.64)	0.0339 (0.82)	0.0131 (0.28)
NW-Schweiz	0.0894 (4.85)	0.0408 (1.12)	0.1050 (3.17)	0.0872 (2.72)	0.1117 (2.49)
Zürich	0.1349 (5.27)	0.2135 (4.33)	0.1011 (2.44)	0.1833 (3.55)	0.0502 (0.81)
Ostschweiz	0.0333 (1.76)	0.0812 (2.21)	0.0204 (0.72)	0.0519 (1.31)	-0.0056 (-0.11)
Zentralschweiz	0.0831 (4.36)	0.0254 (0.71)	0.0816 (2.96)	0.0973 (2.54)	0.1043 (1.97)
Tessin	0.0057 (0.17)	-0.0707 (-1.10)	0.0838 (1.60)	-0.0554 (-0.87)	0.0425 (0.55)
Körpergröße	0.0060 (6.48)	0.0047 (3.19)	0.0045 (3.01)	0.0054 (3.00)	0.0114 (4.72)

Bemerkung: OLS-Regressionen mit robusten Standardfehlern für verschiedene Alterskohorten (Spalten 3-6) sowie für die Gesamtregression (Spalte 2, vgl. Tabelle 2 für die restlichen Koeffizienten), abhängige Variable ist der logarithmierte Nettostundenlohn. Berichtet sind lediglich die Effekte der BfS-Regionen (Referenzkategorie: Espace-Mittelland) sowie der Effekt der Körpergröße.

Weiter zeigt sich, nicht unerwartet, dass die Kohorte der 51–60 Jährigen signifikant kleiner ist als die der jüngeren Altersgruppen (175.58cm vs. 178.11cm, $t = 7.3711$). Auch sehen wir die erwartete Steigerung in den Nettostundenlöhnen über die Berufskarriere hinweg. So verdient (nicht getrennt nach Kader- und Nichtkaderfunktion) die jüngste Kohorte im Schnitt 30.20 Franken (Standardabweichung 9.17 Franken), die 31 - 40 Jährigen schon 40.30 Franken (sd 16.00 Franken) und die ältesten zwei Kohorten respektive 43.70 Franken (sd 18.72 Franken) und 45.65 Franken (sd 20.86 Franken). Die gezahlten »returns to body height« sind also, wenn man mal von den ältesten Kadermitarbeitern absieht, weder vom durchschnittlichen Lohnniveau noch von der absoluten Körpergröße abhängig. Offensichtlich bestehen somit altersabhängige Referenzpunkte bei der »Bestimmung« von überdurchschnittlich grossen Männern. Unsere Daten bestätigen somit die Befunde von Judge und Cable (2004), die mit den Daten des Quality of Employment Survey (USA, 1977) auch keine abnehmende Beziehung zwischen Größe und Einkommen über die Lebensarbeitszeit finden.

Leider kann die dritte aufgeworfene Frage, ob größere Personen willentlich Berufe mit höherem Einkommen wählen, mit den Daten nicht befriedigend beantwortet werden. Es gibt jedoch keine überzeugenden Argumente für diese These und die Größenprämie ist wohl kein Artefakt einer solchen Selbstselektion. Abgesehen von der Körpergröße zeigen sich aber in den Daten auch regionale Lohnunterschiede (vgl. TABELLE 3). Diese sollten aber eher vorsichtig interpretiert werden, da die Lohndaten nicht kaufkraftbereinigt sind. Es zeigt aber trotzdem, dass (im Gegensatz zur Region Espace-Mittelland) in jüngeren Jahren vor allem die Regionen Zürich und Nordwest-Schweiz und bei fortgeschrittener Berufskarriere zudem die Zentralschweiz überdurchschnittlich hohe Löhne bezahlen. Dagegen sollte man, rein einkommensbedingt, das Tessin und erstaunlicherweise die Region Genfersee meiden.

TABELLE 4 berichtet, analog zu den Resultaten der Männer, die geschätzten Koeffizienten der Lohnfunktion der Frauen (siehe Gleichung (2) und (3)). Die Regression wird wiederum bloß für die abhängig beschäftigten Frauen geschätzt und die Selektionskorrektur modelliert die Partizipationsentscheidung, 100% erwerbstätig zu sein. Die Analyse zeigt, dass die Koef-

fizienten alle hoch signifikant sind, jedoch durchwegs kleiner als bei den Männern. Die Bildungsrendite der Frauen von knapp 6% ist vergleichbar mit bisherigen Untersuchungen. Unter Kontrolle der wichtigsten Humankapitalvariablen und der BfS-Regionen (Koeffizienten werden in der Tabelle nicht berichtet) beträgt die Größenprämie für die Frauen 5%, also nur minimal weniger als bei den Männern. Eine 1%-ige »Steigerung« der Körpergröße bewirkt somit eine Steigerung des Nettoeinkommens um rund 0.81% (vgl. die Elastizitäten in Spalte 4 von TABELLE 4). Im Gegensatz zu den zitierten Studien, welche mehrheitlich mit einem britischen und einem amerikanischen Datensatz arbeiten, zeigt sich also für die Schweiz ein Effekt der Körpergröße nicht nur bei den Männern, sondern auch bei den Frauen. Die Schweiz scheint also auch diesbezüglich ein »Sonderfall« zu sein. Erstaunlich ist dieser Befund weniger wegen des Vergleichs mit den USA und Grossbritannien, sondern vor allem, da sich für unser wirtschaftlich ähnlich strukturiertes Nachbarland Deutschland kein Effekt der Größe bei Frauen zeigt (Heineck 2004).

Analog zu den Analysen der Männer können wir auch hier die Auswirkungen der Größenprämie auf das Einkommen der Schweizer Durchschnittsfrau (d.h. so wie sie sich in den SGB 2002-Daten darstellt) berechnen. Bei 10.59 Bildungsjahren, einer Berufserfahrung von 7.11 Jahren und einer Körpergröße von 165.06 beträgt der Nettostundenlohn 29.05 Franken. Ein zusätzlicher Zentimeter Körpergröße steigert, *ceteris paribus*, das Nettomonatseinkommen somit um 23.21 Franken auf 4'718.74 Franken. Dieser Effekt ist, wie bei den Männern auch, nicht gerade imposant. Betrachten wir aber eine, *ceteris paribus*, 10 Zentimeter größere Frau, so beträgt die Differenz im Nettojahreseinkommen immerhin schon 2'848.30 Franken (d.h. von 56'346.35 Franken auf 59'194.65 Franken). Im Gegensatz zu den Männern, bei denen der Unterschied dem durchschnittlichen Bruttomonatseinkommen für einfache und repetitive Tätigkeiten im 2. Sektor entsprach, fällt die Differenz bei den Frauen geringer aus. Der entsprechende Bruttolohn der Frauen für einfache und repetitive Tätigkeiten im 2. Sektor betrug 2002 pro Monat 3'824 Franken (LSE 2002). Die 10 Zentimeter-Größenprämie auf dem Nettolohn beträgt aber noch immer 75% dieses Bruttomonatseinkommens.

Tabelle 4: Körpergröße und Lohnprämie für unselbständig erwerbstätige Schweizer Frauen (N = 5036, nicht zensierte Fälle 4103).

	Variablennamen	Koeffizient	$\partial y/\partial \ln x$	t-Wert
Bildung	EDUC	0.0588	0.6221	13.60
Berufserfahrung	EXP	0.0269	0.1914	5.24
Berufserfahrung quadriert	Exp ²	-0.0011	-0.1208	-3.46
Körpergröße	HEIGHT	0.0049	0.8140	3.42
Konstante		1.7819		7.29
Inverse Mill's Ratio	λ	-2.1132		-23.61
Wald χ^2 (10) = 317.47 (0.0000)				
log-likelihood = -1898.543				

Bemerkung: Full-Information-Maximum-Likelihood Schätzung mit Selektionskorrektur (Heckman) und robusten Standardfehlern, abhängige Variable ist der logarithmierte Nettostundenlohn. Koeffizienten der BfS-Regionen (Referenzkategorie »Espace-Mittelland«) nicht berichtet. $\partial y/\partial \ln x$ = Elastizitäten, d.h. Prozenteffekt auf y für eine 1%-ige Veränderung in x, berechnet am Durchschnitt der Variablen.

Gibt es auch bei den Frauen eine kritische Größe, ab welcher der Arbeitsmarkt keine zusätzlichen Größenprämien mehr bezahlt? Die Antwort auf diese Frage ist, im Gegensatz zu den Männern, ein klares Nein. So sind z.B. nur 0.5% der Frauen in unserer Regression min-

destens 180 Zentimeter groß. Offenbar erreichen nicht genug Frauen eine kritische Größe für eine verlässliche Schätzung des Maximums der Funktion.

Obschon auch für die Frauen ein signifikanter Effekt der Größe auf den Lohn nachweisbar ist (vgl. TABELLE 4), zeigt sich bei einer differenzierteren Betrachtung ein weniger homogenes Bild als bei den Männern. Der Effekt der Größe ist zwar bei allen Alterskohorten außer den 41-50-Jährigen statistisch signifikant (vgl. TABELLE 5). Auch ist der Effekt der ältesten Kohorte nicht nur bei den Männern, sondern auch bei den Frauen rund doppelt so stark. Ein Vergleich der sieben BfS-Regionen zeigt aber (Einkommensregressionen getrennt nach BfS-Regionen gerechnet, Koeffizienten nicht berichtet), dass lediglich die Regionen Espace-Mittelland ($\beta_4 = 0.0073$, $t = 2.77$), Nordwest-Schweiz ($\beta_4 = 0.0062$, $t = 1.89$) sowie Zentralschweiz ($\beta_4 = 0.0079$, $t = 1.68$) mindestens auf dem 10%-Niveau signifikante Effekte der Körpergröße auf den Lohn hervorbringen. Diese drei Regionen »beschäftigen« rund 72% der in den Analysen betrachteten vollzeiterwerbstätigen Frauen und sind offensichtlich für die in TABELLE 4 und 5 dargestellten Einflüsse der Größe auf das Einkommen verantwortlich.

Tabelle 5: Lohnprämien für BfS-Regionen und Alterskohorten von unselbständig erwerbstätigen Schweizer Frauen (t-Werte in Klammern).

BfS-Regionen	Koeffizienten Alterskohorten				
N^a	Alle Kohorten (5036/4103)	22-30 (721/455)	31-40 (1573/1304)	41-50 (1261/1061)	51-60 (1481/1283)
Genfersee	0.0929 (3.44)	-0.0647 (-1.49)	0.0495 (1.09)	0.1451 (2.85)	0.2780 (4.38)
NW-Schweiz	0.1134 (4.14)	0.0410 (0.99)	0.0658 (1.49)	0.0607 (1.03)	0.2723 (4.03)
Zürich	0.2178 (5.81)	0.1484 (2.49)	0.2061 (3.06)	0.2669 (2.99)	0.2810 (3.83)
Ostschweiz	0.0811 (2.54)	0.0544 (1.05)	0.1049 (1.96)	0.0431 (0.63)	0.1507 (1.79)
Zentralschweiz	0.1303 (4.56)	0.0505 (1.30)	0.1715 (3.33)	0.0610 (0.86)	0.2696 (3.24)
Tessin	0.0249 (0.70)	-0.0023 (-0.05)	0.0120 (0.19)	0.0470 (0.48)	0.1234 (1.12)
Körpergröße	0.0049 (3.42)	0.0046 (1.99)	0.0046 (1.99)	0.0040 (1.13)	0.0084 (2.44)

^a N bezeichnete die totale Anzahl Beobachtungen sowie die zensierten Fälle (Anzahl Beobachtungen/zensierte Fälle).

Bemerkung: Maximum-Likelihood Schätzung mit Selektionskorrektur (Heckman) und robusten Standardfehlern für verschiedene Alterskohorten (Spalten 3-6) sowie für die Gesamtregression (Spalte 2, vgl. TABELLE 4 für die restlichen Koeffizienten), abhängige Variable ist der logarithmierte Nettostundenlohn. Berichtet sind lediglich die Effekte der BfS-Regionen (Referenzkategorie: Espace-Mittelland) sowie der Effekt der Körpergröße.

Bei den Frauen zeigen sich überhaupt grosse Unterschiede in den Einkommen. So verdienen die vollzeiterwerbstätigen Zürcher Frauen, wie ihre männlichen Pendants, mit einem Nettojahreseinkommen von 73'342.25 Franken überdurchschnittlich gut. Ebenso liegen die Einkommen der Frauen in der Region Genfersee mit 61'258.10 Franken deutlich über dem Schweizer Durchschnitt, während die Einkommen in den Regionen Nordwest-Schweiz (57'248 Franken), Ostschweiz (57'678.25 Franken) und Zentralschweiz (54'760.05 Franken) in etwa diesem Durchschnitt entsprechen. Weit unter dem Schweizer Durchschnitt liegen die Nettojahreseinkommen in den Regionen Espace-Mittelland (50'202.90 Franken) und Tessin (49'632.50 Franken). Dies ist auch aus den in TABELLE 5 berichteten Werten für die Lohnprämien der einzelnen BfS-Regionen ersichtlich. Die positiven Koeffizienten (vgl. Spalte 2)

zeigen, dass die Einkommen in allen Regionen außer dem Tessin über dem der Referenzkategorie Espace-Mittelland liegen. Wenn sich für die Alterskohorten signifikante Effekte der Region zeigen, so sind diese in der Regel deutlich höher als diejenigen der Männer. Besonders gut ist dies an den Effekten der ältesten Kohorte abzulesen, welche übrigens bei den Männern kaum mehr signifikante Effekte der Region hervorbrachte. Es gibt aber außer Zürich keine Region, in welcher sich eine lebenslange Anstellung im Vergleich zum Espace-Mittelland durchgehend »lohn« würde. Zusammenfassend kann man sagen, dass die Einkommen der vollzeiterwerbstätigen Frauen mit Schweizer Staatsbürgerschaft im Gegensatz zu denjenigen der Männer regional und altersmäßig deutlich verschieden sind.

Auch die Resultate bezüglich eventueller Unterschiede zwischen Frauen mit und ohne Kaderfunktion weichen deutlich von denjenigen der Männer ab. Zwar verdienen die gut 23.5% der Frauen mit Kaderfunktion deutlich mehr (65'504.60 Franken vs. 51'546.25 Franken), sie können aber (in keiner BfS-Region) von Größenprämien profitieren. Die Frauen ohne Kaderposition profitieren immerhin in den Regionen Espace-Mittelland, Nordwest-Schweiz, Zentralschweiz und erstaunlicherweise dem Tessin von statistisch signifikanten Lohnprämien zwischen 0.6% und 1.4%. Wiederum bei den Männern zeigten sich auch diesbezüglich keine Unterschiede zwischen Kader- und Nicht-Kaderposition.

Zusammenfassend lässt sich also sagen, dass die Resultate der Frauen weit weniger deutlich und homogen ausfallen als diejenigen der Männer. Zwar finden wir neben dem Effekt der Größe auf den Lohn im gesamten Sample der vollzeiterwerbstätigen Schweizer Frauen auch für diverse Subsamples signifikante Effekte. Im Gegensatz dazu fallen aber die Effekte bezüglich dem Einfluss der Körpergröße auf den Lohn für die vollzeiterwerbstätigen Schweizer Männer in allen Analysen durchwegs stabil aus. Die berichteten Lohnzahlen sollten jedoch (und speziell für die Frauen) mit einer gewissen Vorsicht interpretiert werden. Die Gesundheitsbefragung ist nicht die offizielle Lohnstatistik der Schweiz. Wie wir am Anfang der Analysen gezeigt haben, stimmen die durchschnittlichen Angaben zum Lohn aber gut mit denjenigen der Lohnstrukturerhebung (LSE) 2002 und der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) 2002 überein. Trotzdem wäre ein Vergleich der Lohnzahlen für die verschiedenen Region und Kaderfunktionen der drei Datensätze sinnvoll. Leider lassen sich mit den LSE- und den SAKE-Daten keine »returns to body height« berechnen.

5. Zusammenfassung

Die Humankapitaltheorie besagt, dass der Arbeitsmarkt lediglich produktivitätswirksame Merkmale der Arbeitnehmer entlohnen sollte. Empirisch wird diese Idee in der Regel dahingehend umgesetzt, dass relevante Humankapitalindikatoren (d.h. mindestens die Ausbildung sowie Berufserfahrung) und Kontrollvariablen den auf dem Arbeitsmarkt erzielten Lohn erklären sollen. Das heißt umgekehrt natürlich auch, dass persönliche Merkmale, welche auf dem Arbeitsmarkt nicht produktiv eingesetzt werden können, dementsprechend nicht lohnwirksam sein dürften.

In dieser Studie haben wir untersucht, inwieweit die Körpergröße einen Einfluss auf das erzielte Einkommen hat. Für die Schweiz lagen diesbezüglich noch keine Resultate vor. Dagegen zeigen Resultate aus den USA und Großbritannien (vor allem basierend auf zwei Datensätzen, z.B. Cawley 2000; Judge/Cable 2004; Mitra 2001; Persico/Postlewaite/Silverman 2003) sowie aus Brasilien (Thomas/Strauss 1997) zwar keine einheitlichen Ergebnisse, sie finden aber in der Regel einen mehr oder weniger großen Effekt der Körpergröße auf den Lohn. Dieser Einfluss zeigt sich aber vor allem für die Männer, während ein Einfluss der Größe auf den Lohn für Frauen nicht oder nur schwach nachweisbar ist. Von größerem Interesse für die Schweiz ist sicherlich die Studie von Heineck (2004), welcher auf Basis der 2002er Welle des deutschen Sozio-ökonomischen Panels Größenprämien für Männer aus

den alten Bundesländern nachweist (1.5% pro Inch Körpergröße). Sowohl für Frauen als auch für Männer aus den neuen Bundesländern findet Heineck dagegen keinen Effekt.

Es scheint also an der Zeit, Vergleichswerte auch für die Schweiz zu berechnen. Als Grundlage der Untersuchung dienen uns die Daten der Schweizerischen Gesundheitsbefragung 2002 (Bundesamt für Statistik). Diese enthalten, neben den nötigen Einkommensvariablen, auch Angaben zu Körpergröße und Gewicht. Da die Größe ein Merkmal ist, welches sich unter sonst vergleichbaren Bedingungen auch zwischen verschiedenen Ethnien unterscheiden kann, beschränken wir die Analysen auf Männer und Frauen mit Schweizer Nationalität. Um keine unrealistischen Annahmen betreffend den Unterschieden in den Einkommen von Vollzeit- und Teilzeitbeschäftigten machen zu müssen, betrachten wir lediglich die zu 100% arbeitenden, abhängig Beschäftigten.

Unsere Analysen zeigen eines deutlich. In der Schweiz werden sowohl für die Männer als auch für die Frauen Lohnprämien für die Körpergröße bezahlt. Die berechneten Regressionskoeffizienten sind für beide Geschlechter statistisch hoch signifikant. Vergleichen wir unsere Resultate der Männer mit denjenigen basierend auf den amerikanischen NLSY- und den britischen NCDS-Daten, so zeigt sich ein kleinerer Effekt. Die angelsächsischen Studien berichten Lohnprämien von 2.5% oder mehr pro Inch Körpergröße. Der Effekt für die Schweizer Männer liegt bei 5‰ pro Zentimeter Körpergröße resp. bei 1.52% pro Inch. Umgerechnet in Einkommenselastizitäten beträgt dieser Effekt 1.06%. Im Vergleich dazu finden Thomas und Strauss (1997) mit ihren brasilianischen Daten eine Elastizität von 2.4%. Die Lohnprämien auf der Körpergröße für Schweizer Männer sind somit deutlich geringer als in den zitierten Studien. Aber ein Vergleich mit unserem Nachbarn Deutschland (Heineck 2004) zeigt, dass die Ergebnisse der Männer identisch sind (1.5% pro Inch in Deutschland vs. 1.52% pro Inch in der Schweiz).

Die Resultate der Schweizer Männer sind ziemlich stabil. So finden sich die Größenprämien zum Beispiel für verschiedene Alterskohorten, verschiedene Schweizer Regionen und auch für unterschiedliche Hierarchiestufen. Sowohl Arbeitnehmer mit Kaderfunktionen also auch Arbeitnehmer ohne Kaderfunktion profitieren von Größenprämien. Anders sieht das Bild bei den Schweizer Arbeitnehmerinnen aus. Zwar findet sich auch für sie ein »return to body height« von 4.9‰ pro Zentimeter (entspricht 1.25% pro Inch resp. einer Einkommenselastizität von 0.81%), die Resultate bezüglich Schweizer Regionen und Hierarchiestufen sind aber weit weniger homogen als bei den Männern. Zwar profitieren auch die Frauen von Größenprämien über die gesamte Lebensarbeitszeit. Offensichtlich gibt es aber keine Prämien für Frauen in Kaderpositionen und die Größenprämien werden generell auch nur in drei Schweizer Regionen (Espace-Mittelland, Nordwest-Schweiz und Zentralschweiz) bezahlt. Immerhin sind in diesen drei Regionen rund 72% der untersuchten Frauen tätig. Gründe für diese regionalen Unterschiede sind schwierig anzuführen. Ein Vergleich mit amerikanischen Daten (Mittra 2001; 2.5% pro Inch für White-Collar Arbeiterinnen) und brasilianischen Daten (Thomas/Strauss 1997; Einkommenselastizität von 2.1%) zeigt wie bei den Männern, dass die vergleichbaren Werte für die Schweizer Frauen weit geringer sind.

Die Analysen mit der Schweizerischen Gesundheitsbefragung 2002 zeigen aber auch, dass Schweizerinnen bezüglich der Lohnprämien für die Körpergröße gegenüber den Männern nicht »benachteiligt« werden. Dies im Gegensatz zu Deutschland, den USA und Großbritannien, wo sich entweder keine oder lediglich sehr schwache Hinweise für Lohnprämien der Frauen finden. Dagegen zeigt sich in den angelsächsischen Daten ein Effekt sehr deutlich – übergewichtige Frauen werden bezüglich des Lohns stark diskriminiert. Diesen Effekt finden wir in den Schweizer Daten hingegen nicht (auch nicht für Männer).

Es ist an dieser Stelle müßig, über den Hintergrund des aus der Sicht der Humankapitaltheorie irrationalen Einflusses der Größe auf den Lohn zu spekulieren. Es kann aber auf-

grund unserer Analysen zumindest ausgeschlossen werden, dass z.B. Selbstselektion (d.h. größer Personen investieren überdurchschnittlich in Ausbildung und/oder wählen Berufe mit hoher Entlohnung) den Effekt verursacht. Weitere Studien sollten abklären, ob und vor allem warum Körpergröße offensichtlich mit Produktivität gleichgesetzt wird, obwohl sich für diesen Zusammenhang keine Hinweise finden lassen. Experimente analog zu Mobius und Rosenblatt (2004), welche im Rahmen von Arbeitsmarktexperimenten den Einfluss von gutem Aussehen auf die erwartete (jedoch nicht auf die tatsächliche) Produktivität nachgewiesen haben, sind durchaus denkbar. Offenbar hat nicht nur das über die Ausbildung erworbene Humankapital, sondern auch das »biologische« Humankapital eine Auslesefunktion bei der Begutachtung von potentiellen Arbeitnehmern. Unser Gehirn ist das Ergebnis von Millionen Jahren der Evolution und spricht auf überdurchschnittliche Größe dementsprechend an (z.B. signalisiert Größe (im Tierreich) eine hohe Fitness und somit auch Erfolg). Vielleicht liegt der Schlüssel zur Erklärung der Körpergrößenprämie in evolutionsbiologischen (z.B. Wilson 2000) oder entwicklungspsychologischen Ansätzen (z.B. Buss 2004). Dies kann jedoch nicht von der Wichtigkeit ablenken, dass längerfristig ein soziologisch fundiertes Handlungsmodell vorgelegt werden muss, in dessen Rahmen Erklärungen, warum z.B. eine Entlohnung in Abhängigkeit der Körpergröße rational ist, möglich sein müssen.

Literatur

- Averett, S. / Korenman, S. (1996): The Economic Reality of The Beauty Myth, in: *Journal of Human Resources* XXXI, S.304-330.
- Becker, G.S. (1975): *Human Capital. A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education* (2nd), Chicago: University of Chicago Press.
- Ben-Porath, Y. (1967): The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings, in: *Journal of Political Economy* 75, S.352-365.
- Biddle, J.E. / Hamermesh, D.S. (1998): Beauty, Productivity, and Discrimination: Lawyers' Looks and Lucre, in: *Journal of Labor Economics* 16, S.172-201.
- Bonjour, D. (1997): *Lohndiskriminierung in der Schweiz*, Bern: Paul Haupt.
- Boström, G. / Diderichsen, F. (1997): Socioeconomic Differentials in Misclassification of Height, Weight and Body Mass Index Based on Questionnaire Data, in: *International Journal of Epidemiology* 26, S.860-866.
- Bundesamt für Statistik (2002): *Schweizerische Gesundheitsbefragung 2002*, Neuchâtel, Schweiz.
- Buss, D.M. (2004): *Evolutionary Psychology: The New Science of the Mind* (2. Aufl.), Boston, MA: Pearson Education.
- Cawley, J. (2000): *Body Weight and Women's Labor Market Outcomes*, Working Paper 7841, NBER Working Paper Series, NBER Cambridge (MA).
- Fogel, R.W. / Engerman, S.L. / Floud, R. / Friedman, G. / Margo, R.A. / Sokoloff, K. / Steckel, R.H. / Trussell, T.J. / Villafior, G. / Wachter, K.W. (1983): Secular Changes in American and British Stature and Nutrition, in: *Journal of Interdisciplinary History* 14, S.445-481.
- Franz, W. (2003): *Arbeitsmarktökonomik* (5. vollständig überarbeitete Auflage), Heidelberg: Springer.
- Hamermesh, D.S. / Biddle, J.E. (1994): Beauty and the Labor Market, in: *American Economic Review* 84, S.1174-1194.
- Harris, M.B. / Harris, R.J. / Bochner, S. (1982): Fat, Four-eyed, and Female: Stereotypes of Obesity, Glasses, and Gender, in: *Journal of Applied Social Psychology* 12, S.503-516.
- Heckman, J.J. (1974): Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply, in: *Econometrica* 42, S.679-694.
- Heckman, J.J. (1976): A Life-Cycle Model of Earnings, Learning, and Consumption, in: *Journal of Political Economy* (Supplement) 84, S.S11-S44.

- Heckman, J.J. (1979): Sample Selection as a Specification Error, in: *Econometrica* 47, S.153-161.
- Heineck, G. (2004): Up in the Skies? The Relationship between Body Height and Earnings in Germany, Working Paper, Universität München.
- Hensley, W.E. (1993): Height as a Measure of Success in Academe, in: *Psychology: A Journal of Human Behavior* 30, S.40-46.
- Higham, P.A. / Carment, D.W. (1992): The Rise and Fall of Politicians: The Judged Height of Broadbent, Mulroney and Turner Before and After the 1988 Canadian Federal Election, in: *Canadian Journal of Behavioral Science* 24, S.404-409.
- Judge, T.A. / Cable, D.M. (2004): The Effect of Physical Height on Workplace Success and Income: Preliminary Test of a Theoretical Model, in: *Journal of Applied Psychology* 89, S.428-441.
- Komlos, J. (1998): Shrinking in a Growing Economy? The Mystery of Physical Stature during the Industrial Revolution, in: *Journal of Economic History* 58, S.779-802.
- Kriwy, P. / Komlos, J. / Baur, M. (2003): Soziale Schicht und Körpergröße in Ost- und Westdeutschland, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 55, S.543-556.
- Laffont, J.-J. / Martimort, D. (2002): *The Theory of Incentives: The Principal-Agent Problem*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Loh, E.S. (1993): The Economic Effects of Physical Appearance, in: *Social Science Quarterly* 74, S.420-438.
- Mincer, J.A. (1958): Investment in Human Capital and Personal Income Distribution, in: *Journal of Political Economy* 66, S.281-302.
- Mincer, J.A. (1970): The Distribution of Labor Incomes: A Survey with Special Reference to the Human Capital Approach, in: *Journal of Economic Literature* 8, S.1-26.
- Mincer, J.A. (1974): *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research.
- Mitra, A. (2001): Effects of Physical Attributes on the Wages of Males and Females, in: *Applied Economic Letters* 8, S.731-735.
- Mobius, M.M. / Rosenblat, T.S. (2004): *Why Beauty Matters*, Working Paper, Harvard University and Wesleyan University.
- Neal, D. / Rosen, S. (2000): Theories of the Distribution of Earnings, in: A.B. Atkinson / F. Bourguignon (Hrsg.), *Handbook of Income Distribution*. Volume 1, Amsterdam: Elsevier Science, S. 379-427.
- Pak, S. (2004): The Biological Standard of Living in the Two Koreas, in: *Economics and Human Biology* 2, S.511-521.
- Persico, N. / Postlewaite, A. / Silverman, D. (2003): The Effect of Adolescent Experience on Labor Market Outcomes: The Case of Height, PIER Working Paper 03-036, Penn Institute for Economic Research.
- Register, C.A. / Williams, D.R. (1992): Wage Effects of Obesity Among Young Workers, in: *Social Science Quarterly* 71, S.130-141.
- Sousa-Poza, A. (2003): The Gender Wage Gap and Occupational Segregation in Switzerland, 1991-2001, in: *Schweizerische Zeitschrift für Soziologie* 29, S.399-341.
- Steckel, R.H. (1994): Heights and Health in the United States, 1710-1950, in: J. Komlos (Hrsg.), *Stature, Living Standards, and Economic Development*, Chicago: University of Chicago Press, S. 153-170.
- Steckel, R.H. (1995): Stature and the Standard of Living, in: *Journal of Economic Literature* 33, S.1903-1940.
- Steckel, R.H. (2004a): Historical Perspective on the Standard of Living Using Anthropometric Data, in: E.N. Wolff (Hrsg.), *What Has Happened to the Quality of Life in the Advanced Industrial Nations?*, London: Edward Elgar, S. 257-74.
- Steckel, R.H. (2004b): New Light on the ›Dark Ages‹: The Remarkably Tall Stature of European Men during the Medieval Era, in: *Social Science History* 28, S.211-29.

- Steckel, R.H. (2005): Health and Nutrition in the Pre-Industrial Era: Insights from a Millennium of Average Heights in Northern Europe, in: R.C. Allen / T. Bengtsson / M. Dribe (Hrsg.), *Living Standards in the Past: New Perspectives on Well-Being in Asia and Europe*, Oxford: Oxford University Press, S. 227-53.
- Thomas, D. / Strauss, J. (1997): Health and Wages: Evidence on Men and Women in Urban Brazil, in: *Journal of Econometrics* 77, S.159-185.
- UBS AG (2003): *Preise und Löhne. Ein Kaufkraft- und Lohnvergleich rund um die Welt*, Zürich: UBS AG, Wealth Management Research.
- Wilson, E.O. (2000): *Sociobiology. The New Synthesis (25th Anniversary)*, Cambridge, MA: Belknap Press of Harvard University Press.
- Wolter, S.C. / Weber, B.A. (1999): On the Measurement of Private Rates of Return to Education, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 218 (5+6), S.605-618.
- Wooldridge, J.M. (2002): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: MIT Press.
- Young, T.J. / French, L.A. (1996): Height and Perceived Competence of U. S. Presidents, in: *Perceptual and Motor Skills* 82, S.1002.

Thomas Gautschi, Ph.D.
 e-mail: gautschi@soz.unibe.ch
 Dominik Hangartner, MSc
 e-mail: hangartner@soz.unibe.ch
 Universität Bern
 Institut für Soziologie
 Unitobler, Lerchenweg 36
 CH - 3000 Bern 9