

Halbe Kraft voraus?

Arbeitseinsatz, berufliche Segregation und Löhne von Frauen auf dem Schweizer Arbeitsmarkt*

Von Henriette Engelhardt und Ben Jann

1. Einleitung

In den letzten Jahrzehnten hat sich die Situation von Frauen in vielen arbeitsmarktrelevanten Bereichen wie Schulbildung, Berufsbildung und Studium der der Männer angenähert. Trotz der damit einhergehenden steigenden Erwerbsbeteiligung von Frauen existieren nach wie vor große Differenzen in der Verantwortlichkeit für Haushaltsarbeit (Bundesamt für Statistik 1993, S.31ff.; 1996b; 1997, S.12ff.). US-amerikanische Studien zeigen etwa, dass verheiratete erwerbstätige Frauen ungefähr die doppelte Menge an Haushaltsarbeit verrichten wie Männer (Geerken/Gove 1983; Goldscheider/Waite 1991; Lennon/Rosenfield 1994; Pleck 1985; Ross 1987). Diese Verantwortlichkeit drückt sich nicht nur in der (Dis-)Kontinuität der Beschäftigung im Lebenslauf aus, sondern auch in der Berufswahl und in der Arbeitsorientierung (Polachek 1979; Becker 1985; Mincer 1985) und damit einhergehend in den Löhnen. So sind in der Schweiz wie in den meisten anderen westlichen Industriegesellschaften die Berufe noch immer stark geschlechtsspezifisch segregiert (Müller et al. 1997) und die Frauenlöhne liegen gut 20% unter dem Einkommensniveau der Männer (Bundesamt für Statistik 2000; 2003; die Zahl bezieht sich auf den auf 40 Wochenstunden standardisierten Bruttolohn).

Zur Erklärung dieser Einkommensungleichheit greifen Becker (1985; [1981] 1991) und Mincer (1985) in einer Erweiterung der Humankapitaltheorie auf die Annahme einer ungleichen Arbeitsanstrengung («work effort») von Frauen und Männern selbst bei gleicher Arbeitszeit zurück. Die Ursache für die ungleiche Bemühung liegt nach den Autoren in der nach wie vor bestehenden Hauptverantwortlichkeit der Frauen im Haushalt. Die Berufssegregation ergibt sich bereits in Antizipation dieser familialen Situation.

Trotz dieser weitreichenden Annahme des ungleichen Arbeitseinsatzes von Frauen und Männern ist die Humankapitaltheorie für viele Wirtschafts- und Sozialwissenschaftler die dominante Theorie zur Erklärung von Einkommensungleichheit. Die Annahme wird dabei in der Regel nicht weiter thematisiert. Bislang existiert u.W. mit der Studie von Bielby/Bielby (1988) »She Works Hard for the Money« nur ein Versuch, diese mittels Surveydaten zu prüfen. Die Autoren kommen in ihrer Analyse von US-amerikanischen Daten mit multivariaten Regressionsanalysen zu dem Ergebnis, dass die Annahme nicht haltbar ist. In der vorliegenden Arbeit wird diese Studie mit Daten des »Schweizer Arbeitsmarktsurveys 1998« repliziert um zu überprüfen, inwiefern die Arbeitsanstrengung tatsächlich eine Determinante von Lohn und beruflicher Segregation darstellt.

In Abschnitt 2 werden zunächst das Argument des geringeren Arbeitseinsatzes der Humankapitaltheoretiker und die damit verbundenen Implikationen näher erläutert. Daran anschließend werden in Abschnitt 3 Hypothesen über die Determinanten der Arbeitsanstrengung und des Lohnes formuliert. Abschnitt 4 enthält eine Beschreibung der Daten und der Operationalisierung von »work effort«, beruflicher Segregation und Lohn, sowie deren Determinanten. Die empirischen Ergebnisse werden in Abschnitt 5 vorgestellt. Abschnitt 6 fasst zusammen.

* Gefördert durch den Schweizerischen Nationalfonds (SNF) im Rahmen des Schwerpunktprogramms »Zukunft Schweiz« (Projekt Nr. 5004-47887).

2. Theorie

In einer jüngeren Version der Humankapitaltheorie äussert Becker die Annahme, dass aufgrund der empirisch nachweisbaren Mehrbelastung von erwerbstätigen Frauen durch Kinderbetreuungsaufgaben und sonstige Haushaltstätigkeiten Frauen im Vergleich zu Männern weniger Energie oder »effort« in die Erwerbsarbeit pro Stunde einbringen (Becker 1985; [1981] 1991, S.54ff.; Mincer 1985, S.S3). Dimensionen dieses »efforts« sind nach Becker etwa der physische und mentale Einsatz sowie die Ambition und Motivation (1985, S.S49). So will Becker selbst bei gleichem Arbeitsangebot unterschiedliche Löhne durch die geringere Anstrengung und Mühe verheirateter Frauen bei der Arbeit begründen. Becker (1985, S.S33) fasst seine Argumentation in »Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor« wie folgt zusammen:

»Increasing returns from specialized human capital is a powerful force creating a division of labor in the allocation of time and investments in human capital between married men and married women. Moreover, since child care and housework are more effort intensive than leisure and other household activities, married women spend less effort on each hour of market work than married men working the same number of hours. Hence, married women have lower hourly earnings than married men with the same market human capital, and they economize on the effort expended on market work by seeking less demanding jobs. The responsibility of married women for child care and housework has major implication for earnings and occupational differences between men and women.«

Im Wissen um die Doppelbelastung von Familie und Beruf wählen Frauen weniger anspruchsvolle Tätigkeiten, was nach Becker die unterschiedliche Verteilung von Frauen und Männer auf die Berufe erklärt. Im Gegensatz zu Beck-Gernsheim (1981), die »weibliches Arbeitsvermögen« (und damit die Berufssegregation) durch sozialisationsbedingte Präferenzen begründet, muss Becker zur Erklärung der Berufssegregation nicht auf die Annahme geschlechtsspezifischer Präferenzen zurückgreifen.¹

Da sich Frauen nun nach Becker – ungeachtet der ausgeübten Tätigkeit – weniger bei der Erwerbsarbeit anstrengen als die Männer, sammeln sie selbst bei gleicher Arbeitszeit weniger berufs- und betriebsspezifisches Humankapital. In Kombination mit einem geringeren Arbeitsangebot von Frauen kann Becker so erklären, dass sich im Laufe des Erwerbslebens das Lohngefälle zwischen Frauen und Männern vergrössert (Becker [1981] 1991, S.53). Ferner impliziert Beckers Modell selbst bei gleichem Arbeitsangebot und identischem marktspezifischen Humankapital höhere Stundenlöhne lediger Frauen im Vergleich zu verheirateten. Die Begründung hierfür liegt wiederum in vermehrten Haushaltsverpflichtungen verheirateter Frauen, die deshalb weniger anstrengende Tätigkeiten ausüben und insgesamt weniger Energie für die Marktarbeit aufwenden. In der Literatur findet sich empirische Evidenz für die von Becker postulierten Einkommensverläufe von Frauen und Männern (z.B. Diekmann/Engelhardt 1995a; Lorenz/Wagner 1993) sowie für die ungleichen Löhne von verheirateten und ledigen Frauen (Diekmann/Engelhardt 1995b).²

Bezüglich der Arbeitsteilung im Haushalt nimmt Becker an, dass selbst geringfügige Benachteiligungen von Frauen auf dem Arbeitsmarkt, z.B. aufgrund Diskriminierung durch Arbeitgeber (Becker [1957] 1971) oder geringerer Entlohnung durch diskontinuierliche Beschäftigungskarrieren, den Männern komparative Vorteile bei der Marktarbeit verleihen. Darüber hinaus verfügen Frauen laut Becker beim Grossziehen von Kindern über gewisse natürliche biologische Vorteile, woraus sich ein komparativer Vorteil bei der Hausarbeit ergibt. Das eine

1) Nach Polachek (1976; 1981) dürften Frauen in jenen haushaltsnahen Berufen seltener anzutreffen sein, in denen Berufsunterbrechungen mit hohen Humankapitalverlusten verbunden sind.

2) Die Annahme der ungleichen Arbeitsmühe steht allerdings im Gegensatz zu älteren Versionen der Humankapitaltheorie, in der Einkommensdifferenzen nur auf ungleiche Ausstattungen in der Schul- und Berufsausbildung zurückgeführt wurden (Becker [1964] 1993).

und/oder andere führt nun gemäss Becker (1985, S.40ff.) zu einer extremen Spezialisierung in der Aneignung von spezifischem Humankapital und in der Allokation von Arbeitsanstrengungen: Während sich Männer im Erwerb marktspezifischen Humankapitals spezialisieren, konzentrieren sich die Investitionen und Anstrengungen von Frauen auf die Hausarbeit. Kleine geschlechtsspezifische Unterschiede in der Anfangszeit der Berufslaufbahn gepaart mit Diskriminierung durch die Arbeitgeber führen so zu den wohlbekanntesten Folgen im weiteren Lebenslauf: Arbeitsteilung im Haushalt, berufliche Segregation und Lohnungleichheit.

Ist es nun aber tatsächlich so, dass Frauen mit Familienverpflichtungen weniger Anstrengung und Mühe in die Erwerbsarbeit einbringen, um damit Energie für die anfallende Haushaltsarbeit aufzusparen? In der ökonomischen und soziologischen Forschung finden sich zwar zahlreiche Arbeiten darüber, wie Männer und Frauen ihre verfügbare Zeit zwischen Haushalts- und Marktaktivitäten aufteilen (z.B. Shelton 1992; Blanke et al. 1996; Durán et al. 1998). Diese Zeitbudgetstudien sagen aber nichts darüber aus, wie Männer und Frauen mit gleicher Erwerbsarbeitszeit ihre Energiereserven einbringen.

Experimentelle sozialpsychologische Studien zur so genannten »Equity«-Theorie, welche sich primär auf die Beurteilung von Arbeitsleistung beziehen, konnten implizit Beckers These widerlegen (siehe hierzu die bei Bielby/Bielby 1988 zitierte Literatur). Major et al. (1984) fanden etwa durch Messungen des objektiven Arbeitseinsatzes und der Arbeitseffizienz, dass Frauen im Mittel ausdauernder, korrekter und effizienter arbeiten als Männer. Trotz der besseren Leistung der Frauen unterscheiden sich die Geschlechter aber nicht bei der Selbsteinschätzung ihrer Arbeitsleistung.

Obwohl die objektiv grössere Arbeitsleistung von Frauen in verschiedenen experimentellen Studien nachgewiesen wurde, bestehen dennoch Zweifel hinsichtlich dieser im Labor gewonnenen Resultate. So ist fraglich, inwieweit Laborexperimente mit vorwiegend studentischen Versuchspersonen ein geeignetes Instrumentarium zur Analyse des Einflusses von Familienverantwortlichkeit auf die tatsächliche Leistung bei der Erwerbsarbeit sind. Ein adäquates experimentelles Design zur Überprüfung von Beckers Annahme müsste vielmehr von einer Zufallsaufteilung männlicher und weiblicher Probanden auf unterschiedliche Haushaltstypen ausgehen und dann die Arbeitsleistung untersuchen. Da dieses Design in der Realität kaum umsetzbar ist, scheinen nicht-experimentelle Untersuchungsdesigns besser geeignet (vgl. Bielby/Bielby 1988).

Entgegen der Annahme, dass Frauen aufgrund der höheren Belastung im Haushalt allgemein weniger Energie in Erwerbsarbeit investieren, kommen Bielby/Bielby (1988) anhand von Sekundäranalysen des »Quality of Employment Surveys« von 1973 und 1977 zum Ergebnis, dass Frauen *nicht* weniger »work effort« erbringen als Männer und sich bei vergleichbarer Familiensituation und Haushaltsverpflichtung sowie vergleichbarem Humankapital und Einkommen sogar signifikant mehr bei der Erwerbsarbeit bemühen. »Work effort« wurde dabei auf einer additiven Skala gemessen, die sich aus den Selbstauskünften dreier Fragen zusammensetzt. Die Fragen bzw. Items waren: (1) »My job requires that I work very hard.« (2) »Altogether, how much effort, either physical or mental, does your job require?« (3) »And how much effort do you put into your job beyond what is required?« (Bielby/Bielby 1988, S.1040). Zur Kontrolle, ob Frauen ihren Arbeitseinsatz aufgrund der familialen Mehrbelastungen höher bewerten, replizierten Bielby/Bielby ihre Analyse ausschliesslich mit Item (3) als Mass für »work effort«. Auch diese Resultate stehen in Widerspruch zu Beckers These der Kräfteschonung von Frauen bei der Erwerbsarbeit.³

3) Mit der gleichen Datenbasis finden Glass/Camarigg (1992) ferner, dass sich erwerbstätige Mütter mit einem Arbeitspensum von über 30 Wochenstunden nicht häufiger in jenen Tätigkeiten finden, die besonders gut mit familialen Verpflichtungen vereinbar sind.

Mehr als fünfzehn Jahre nach Erscheinen der Studie gilt – bis auf diese Ausnahme – noch immer: »The assertion that women seek less demanding jobs and exert less effort on the job is simply a widely held but untested assumption of human capital models« (Bielby/Bielby 1988, S.1033). Weder die Arbeiten von Becker (1985; [1981] 1991) noch die von Mincer (1985) beruhen bislang auf systematischer empirischer Evidenz über die Allokation von Mühe und Anstrengung zwischen Haus- und Marktarbeit.

Allerdings gibt es verschiedene Studien, in denen die Hypothese durch die Analyse des Effekts der Haushaltsarbeit auf die Löhne indirekt zu testen versucht wird. Während z.B. Stratton (2001) und Hersch/Stratton (2002) den Effekt der Haushaltsarbeit bestätigt sehen, liefert McLennan (2000) Befunde dagegen. Weitere Studien befassen sich mit der Bedeutung von Kindern für die Löhne von Frauen (Waldfogel 1997; 1998; Trappe/Rosenfeld 2000; Budig/England 2001; Budig 2002). Auch wenn aber vom Ausmaß an Haushaltsarbeit bzw. dem Vorhandensein von Kindern tatsächlich Lohn vermindernde Effekte für Frauen ausgehen sollten, sagt dies über die Richtigkeit von Beckers These reichlich wenig aus.

3. Hypothesen und Modelle

Fassen wir die obigen Ausführungen zusammen, so kann in Anlehnung an Bielby/Bielby (1988, S.1037) die Beziehung zwischen der Arbeitsanstrengung und ihren Determinanten wie folgt formuliert werden:

$$E = f(S, \mathbf{F}, \mathbf{H}, \mathbf{J})$$

wobei E ein Mass für die Arbeitsanstrengung bezeichnet und S eine binäre Variable für das Geschlecht darstellt. \mathbf{F} ist ein Vektor weiterer demographischer Merkmale und der familialen Situation bzw. der Haushaltsverpflichtungen, während \mathbf{H} marktspezifisches Humankapital und Arbeitsangebot bezeichnet und \mathbf{J} die Arbeitssituation repräsentiert.

Gemäss Beckers Theorie ist zu erwarten, dass Frauen im Durchschnitt weniger Anstrengung bei der Erwerbsarbeit aufbringen als Männer. Diese Beziehung wird durch familiäre Merkmale bzw. Haushaltsverpflichtungen und marktspezifisches Humankapital vermittelt. Unter Kontrolle dieser Faktoren sollte der Geschlechtereffekt denn auch verschwinden.

Demographie und Familie: Mit Rhodes (1983) sowie Bielby/Bielby (1988) nehmen wir einen zunächst ansteigenden, dann aber abflachenden und gegen Ende der Erwerbskarriere abfallenden Effekt des Lebensalters auf die Arbeitsanstrengung an. Bezüglich der Haushaltsverpflichtungen gehen wir davon aus, dass mit zunehmenden Stunden, die pro Woche für Haushaltsarbeit aufgewendet werden, die Arbeitsanstrengung im Beruf sinkt. Einen ähnlichen Effekt erwarten wir, wenn jemand die Hauptverantwortung für die Kindererziehung trägt. In der Studie von Bielby/Bielby (1988) wurden einige weitere Merkmale der familialen Situation wie etwa das Vorhandensein eines erwerbstätigen Gatten oder kleiner Kinder untersucht. Wir verzichten hier auf diese Variablen, da die beiden erstgenannten Merkmale (Stunden Haushaltsarbeit, Kinderbetreuung) das Ausmaß an Belastung durch Haushaltsverpflichtungen direkter messen und unter deren Kontrolle die zusätzlichen Variablen keinen nennenswerten Einfluss mehr aufweisen.

Humankapital und Arbeitsangebot: Nach Beckers Humankapitaltheorie bevorzugen Frauen Teilzeitstellen, da diese relativ einfach mit Haushaltsverpflichtungen vereinbar sind. Personen mit Vollzeitstellen akkumulieren mehr marktspezifisches Humankapital und haben daher einen komparativen Vorteil bei der Marktarbeit. Gemäss Becker (1985, S.S49) sollten diese Personen denn auch mehr Arbeitsanstrengung bei der Erwerbsarbeit zeigen als Personen mit Teilzeitstellen. Die gleiche Argumentation gilt für Personen, die Überzeit zu Hause arbeiten: auch hier ist eine erhöhte Arbeitsanstrengung zu erwarten. Ähnlich sollten Perso-

nen mit höherer Bildung mehr marktspezifisches Humankapital ansammeln und daher auch mehr Anstrengung außerhalb des Haushalts zeigen. Das Haushaltseinkommen ist ein Maß für die dem Haushalt insgesamt zur Verfügung stehenden Ressourcen. Je höher das Haushaltseinkommen abzüglich des eigenen Einkommens ist, desto geringer ist der Nutzen jeder zusätzlich verdienten Geldeinheit und desto eher sollte eine Konzentration auf Haushaltsarbeit beobachtbar sein. Folglich sollte die individuelle Arbeitsanstrengung mit zunehmendem Einkommen der anderen Haushaltsmitglieder sinken.

Arbeitssituation: Schliesslich ist noch die Arbeitssituation zu beachten, da davon ausgegangen werden kann, dass attraktive Arbeitsplätze nicht nur mehr Arbeitsanstrengung erfordern, sondern umgekehrt über motivationsfördernde Bedingungen der Arbeitssituation und -tätigkeit auch mehr Arbeitseinsatz produzieren (Ulich 1994, S.89f.). So ist zu erwarten, dass sich Personen mit Leitungsfunktion sowie Selbstständige mehr einsetzen als ausführende und abhängig Beschäftigte. Ferner ist zu erwarten, dass verschiedene Berufsgruppen einen unterschiedlichen Arbeitseinsatz zeigen. Beckers Theorie impliziert aufgrund der Selbstselektion der Frauen in bestimmte Berufe, dass Berufe mit einem hohen Frauenanteil weniger Arbeitsanstrengung erfordern als männerdominierte Berufsgruppen und dies unabhängig davon, ob ein bestimmter Beruf von einem Mann oder einer Frau ausgeübt wird.

Bezüglich der Erklärung des Lohnes halten wir uns an die Standardmodelle aus der Humankapitaltheorie (z.B. Mincer 1974; Franz 1996; Willis 1992). Unser Modell lautet

$$\ln(W) = \beta_0 + \beta_1 B + \beta_2 X + \beta_3 X^2 + \beta_4 T + \gamma_1 E + \gamma_2 Q$$

wobei $\ln(W)$

dem logarithmierten Stundenlohn, B den Bildungsjahren, X der Berufserfahrung und T der Firmentreue entspricht. Die Berufserfahrung fließt parabolisch ein, um dem Phänomen abnehmender Grenzzinsen gerecht zu werden. Die Koeffizienten der Gleichung können näherungsweise als Prozenteffekte auf den erwarteten Stundenlohn interpretiert werden. Ein Jahr mehr Bildung würde den Stundenlohn also

um ca. $\beta_1 \xi 100$ Prozent verändern (genauer um $[\exp(\beta_1) - 1] \xi 100$ Prozent).

Für Bildung und Firmentreue sind positive Einflüsse zu erwarten, für Berufserfahrung ein positiver, jedoch mit der Zeit kleiner werdender Effekt (d.h. $\beta_2 > 0$ und $\beta_3 < 0$). Gemäss Beckers Theorie ist zudem für die Arbeitsanstrengung (E) von einem positiven Einfluss auf den Lohn auszugehen ($\gamma_1 > 0$).

Um eine mögliche indirekte Wirkungsweise über die berufliche Segregation zu testen, berücksichtigen wir den Frauenanteil im Beruf (Q), von dem ein negativer Effekt zu erwarten wäre ($\gamma_2 < 0$).

4. Daten und Operationalisierung der Variablen

Die vorliegende Arbeit basiert auf dem »Schweizer Arbeitsmarktsurvey 1998« (SAMS 98), einer Primärerhebung, die u.a. auf eine Replikation der Studie von Bielby/Bielby (1988) ausgerichtet war.⁴ Bei dieser Umfrage wurden mit einem standardisierten telephonischen Inter-

4) Die Befragung war ein Gemeinschaftsprojekt des Instituts für Politikwissenschaft und des Instituts für Soziologie der Universität Bern und wurde im Rahmen des Schwerpunktprogramms »Zukunft Schweiz« vom Schweizerischen Nationalfonds zur Förderung der wissenschaftlichen Forschung finanziert. Zur Untersuchungsmethodik und Durchführung siehe Diekmann et al. (1999) und Jann (2003). Die Daten sind beim Schweizerischen Informations- und Daten-Archivdienst für die Sozialwissenschaften (SIDOS) in Neuenburg sowie beim Zentralarchiv für empirische Sozialforschung (ZA) in Köln erhältlich.

view von durchschnittlich 40 Minuten Dauer insgesamt 3028 Personen aus der ständigen (deutsch-, französisch- oder italienischsprachigen) Wohnbevölkerung der Schweiz im Alter von 18 bis 70 Jahren befragt. Die Ausschöpfungsquote betrug 63%. Ein Vergleich mit korrespondierenden Daten aus der amtlichen Statistik und der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung (SAKE) zeigt eine recht gute Anpassung des haushalts- wie auch des personenspezifischen Datensatzes (vgl. Diekmann et al. 1999, S.9f.).

Berücksichtigt werden bei den folgenden Analysen ausschliesslich Personen im Alter von 18 bis 62 Jahren. Ausländer werden berücksichtigt sofern sie Ausweis C (ständige Aufenthaltserlaubnis) oder B (Jahresaufenthalter) besitzen. Gelegenheitsmäßig Beschäftigte bzw. erwerbstätige Personen mit einem Arbeitspensum von weniger als 6 Stunden pro Woche werden ausgeschlossen. Zudem werden nur Fälle berücksichtigt, die bei den zu Grunde liegenden Variablen keine fehlenden Werte aufweisen. Obwohl sich die Auswahlwahrscheinlichkeiten der einzelnen Zielpersonen des SAMS 98 stichprobenplanbedingt unterscheiden (Personen, die in kleinen Haushalten leben, wurden mit größerer Wahrscheinlichkeit in die Stichprobe aufgenommen), verzichten wir im Folgenden auf eine Gewichtung der Daten. Wie Winship/Radbill (1994) zeigen, sind ungewichtete Regressionssschätzungen i.d.R. konsistent und unverzerrt und aufgrund höherer Effizienz einer gewichteten Schätzung vorzuziehen.⁵

Zur Messung der »Arbeitsanstrengung« (work effort) wird ein additiver Index aus vier Items gebildet, die jeweils auf einer vierstufigen ordinalen Skala gemessen wurden. Die Items lehnen sich an Bielby/Bielby (1988) an und wurden wie folgt erfragt: 1) »Inwieweit stimmen Sie folgender Aussage zu: Meine Tätigkeit erfordert, dass ich sehr hart arbeite.« (»lehne stark ab« bis »stimme stark zu«), 2) »Wie viel körperliche Anstrengung erfordert Ihre Arbeit im Allgemeinen?« (»keine« bis »viel«), 3) »Wie viel geistige Anstrengung erfordert Ihre Beschäftigung im allgemeinen?« (»keine« bis »viel«). 4) »Bemühen Sie sich im Beruf mehr zu leisten als das, was von Ihnen gefordert wird?« (»nein« bis »ja, viel«). Die Items 2 und 3 werden zusammengefasst und fließen als arithmetischer Mittelwert ein. Der resultierende Index nimmt Werte im Bereich von 0 bis 3 an, wobei 0 »kleine Anstrengung bei der Arbeit« bedeutet und 3 für »grosse Anstrengung bei der Arbeit« steht.

Bei der Betrachtung der Items fällt auf, dass die ersten drei Items stärker auf die *erforderte* Arbeitsanstrengung abheben, während das vierte Item die *Arbeitsmotivation* misst. Wir bilden daher zudem eine um das vierte Item verkürzte Skala der »Arbeitsanforderung« und benennen das vierte Item »Arbeitsmotivation«. Wie der Index der »Arbeitsanstrengung« nehmen auch diese beiden Skalen Werte von 0 bis 3 an.

Die in Abschnitt 3 beschriebenen Determinanten der Arbeitsanstrengung werden wie folgt operationalisiert:

- Geschlecht als binäre Variable »Frau«.
- »Alter« in Jahren sowie »Alter²/100«.
- »Haushaltsarbeit« in Stunden pro Woche geteilt durch 10.
- Hauptverantwortlichkeit für die Kinderbetreuung als Indikatorvariable »Kinderbetreuung«.
- Beschäftigungsgrad als Indikatorvariable »Vollzeit«.
- Indikator »Überzeit« für Personen, die zu Hause Überzeit leisten.
- »Schulbildung« in Jahren beruhend auf den Angaben zum höchsten Ausbildungsabschluss gemäß folgender Zuordnung (gestützt auf Bundesamt für Statistik 1999a; 1999b): ohne Abschluss 8 Jahre; obligatorische Schule 9 Jahre; Anlehre 9.75 Jahre; Handelsschule/

5) Ob dennoch eine Gewichtung angezeigt ist, kann mit einem Test nach DuMouchel/Duncan (1983) einfach geprüft werden. In unserem Fall finden sich keine Hinweise für die Notwendigkeit einer gewichteten Analyse.

Haushaltslehrjahr 10 Jahre; Berufslehre 10.5 Jahre; Diplommittelschule 11.5 Jahre; Vollzeitberufsschule, Berufsmaturität, Meisterdiplom/Fachausweis 12 Jahre; gymnasiale Maturität, Techniker-/Fachschule 12.5 Jahre; höhere Fachschule/HTL/HWV 15 Jahre; Uni/Hochschule 17.5 Jahre; andere Ausbildungen 9 Jahre.

- Indikator »Leitungsfunktion«, falls andere Mitarbeiter angeleitet oder beaufsichtigt werden.
- »log. Haushaltseinkommen« als der natürliche Logarithmus des monatlichen Nettoeinkommens aller Haushaltsmitglieder abzüglich des persönlichen Nettoeinkommens.
- Indikator »Selbständig« für Selbständige und Mithelfende.
- »Frauenanteil im Beruf« als Frauenanteil in den verschiedenen Berufsgattungen (4-Steller) der ISCO-88 (vgl. International Labour Organization 1990), wegen der höheren Fallzahl basierend auf der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung 1998 (SAKE, vgl. Bundesamt für Statistik 1996a). Berücksichtigt werden bei der Berechnung nur Personen im Alter von 18 bis 62 Jahren.

Ferner kommen zur Analyse der Löhne und der Berufssegregation folgende Variablen zur Anwendung:

- »Frauenanteil im erlernten Beruf« (analog zum »Frauenanteil im Beruf«).
- »log. Stundenlohn« als der natürliche Logarithmus des persönlichen monatlichen Nettoeinkommens geteilt durch die wöchentlichen Arbeitsstunden mal 3.64 (der Faktor 3.64 ergibt sich aus der Anzahl Wochen pro Monat, einem 13. Monatslohn und einem Monat bezahlten Urlaubs pro Jahr; als wöchentliche Arbeitsstunden werden die Angaben zu den gewöhnlich pro Woche für den Beruf gearbeiteten Stunden verwendet, bei Fehlen dieser Angaben die vertraglich vereinbarten Wochenarbeitsstunden).
- »Berufserfahrung« in Jahren und »Berufserfahrung²/100« abgeleitet aus den Angaben zur persönlichen Berufsbiografie (aufsummierte Dauer sämtlicher Erwerbsphasen seit dem Abschluss der Erstausbildung).
- »Firmentreue« in Jahren (Anzahl Jahre seit dem letzten Stellenwechsel).
- »Arbeitsmotivation« als dichotomisierte Arbeitsmotivation (die Variable ist gleich 1, falls die ordinale Skala der »Arbeitsmotivation« einen Wert von 2 oder 3 annimmt).

5. Empirische Ergebnisse

5.1 Arbeitsanstrengung und Motivation

Betrachten wir zunächst die geschlechtsspezifischen Unterschiede in der Arbeitsanstrengung. Wie Tabelle 1 zu entnehmen ist, unterscheiden sich die männlichen und weiblichen Befragten systematisch. Während sich für die Männer eine durchschnittliche Arbeitsanstrengung von 2.129 berechnet, weisen Frauen mit 2.069 Skaleneinheiten einen signifikant geringeren Wert auf. Dieses Resultat steht klar im Widerspruch zu den Ergebnissen von Bielby/Bielby (1988), die beim Mittelwertvergleich mit dem gleichen Index keine geschlechtsspezifischen Unterschiede finden; im Gegenteil berichten Frauen in ihrer Stichprobe sogar einen geringfügig höheren Arbeitseinsatz, wobei die Autoren allerdings die Mittelwertdifferenzen nicht auf signifikante statistische Unterschiede testen.

Tabelle 1: Mittelwerte der Variablen
(Standardabweichungen in Klammern)

	Total (N = 1758)	Frauen (N = 786)	Männer (N = 972)	Differenz
Arbeitsanstrengung (0-3)	2.102 (0.507)	2.069 (0.528)	2.129 (0.488)	*
Arbeitsanforderung (0-3)	2.051 (0.538)	2.006 (0.589)	2.087 (0.489)	**
Arbeitsmotivation (0-3)	2.204 (0.821)	2.195 (0.816)	2.212 (0.826)	n.s.
Alter in Jahren	39.444 (10.776)	39.772 (10.605)	39.179 (10.911)	n.s.
Haushaltsarbeit in Std. pro Woche/10	1.624 (1.803)	2.273 (2.157)	1.099 (1.227)	***
Kinderbetreuung (0/1)	0.111	0.228	0.016	***
Vollzeit (0/1)	0.734	0.483	0.936	***
Überzeit zu Hause (0/1)	0.090	0.066	0.110	**
Bildungsjahre	11.609 (2.362)	11.281 (2.202)	11.874 (2.453)	***
log. Haushaltseinkommen	3.972 (4.076)	4.699 (4.176)	3.384 (3.897)	***
Leitungsfunktion (0/1)	0.598	0.478	0.694	***
Selbständig (0/1)	0.100	0.074	0.120	**
Frauenanteil im Beruf	0.453 (0.325)	0.673 (0.256)	0.275 (0.260)	***
Frauenanteil im erlernten Beruf	0.459 (0.340)	0.705 (0.229)	0.261 (0.279)	***
Frau (0/1)	0.447			

Anmerkungen: Erwerbstätige im Alter von 18-62, inkl. Ausländer B und C, ohne geringfügig Erwerbstätige; Signifikanzen (zweiseitig): n.s. = nicht signifikant, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; Quelle: SAMS 98, ungewichtet.

Ein differenzierteres Bild erhält man durch die Aufteilung der Skala in die beiden Komponenten der »Arbeitsanforderung« und der »Arbeitsmotivation«. Wie man erkennen kann, ist die Geschlechterdifferenz in der Gesamtskala auf unterschiedliche Werte in der *Arbeitsanforderung* zurückzuführen. Die befragten Frauen verrichten also Arbeiten, die gemäß Selbstauskunft weniger Anstrengung *erfordern*, bezüglich des *Arbeitsengagements* sind jedoch keine Unterschiede feststellbar. Schon diese einfachen bivariaten Resultate zeigen, dass es sinnvoll ist, die beiden Komponenten auseinander zu halten.

Die gefundenen geschlechtsspezifischen Unterschiede in der erforderlichen Anstrengung bei der Erwerbsarbeit spiegeln sich in den Indikatoren der Haushaltsverpflichtungen wieder. Erwerbstätige Frauen verrichten mit knapp 23 Stunden pro Woche mehr als doppelt so viel Haushaltsarbeit wie die erwerbstätigen Männer. Noch deutlicher sind die Unterschiede bezüglich der Hauptverantwortung für die Kinderbetreuung: Während nur knapp 2 Prozent der befragten Männer diese Verantwortung tragen, sind es bei den erwerbstätigen Frauen 23 Prozent.

Ferner entsprechen die Ergebnisse bezüglich des marktspezifischen Humankapitals und des Arbeitsangebots Beckers Annahme des komparativen Nachteils der Frauen bei der Marktarbeit: Erwerbstätige Frauen sind mit ca. 48% signifikant seltener vollzeitbeschäftigt als die Männer (94%) und leisten signifikant seltener Überzeit zu Hause (knapp 7% im Vergleich zu 11%). Weiter können Frauen in der Schweiz im Schnitt nach wie vor signifikant weniger Bildungsjahre vorweisen und berichten über ein signifikant höheres Haushaltseinkommen der anderen Haushaltsmitglieder. Auch bezüglich der Arbeitssituation finden wir die altbekannten Muster: Frauen nehmen seltener Positionen mit Leitungsfunktion ein und sind weniger häufig selbständig. Darüber hinaus ist der Arbeitsmarkt stark nach Geschlecht segregiert.

Betrachten wir vor diesen ersten Ergebnissen, ob die signifikant geringere Arbeitsanstrengung der Frauen durch die grösseren Haushaltsverpflichtungen und durch komparative Nachteile bei der Marktarbeit erklärbar ist, oder ob sich eventuell die unterschiedliche Arbeitssituation für die Differenz verantwortlich zeichnet. Dazu schätzen wir OLS-Regressionsmodelle, deren Koeffizienten in Tabelle 2 ausgewiesen sind.

In einem ersten Modell schätzen wir den Geschlechtereffekt unter Kontrolle des Alters und der Haushaltsverpflichtungen (M1). Neben dem erwarteten – allerdings nicht signifikanten – parabolischen Einfluss des Alters auf den Arbeitseinsatz zeigt sich in Einklang mit Beckers These ein signifikanter negativer Effekt der Haushaltsverpflichtungen. Allerdings ist es nicht einfach der zeitliche Aufwand für Haushaltsarbeiten, von dem der Effekt ausgeht, sondern die Hauptverantwortung für die Kinderbetreuung (die Haushaltsarbeitszeit hat nur dann einen signifikanten Effekt, wenn die Variable der Kinderbetreuung weggelassen wird). Wichtig erscheint hier vor allem, dass der negative Einfluss des Geschlechts auf die Arbeitsanstrengung unter Kontrolle der Haushaltsverpflichtungen verschwindet. Betrachtet man die getrennten Rechnungen nach Geschlecht (M3 und M5), erkennt man, dass das gefundene Zusammenhangsmuster nur für die Frauen zu gelten scheint. Für die Männer hat die Kinderbetreuung sogar einen tendenziell positiven Effekt auf die Arbeitsanstrengung, was aber ein Artefakt der vorliegenden Daten sein könnte (wir erinnern uns, dass nicht einmal 2% der Männer die Hauptlast bei der Kinderbetreuung tragen).

Im nächsten Analyseschritt führen wir die Indikatoren für Humankapital, das Arbeitsangebot und die Arbeitssituation ein (M2, M4 und M6). Der im bivariaten Fall signifikant negative Geschlechtereffekt dreht sich nun um, d.h. unter Kontrolle dieser zusätzlichen Merkmale weisen Frauen sogar eine signifikant höhere Arbeitsanstrengung auf. Zudem verringert sich der Effekt der Haushaltsverpflichtungen und ist nicht mehr signifikant. Er wird zumindest teilweise über das Arbeitsangebot vermittelt (wie Kontrollrechnungen zeigen).

In Einklang mit Beckers Theorie besteht ein positiver Effekt von Vollzeitarbeit auf die Arbeitsanstrengung und auch zu Hause geleistete Überzeit geht einher mit einem signifikant erhöhten Arbeitseinsatz. Entgegen unserer Erwartungen zeigen sich aber für den Bildungsgrad und die Höhe des Haushaltseinkommens keine erwähnenswerten Einflüsse. Bezüglich der Arbeitssituation bestätigen die Schätzergebnisse die eingangs formulierten Hypothesen: Die Arbeitsanstrengung ist signifikant höher für Personen mit Leitungsfunktion sowie für Selbständige. Allerdings hat der Frauenanteil im Beruf wider Erwarten keinen Einfluss.

Beim Vergleich der getrennten Modelle für Frauen und Männer (M4 und M6) fällt zunächst einmal wiederum die unterschiedliche Wirkungsweise der Kinderbetreuung auf. Bemerkenswert ist aber zudem, dass vom Frauenanteil im Beruf entgegengesetzte Effekte ausgehen. Während Männer, die Berufe mit hohem Frauenanteil ausüben, tendenziell weniger Arbeitsanstrengung zeigen, liegen die Verhältnisse bei den Frauen gerade umgekehrt, was Beckers Annahme widerspricht. Ansonsten sind die getrennten Modelle im Grossen und Ganzen übereinstimmend.

Tabelle 2: Determinanten der Arbeitsanstrengung
(OLS-Regressionen, *t*-Werte in Klammern)

	Total (<i>N</i> = 1758)		Frauen (<i>N</i> = 786)		Männer (<i>N</i> = 972)	
	M1	M2	M3	M4	M5	M6
Frau (0/1)	-0.028 (-1.055)	0.078* (2.427)				
Alter in Jahren	0.011 (1.346)	0.004 (0.516)	0.021 (1.593)	0.018 (1.385)	0.005 (0.466)	-0.004 (-0.395)
Alter ² /100	-0.012 (-1.207)	-0.004 (-0.418)	-0.029+ (-1.755)	-0.022 (-1.383)	-0.002 (-0.139)	0.007 (0.520)
Haushaltsarbeit in Std. pro Woche/10	-0.006 (-0.707)	0.009 (1.089)	-0.008 (-0.720)	0.009 (0.838)	0.007 (0.554)	0.014 (1.129)
Kinderbetreuung (0/1)	-0.130** (-2.747)	-0.059 (-1.253)	-0.186*** (-3.315)	-0.107+ (-1.873)	0.217+ (1.739)	0.205+ (1.693)
Vollzeit (0/1)		0.218*** (6.391)		0.237*** (5.507)		0.141* (2.207)
Überzeit zu Hause (0/1)		0.138*** (3.359)		0.175* (2.364)		0.136** (2.778)
Bildungsjahre		-0.007 (-1.450)		-0.002 (-0.281)		-0.010 (-1.588)
log. Haushaltseinkommen		0.003 (0.855)		0.003 (0.693)		0.003 (0.897)
Leitungsfunktion (0/1)		0.178*** (7.195)		0.158*** (4.284)		0.189*** (5.593)
Selbständig (0/1)		0.158*** (4.005)		0.096 (1.348)		0.185*** (3.941)
Frauenanteil im Beruf		0.016 (0.341)		0.154* (2.121)		-0.091 (-1.535)
Konstante	1.900*** (11.742)	1.735*** (10.261)	1.772*** (6.970)	1.432*** (5.221)	1.952*** (9.475)	1.995*** (9.228)
Korrigiertes R ²	0.009**	0.078***	0.022***	0.089***	0.006*	0.069***

Anmerkungen: Erwerbstätige im Alter von 18–62, inkl. Ausländer B und C, ohne geringfügig Erwerbstätige; Signifikanzen (zweiseitig): + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; Quelle: SAMS 98, ungewichtet.

Trotz kleinerer Unstimmigkeiten kann an dieser Stelle zusammenfassend festgehalten werden, dass unsere Ergebnisse – im Gegensatz zu den Resultaten von Bielby/Bielby (1988) – Beckers These über den Zusammenhang zwischen Arbeitsanstrengung und Haushaltsarbeit zu unterstützen scheinen: Frauen zeigen bivariat betrachtet signifikant weniger Arbeitsanstrengung als die Männer, der Effekt verschwindet aber, wenn für die Haushaltsverpflichtungen kontrolliert wird.

Unsere bisherigen Analysen beruhen auf der Annahme, dass die dem Index der Arbeitsanstrengung zugrunde liegenden Fragen von Männern und Frauen in der gleichen Art und Weise beantwortet werden. Reagieren Frauen und Männer allerdings systematisch unterschiedlich bezüglich der Beurteilung der Arbeitsleistung, dann wären unsere Ergebnisse ein

statistisches Artefakt. Dies hätte einen Niveaueffekt, so dass die Arbeitsanstrengung von Frauen insgesamt nach oben oder unten korrigiert werden müsste. Die Differenz zu den Männern würde dann unter Umständen verschwinden. Eine völlige Kontrolle solcher Attribuerungstendenzen ist mittels Surveydaten allerdings nicht zu leisten. Der in unserer Analyse verwendete Index der »Arbeitsanstrengung« vereint ferner zwei recht unterschiedliche Dimensionen des Arbeitseinsatzes miteinander, wodurch eine überzeugende Interpretation der Resultate erschwert wird. Der erste Teil – die »Arbeitsanforderung« (Fragen 1–3) – ist hauptsächlich eine Eigenschaft der Arbeitsstelle bzw. der zu verrichtenden Arbeit, der zweite Teil – die »Arbeitsmotivation« (Frage 4) – ist hingegen eine Einstellung der befragten Person. Wir replizieren deshalb unsere Analysen mit den beiden gesonderten Skalen der »Arbeitsanforderung« und der »Arbeitsmotivation«. Die Ergebnisse sind in den Tabellen 4 und 5 dargestellt. Da es sich bei der »Arbeitsmotivation« um eine vierstufige Ordinalskala handelt, verwenden wir in diesem Fall eine Ordered-Probit-Schätzung (vgl. z.B. Long 1997, S.114ff.) anstelle der linearen Regression.⁶

Wie bereits gezeigt, unterscheiden sich Männer und Frauen im bivariaten Vergleich nur bezüglich der »Arbeitsanforderung«, nicht aber bezüglich der »Arbeitsmotivation«. Wie verhält es sich aber nun mit den für die Gesamtskala gefundenen Zusammenhängen zu den Variablen der Hauhaltsbelastung, des Arbeitsangebots usw.? Die Annahme, dass es auch da beträchtliche Unterschiede zwischen den beiden Teilskalen gibt, wird durch den Vergleich der Ergebnisse in den Tabelle 3 und 4 bestätigt. Die Haushaltsverpflichtungen scheinen sich nur auf die »Arbeitsanforderung« auszuwirken, nicht aber so sehr auf die »Arbeitsmotivation«. Dies bedeutet, dass sich Frauen, die die Hauptlast der Kinderbetreuung tragen, Arbeitsstellen suchen, die weniger Arbeitsanstrengung erfordern – der Arbeitsmotivation wird dadurch aber kein Abbruch getan. Auch wird zum Beispiel das Leisten von Überzeit zu Hause nicht als zusätzlich erforderte Arbeitsanstrengung wahrgenommen, sondern erfolgt wohl weitgehend freiwillig aufgrund eines ausgeprägteren Arbeitseifers. Plausibel ist auch, dass sich besser ausgebildete Personen (wohl vor allem körperlich) weniger anstrengende Arbeitsstellen leisten können und einen positiven Effekt würden wir nur für die Arbeitsmotivation erwarten (der hier allerdings nicht signifikant ist). Schließlich macht es auch Sinn, dass sich der Frauenanteil im Beruf nur auf die erforderte Arbeitsanstrengung auswirkt und nicht auf die Arbeitsmotivation, da es sich um Berufe mit unterschiedlichen Anforderungsprofilen handelt. Vollzeitwerbstätigkeit, Selbständigkeit und Führungstätigkeit werden als zusätzliche Arbeitsanforderung empfunden, gehen aber auch mit erhöhter Arbeitsmotivation einher. Wie schon bei der »Überzeit zu Hause« muss hier allerdings davon ausgegangen werden, dass nicht nur die Arbeitsmotivation durch diese Merkmale befördert wird, sondern eine ausgeprägte Arbeitsmotivation auch die Wahrscheinlichkeit erhöht, selbständig erwerbend zu werden, zu Hause Überzeit zu leisten und eine Vollzeitstelle oder eine Stelle mit Führungsaufgaben anzunehmen.

6) Dieses Modell trägt dem ordinalen Skalenniveau der abhängigen Variablen Rechnung: Erstens wird nicht wie bei der OLS-Regression die restriktive Annahme getroffen, dass die Abstände zwischen den Kategorien identisch sind. Zweitens sind die Schätzer robuster, wenn – wie im vorliegenden Fall – die diskrete abhängige Variable sehr schief verteilt ist (vgl. Winship/Mare 1984).

Tabelle 3: Determinanten der Arbeitsanforderung
(OLS-Regressionen, *t*-Werte in Klammern)

	Total (<i>N</i> = 1758)		Frauen (<i>N</i> = 786)		Männer (<i>N</i> = 972)	
	M1	M2	M3	M4	M5	M6
Frau (0/1)	-0.048+ (-1.749)	0.036 (1.037)				
Alter in Jahren	0.009 (1.008)	0.003 (0.378)	0.024 (1.601)	0.020 (1.354)	-0.002 (-0.147)	-0.008 (-0.732)
Alter ² /100	-0.011 (-1.034)	-0.005 (-0.445)	-0.033+ (-1.788)	-0.026 (-1.414)	0.004 (0.293)	0.009 (0.722)
Haushaltsarbeit in Std. pro Woche/10	-0.003 (-0.298)	0.009 (1.060)	-0.007 (-0.615)	0.008 (0.644)	0.015 (1.111)	0.019 (1.491)
Kinderbetreuung (0/1)	-0.145** (-2.903)	-0.085+ (-1.683)	-0.195** (-3.108)	-0.121+ (-1.883)	0.185 (1.474)	0.169 (1.379)
Vollzeit (0/1)		0.164*** (4.462)		0.193*** (3.950)		0.067 (1.040)
Überzeit zu Hause (0/1)		0.061 (1.382)		0.082 (0.983)		0.075 (1.510)
Bildungsjahre		-0.015** (-2.836)		-0.010 (-1.087)		-0.017** (-2.593)
log. Haushaltseinkommen		-0.001 (-0.177)		0.000 (0.059)		0.001 (0.138)
Leitungsfunktion (0/1)		0.170*** (6.392)		0.182*** (4.364)		0.148*** (4.329)
Selbständig (0/1)		0.171*** (4.020)		0.082 (1.016)		0.213*** (4.475)
Frauenanteil im Beruf		0.007 (0.151)		0.198* (2.411)		-0.147* (-2.465)
Konstante	1.928*** (11.235)	1.912*** (10.533)	1.674*** (5.884)	1.450*** (4.669)	2.066*** (9.984)	2.252*** (10.298)
Korrigiertes <i>R</i> ²	0.010***	0.056***	0.019***	0.065***	0.001	0.051***

Anmerkungen: Erwerbstätige im Alter von 18–62, inkl. Ausländer B und C, ohne geringfügig Erwerbstätige; Signifikanzen (zweiseitig): + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; Quelle: SAMS 98, ungewichtet.

In Anbetracht dieser differenzierteren Analysen kann festgehalten werden, dass unsere Ergebnisse nur für einen Teil aus Beckers Zitat sprechen, nämlich: »... married women ... economize on the effort expended on market work by seeking less demanding jobs« (Becker 1985, S.533). Die These, dass Frauen mit Doppelbelastung in Beruf und Haushalt weniger »work effort« im Sinne von Motivation in die Erwerbsarbeit einbringen, kann nicht aufrecht gehalten werden.

Tabelle 4: Determinanten der Arbeitsmotivation
(Ordered Probit, z-Werte in Klammern)

	Total (N = 1758)		Frauen (N = 786)		Männer (N = 972)	
	M1	M2	M3	M4	M5	M6
Frau (0/1)	0.011 (0.193)	0.236** (3.139)				
Alter in Jahren	0.022 (1.199)	0.009 (0.476)	0.030 (1.046)	0.030 (1.031)	0.019 (0.791)	-0.001 (-0.050)
Alter ² /100	-0.020 (-0.883)	-0.005 (-0.196)	-0.038 (-1.085)	-0.034 (-0.942)	-0.011 (-0.351)	0.009 (0.309)
Haushaltsarbeit in Std. pro Woche/10	-0.017 (-0.939)	0.011 (0.606)	-0.010 (-0.465)	0.017 (0.735)	-0.013 (-0.431)	0.004 (0.124)
Kinderbetreuung (0/1)	-0.123 (-1.188)	-0.002 (-0.021)	-0.226+ (-1.903)	-0.107 (-0.855)	0.383 (1.276)	0.373 (1.234)
Vollzeit (0/1)		0.469*** (5.968)		0.479*** (4.967)		0.403** (2.706)
Überzeit zu Hause (0/1)		0.476*** (4.722)		0.628*** (3.506)		0.405*** (3.292)
Bildungsjahre		0.009 (0.730)		0.011 (0.580)		0.003 (0.218)
log. Haushalts-einkommen		0.012+ (1.792)		0.013 (1.248)		0.013 (1.353)
Leitungsfunktion (0/1)		0.269*** (4.712)		0.160+ (1.927)		0.362*** (4.514)
Selbständig (0/1)		0.244** (2.580)		0.243 (1.470)		0.230* (1.985)
Frauenanteil im Beruf		0.029 (0.277)		0.056 (0.348)		0.029 (0.205)
r_1	-1.078** (-3.012)	-0.502 (-1.286)	-1.136* (-2.085)	-0.432 (-0.706)	-1.002* (-2.121)	-0.725 (-1.407)
r_2	-0.575 (-1.613)	0.015 (0.040)	-0.612 (-1.129)	0.105 (0.172)	-0.513 (-1.088)	-0.220 (-0.428)
r_3	0.752* (2.107)	1.392*** (3.562)	0.736 (1.357)	1.503* (2.453)	0.807+ (1.711)	1.146* (2.223)
$LR \bar{\eta}^2$	10.536+	112.821***	6.910	56.253***	12.799*	63.429***
R^2_{MF}	0.003	0.029	0.004	0.033	0.006	0.030

Anmerkungen: Erwerbstätige im Alter von 18-62, inkl. Ausländer B und C, ohne geringfügig Erwerbstätige; Signifikanzen (zweiseitig): + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; LR $\bar{\eta}^2$: Likelihood ratio; $R^2_{MF} = 1 - LL_1/LL_0$; Quelle: SAMS 98, ungewichtet.

5.2 Berufliche Segregation und Löhne

Zu bedenken ist, dass der Effekt der Haushaltsverpflichtungen auf die erforderliche Arbeitsanstrengung im Beruf gemäß unseren Analysen hauptsächlich über die Wahl des

Beschäftigungsgrades (Vollzeit/Teilzeit) vermittelt wird. Becker geht aber davon aus, dass ein direkter, d.h. vom Beschäftigungsgrad unabhängiger Effekt besteht: »married women spend less effort on each hour of market work than married men *working the same number of hours*« (Becker 1985, S.533; Hervorhebung nicht im Original). Ein solcher direkter Effekt müsste sich auch in der beruflichen Segregation niederschlagen. Wir testen also, ob sich Personen mit vielen Haushaltsverpflichtungen stärker auf Berufe mit hohem Frauenanteil konzentrieren bzw. ob die Geschlechtersegregation des Arbeitsmarktes teilweise auf unterschiedliche Haushaltsverpflichtungen zurückzuführen ist (Tabelle 5).

Tabelle 5: Haushaltsverpflichtungen und berufliche Segregation (OLS-Regressionen; abhängige Variable: Frauenanteil im Beruf)

	Modell 1		Modell 2	
	Coef.	t-Wert	Coef.	t-Wert
Frau (0/1)	0.390***	29.221	0.171***	11.586
Haushaltsarbeit in Std. pro Woche/10	0.001	0.331	0.003	0.966
Kinderbetreuung (0/1)	0.028	1.155	0.003	0.163
Frauenanteil im erlernten Beruf			0.500***	24.078
Konstante	0.273***	29.158	0.141***	14.376
Korrigiertes R ²	0.370***		0.526***	

*Anmerkungen: Erwerbstätige im Alter von 18–62, inkl. Ausländer B und C, ohne geringfügig Erwerbstätige; N = 1758; Signifikanzen (zweiseitig): + p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001; Quelle: SAMS 98, ungewichtet.*

Tatsächlich sind Personen, die die Hauptlast bei der Kinderbetreuung tragen, auch unter Kontrolle des Geschlechts in Berufen mit einem durchschnittlich um knapp 3 Prozentpunkte höheren Frauenanteil beschäftigt, wie Regressionsmodell 1 in Tabelle 5 zeigt. Der Effekt ist allerdings nicht signifikant und verschwindet vollends, wenn zusätzlich für den Frauenanteil im erlernten Beruf kontrolliert wird. Das heißt, diese Personen wurden nicht durch die zunehmenden Verpflichtungen im Haushalt in die frauendominierten Berufe getrieben, sondern ließen sich bereits für einen solchen Beruf ausbilden. (Auf Grund weitgehend übereinstimmender Resultate verzichten wir hier auf eine Darstellung getrennter Modelle für Frauen und Männer.) Die unterschiedlichen Haushaltsverpflichtungen von Frauen und Männern scheinen die berufliche Segregation also nicht direkt zu fördern. Allerdings könnte die Segregation im erlernten Beruf bereits in Antizipation der späteren familialen Situation geschehen sein, was sich mit den vorliegenden Daten aber nicht klären lässt.

Wie wir gesehen haben, sprechen unsere Ergebnisse also nicht eindeutig für oder wider Beckers Annahme. Ein direkter Test der Hypothese, dass die Einkommensdiskrepanz zwischen Frauen und Männern teilweise auf Unterschiede im »work effort« zurückgeführt werden kann, ist indes, ob überhaupt eine Einkommenswirkung von dieser Variable ausgeht. Tabelle 6 zeigt die Schätz-Ergebnisse der Lohngleichungen. Den Einfluss des »work effort« testen wir durch Aufnahme der Skala der »Arbeitsanforderung« einerseits und der »Arbeitsmotivation« andererseits.⁷ Einen allfälligen indirekten Effekt über die berufliche Segregation

7) Die ordinalskalierte »Arbeitsmotivation« werden wir dabei vorgängig zusammenfassen zu einer Gruppe mit tiefer Arbeitsmotivation (0) und eine Gruppe mit hoher Arbeitsmotivation (1). Gemäß Kontrollrechnungen ist die Zusammenfassung der ursprünglichen Werte 0 und 1 (Personen die sich nicht oder nur etwas mehr als gefordert zu leisten bemühen) zur ersten Gruppe sowie 2 und 3 (Personen die sich einiges oder viel mehr als gefordert zu leisten bemühen) zur zweiten Gruppe am sinnvollsten.

prüfen wir durch Aufnahme des Frauenanteils im Beruf als zusätzliche Kovariate. Aufgrund der schlecht vergleichbaren Einkommenssituation schließen wir Selbständige von den Berechnungen aus.

*Tabelle 6: Einkommensregressionen
(OLS, t-Werte in Klammern; abhängige Variable: log, Stundenlohn)*

	Total (N = 1583)		Frauen (N = 728)		Männer (N = 855)	
	M1	M2	M3	M4	M5	M6
Frau (0/1)	-0.098*** (-3.689)	-0.097*** (-3.655)				
Bildungsjahre	0.072*** (15.676)	0.071*** (15.547)	0.076*** (9.445)	0.075*** (9.270)	0.071*** (13.205)	0.070*** (13.166)
Berufserfahrung in Jahren	0.034*** (10.186)	0.033*** (10.100)	0.033*** (5.650)	0.033*** (5.597)	0.037*** (9.556)	0.036*** (9.431)
Berufserfahrung ² /100	-0.075*** (-8.431)	-0.074*** (-8.322)	-0.074*** (-4.463)	-0.074*** (-4.428)	-0.083*** (-8.268)	-0.082*** (-8.101)
Firmentreue in Jahren	0.009*** (5.458)	0.008*** (5.296)	0.002 (0.608)	0.002 (0.683)	0.012*** (6.975)	0.012*** (6.743)
Arbeitsanforderung (0-3)	-0.031 (-1.582)		-0.050+ (-1.726)		-0.019 (-0.750)	
Arbeitsmotivation (0/1)		0.096** (3.244)		0.078 (1.610)		0.100** (2.808)
Frauenanteil im Beruf	-0.019 (-0.465)	-0.018 (-0.463)	0.076 (1.109)	0.062 (0.910)	-0.064 (-1.352)	-0.059 (-1.249)
Konstante	2.338*** (30.451)	2.205*** (32.476)	2.222*** (16.666)	2.077*** (16.487)	2.298*** (24.986)	2.183*** (28.343)
Korrigiertes R ²	0.222***	0.225***	0.133***	0.132***	0.287***	0.293***

*Anmerkungen: Abhängig Erwerbstätige im Alter von 18–62, inkl. Ausländer B und C, ohne geringfügig Erwerbstätige; Signifikanzen (zweiseitig): + $p < 0.1$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$; Quelle: SAMS 98, ungewichtet.*

Mit einer Erhöhung des Stundenlohnes um gut 7% pro zusätzliches Bildungsjahr und um anfänglich rund 3.5% pro zusätzliches Jahr Berufserfahrung liegen unsere Ergebnisse im Bereich der üblichen Resultate für den Schweizer Arbeitsmarkt (vgl. Kugler 1988; Brüderl et al. 1993; Diekmann/Engelhardt 1995a; Bonjour 1997; Henneberger/Sousa-Poza 1999; Falter/Ferro Luzzi 2000). Gemessen am geometrischen Mittelwert liegen die Stundenlöhne der Männer knapp 17% über den Löhnen der Frauen (Tabelle im Anhang). Weder der »work effort« noch der Frauenanteil im Beruf vermögen aber einen substanziellen Teil dieser Diskrepanz zu erklären. Die »Arbeitsanforderung« hat sogar einen negativen (nicht signifikanten) Effekt auf den Stundenlohn. Eine Erhöhung der »Arbeitsanforderung« der Frauen auf das Niveau der Männer würde die Lohndiskrepanz somit sogar noch vergrößern. Bezüglich der »Arbeitsmotivation« besteht zwar ein positiver Lohneffekt, wie bereits besprochen verfügen die Frauen aber nicht über ein geringeres durchschnittliches Maß an Arbeitsmotivation. Schließlich kann auch eine indirekte Wirkungsweise über den Frauenanteil im Beruf ausgeschlossen werden, da diese Variable unter Kontrolle der übrigen Faktoren praktisch keinen Effekt auf den erzielten Lohn zu haben scheint.⁸ An diesen Ergebnissen ändert sich auch nichts, wenn in der Gleichung der Frauen zusätzlich eine Selektionskorrektur erfolgt.⁹

6. Zusammenfassung

In einer neueren Version der Humankapitaltheorie über die Aufteilung von Mühe und Anstrengung auf die Markt- und Haushaltsarbeit trifft Becker (1985) die zentrale Annahme, dass Frauen weniger Mühe auf die Erwerbsarbeit verwenden als Männer. Die geringere Anstrengung der Frauen führt Becker dabei auf eine grössere Haushaltsverantwortlichkeit und auf ein geringeres marktspezifisches Humankapital zurück. Folgen sind berufliche Segregation, eine geringere Akkumulation marktspezifischen Humankapitals und schließlich Lohnunterschiede selbst bei gleichem Arbeitsangebot. In einer viel beachteten und oft zitierten Studie kommen Bielby/Bielby (1988) mit Daten des »Quality of Employment Survey« aus den Jahren 1973 und 1977 zu dem Ergebnis, dass die Annahme des geringeren Arbeitseinsatzes von Frauen nicht haltbar ist. Die Autoren finden vielmehr, dass Frauen sogar einen grösseren Einsatz bei der Erwerbsarbeit berichten als Männer.

In der vorliegenden Arbeit haben wir die Studie von Bielby/Bielby (1988) mit den Daten des »Schweizer Arbeitsmarktsurveys« 1998 repliziert und erweitert. Mit dem von Bielby/Bielby eingeführten additiven Index zur Messung der Arbeitsanstrengung zeigen unsere Resultate eine signifikant geringere Arbeitsanstrengung von Frauen. Dies steht klar im Widerspruch zu den Ergebnissen von Bielby/Bielby. Unsere multivariaten Analysen zeigen ferner, dass in Einklang mit Beckers Annahme die Arbeitsanstrengung vom Ausmaß an Haushaltsverpflichtungen (Hauptverantwortung für die Kinderbetreuung), vom Arbeitsangebot (Beschäftigungsgrad, Überzeit zu Hause) und von der Arbeitssituation (Leitungsfunktion, Selbständig) abhängt. Unsere Ergebnisse scheinen somit Beckers These zumindest teilweise zu unterstützen. Allerdings haben einige weitere Variablen wider Erwarten keinen (Bildung, Haushaltseinkommen) oder einen inkonsistenten (Frauenanteil in der Berufsgruppe) Einfluss.

Da unser Maß für die Arbeitsanstrengung auf subjektiven Auskünften der Befragten über ihren Arbeitseinsatz beruht, besteht natürlich die Gefahr systematisch verzerrter Antworten durch – in der Sozialpsychologie wohlbekannte – unterschiedliche Attribuierungstendenzen der Arbeitsleistung bei Männern und Frauen. Obwohl es plausibel wäre, dass Frauen mit doppelter Belastung bei der Markt- und Haushaltsarbeit ihren Arbeitseinsatz außerhalb des Haushalts überbewerten, weist die empirische Evidenz aus Laborstudien darauf hin, dass Frauen selbst objektiv gleiche Arbeitsleistung geringer bewerten als Männer. Falls Frauen nun tatsächlich ihren Arbeitseinsatz im Vergleich zu den Männern unterbewerten, wäre unser Ergebnis der geringeren durchschnittlichen Arbeitsanstrengung von Frauen unter Umständen zu revidieren. Mit den vorliegenden Daten sehen wir allerdings keine Möglichkeit, dies zu prüfen.

Problematisch an unserem Maß für Arbeitsanstrengung ist auch, dass zwei unterschiedliche Konzepte – nämlich einerseits die durch die berufliche Tätigkeit *erforderte* Arbeitsanstrengung und andererseits die *Arbeitsmotivation* – in einem Maß vereint werden. Getrennte Analysen für die beiden Teilskalen zeigen denn auch, dass sich Frauen und Männer nur in der erforderlichen Arbeitsanstrengung unterscheiden, nicht aber in der Arbeitsmotivation. Zu-

-
- 8) Dies steht in Einklang mit einer Studie von Sousa-Poza (2002) nach der in der Schweiz auch nach Berücksichtigung der Segregation große unerklärte Diskrepanzen zwischen den Löhnen von Frauen und Männern verbleiben (zu anderen Ergebnissen für Schweden, Norwegen und die USA kommen jedoch Meyerson, Milgrom et al. 2001).
- 9) Das Ausmaß der Selektionsverzerrung kann nach der Methode von Heckman (1976; 1979) geschätzt werden. Die Anwendung des Verfahrens führt im vorliegenden Fall zu einem knapp nicht-signifikanten negativen Selektionsterm, die Ergebnisse bezüglich der hier interessierenden Variablen bleiben davon aber unberührt (zur Erklärung des Erwerbsstatus' verwendeten wir die Bildungsjahre, das Alter, die Anzahl Kinder in verschiedenen Altersgruppen, das Einkommen der übrigen Haushaltsmitglieder und den Zivilstand).

dem wirken sich die Haushaltsverpflichtungen ebenfalls nur auf die erforderliche Arbeitsanstrengung aus. Wir können Beckers Annahme insofern unterstützen, als dass Frauen mit Doppelbelastung in Beruf und Familie weniger anstrengenden beruflichen Tätigkeiten nachgehen bzw. Arbeitsstellen suchen, die weniger Arbeitseinsatz erfordern. Zweifel an Beckers These entstehen allerdings dadurch, dass der Effekt der Haushaltsverpflichtungen hauptsächlich über das Arbeitsangebot vermittelt wird, während Becker von einem direkten Effekt auch bei gleicher Arbeitszeit ausgeht. Bei Kontrolle des Beschäftigungsgrades (Vollzeit/Teilzeit) verringert sich der Einfluss der Haushaltsverpflichtungen auf die erforderliche Arbeitsanstrengung substanziell und ist nicht mehr signifikant.

Zusammenfassend können wir aufgrund der Analyse zur Arbeitsanstrengung, Arbeitsanforderung und Arbeitsmotivation der Gültigkeit von Beckers Annahme nur beschränkt zustimmen. Auch der Test der Hypothese, dass die unterschiedlichen Haushaltsverpflichtungen die berufliche Segregation zwischen Männern und Frauen fördern, fällt negativ aus. Ebenso lassen sich die geschlechtsspezifischen Lohnunterschiede weder direkt über die Arbeitsanstrengung noch indirekt über die berufliche Segregation erklären. Wie schon Bielby/Bielby (1988) kommen wir – wenn auch aufgrund teilweise anderer Analysen und leicht unterschiedlicher Resultate – zu dem Schluss, dass Beckers Annahme über die aufgrund größerer Haushaltsverpflichtungen geringere Arbeitsanstrengung von Frauen und die damit verbundene geringere Entlohnung auf dem Arbeitsmarkt nicht haltbar ist.

7. Literatur

- Beck-Gernsheim, Elisabeth [1976] (1981): *Der geschlechtsspezifische Arbeitsmarkt. Zur Ideologie und Realität von Frauenberufen*, Frankfurt: Aspekte Verlag.
- Becker, Gary S. [1957] (1971): *The Economics of Discrimination*, Chicago: University of Chicago Press.
- Becker, Gary S. [1964] (1993): *Human Capital*, Chicago: University of Chicago Press.
- Becker, Gary S. [1981] (1991): *A Treatise on the Family*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Becker, Gary S. (1985): Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor, in: *Journal of Labor Economics* 3 (Supplement), S.533-558.
- Bielby, Denise D. / Bielby, William T. (1988): She Works Hard for the Money: Household Responsibilities and the Allocation of Work Effort, in: *American Journal of Sociology* 93, S.1031-1059.
- Blanke, Karen / Ehling, Manfred / Schwarz, Norbert (1996): *Zeit im Blickfeld: Ergebnisse einer repräsentativen Zeitbudgeterhebung*, Stuttgart: Kohlhammer.
- Bonjour, Dorothé (1997): *Lohndiskriminierung in der Schweiz. Eine ökonomische Untersuchung*, Bern: Haupt.
- Brüderl, Josef / Diekmann, Andreas / Engelhardt, Henriette (1993): Einkommensunterschiede zwischen Frauen und Männern in der Schweiz. Eine Zerlegung des Einkommensabstandes mit der Komponentenmethode, in: *Schweizerische Zeitschrift für Soziologie* 19, S.573-588.
- Budig, Michelle J. (2002): Male Advantage and the Gender Composition of Jobs: Who Rides the Glass Escalator? in: *Social Problems* 49, S.258-277.
- Budig, Michelle J. / England, Paula (2001): The Wage Penalty for Motherhood, in *American Sociological Review* 66, S.204-225.
- Bundesamt für Statistik (Hrsg.) (1993): *Auf dem Weg zur Gleichstellung? Frauen und Männer in der Schweiz aus statistischer Sicht*, Bern.
- Bundesamt für Statistik (Hrsg.) (1996a): *Die Schweizerische Arbeitskräfteerhebung (SAKE). Konzepte, methodische Grundlagen, praktische Ausführung*, Bern.
- Bundesamt für Statistik (Hrsg.) (1996b): *Ein langer Weg zur Gleichstellung der Geschlechter. Pressemitteilung Nr. 55/1996*, Bern.
- Bundesamt für Statistik (Hrsg.) (1997): *Auf dem Weg zur Gleichstellung? Aktualisierung der zentralen Indikatoren 1997*, Bern.

- Bundesamt für Statistik (Hrsg.) (1999a): Bildungsabschlüsse 1997, Neuchâtel.
- Bundesamt für Statistik (Hrsg.) (1999b): Schülerinnen, Schüler und Studierende 1997/98, Neuchâtel.
- Bundesamt für Statistik (Hrsg.) (2000): Der Weg zur Gleichstellung von Frau und Mann ist noch lang. Pressemitteilung Nr. 19/00, Neuchâtel.
- Bundesamt für Statistik (Hrsg.) (2003): Schweizerische Lohnstrukturerhebung 2002. Pressemitteilung 0350-0311-70, Neuchâtel.
- Diekmann, Andreas / Engelhardt, Henriette (1995a): Einkommensungleichheit zwischen Frauen und Männern. Eine ökonometrische Analyse der Schweizer Arbeitskräfteerhebung, in: Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik 131, S.57-83.
- Diekmann, Andreas / Engelhardt, Henriette (1995b): Geschlechtsspezifische Einkommensungleichheit und die Rolle des Familienstandes, in: SAKE-News 1/95 Bern: Bundesamt für Statistik.
- Diekmann, Andreas / Engelhardt, Henriette / Jann, Ben / Armingeon, Klaus / Geissbühler, Simon (1999): Der Schweizer Arbeitsmarktsurvey 1998. Codebuch, Bern.
- DuMouchel, William H. / Duncan, Greg J. (1983): Using Sample Survey Weights in Multiple Regression Analyses of Stratified Samples, in: Journal of the American Statistical Association 78, S.535-543.
- Durán, Maria-Angeles / Bonke, Jens / Garrido, Alicia / Maruani, Margaret / Perista, Heloisa / Vaiou, Dina (1998): The Future of Work in Europe. Gendered Patterns of Time Distribution, Brussels: European Commission, Directorate-General for Employment, Industrial Relations and Social Affairs.
- Falter, Jean-Marc / Ferro Luzzi, Giovanni (2000): Public – Private Sector Wage Differentials in Switzerland, in: Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik 136, S.319-339.
- Franz, Wolfgang [1991] (1996): Arbeitsmarktökonomik, Berlin: Springer.
- Geerken, Michael / Gove, Walter R. (1983): At Home and At Work: The Family's Allocation of Labor, Beverly Hills, Ca.: Sage.
- Glass, Jennifer / Camarigg, Valerie (1992): Gender, Parenthood, and Job-Family Compatibility, in: American Journal of Sociology 98, S.131-151.
- Goldschneider, Frances K. / Waite, Linda J. (1991): New Families, no Families? The Transformation of the American Home, Berkeley and Los Angeles, Ca.: University of California Press.
- Heckman, James J. (1976): The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models, in: Annals of Econometrics and Social Measurement 5, S.475-492.
- Heckman, James J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error, in: Econometrica 47, S.153-161.
- Henneberger, Fred / Sousa-Poza, Alfonso (1999): Geschlechtsspezifische Lohndiskriminierung: Neueste Evidenz von den Mikrodaten aus der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung, in: Schweizerische Zeitschrift für Soziologie 25, S.259-279.
- Hersch, Joni / Stratton, Leslie S. (2002): Housework and Wages, in: The Journal of Human Resources 37, S.217-229.
- International Labour Organization (Hrsg.) (1990): ISCO-88, International Standard Classification of Occupations, Genf.
- Jann, Ben (2003): The Swiss Labor Market Survey 1998 (SLMS 98), in: Journal of Applied Social Science Studies (Schmollers Jahrbuch) 123, S.329-335.
- Kugler, Peter (1988): Lohndiskriminierung in der Schweiz: Evidenz von Mikrodaten, Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik 124, S.23-47.
- Lennon, Mary Clare / Rosenfield, Sarah (1994): Relative Fairness and the Division of Housework: The Importance of Options, in: American Journal of Sociology 100, S.506-531.
- Long, J. Scott (1997): Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables, Thousand Oaks: Sage.
- Lorenz, Wilhelm / Wagner, Joachim (1993): A Note on Returns to Human Capital in the Eighties: Evidence from Twelve Countries, in: Jahrbücher für Nationalökonomik und Statistik 211, S.60-72.

- Major, Brenda / Mcfarlin, Dean B. / Gagnon, Diana (1984): Overworked and Underpaid: On the Nature of Gender Differences in Personal Entitlement, in: *Journal of Personality and Social Psychology* 47, S.1399-1412.
- McLennan, Michelle C. (2000): Does Household Labor Impact Market Wages? in: *Applied Economics* 32, S.1541-1557.
- Meyersson Milgrom, Eva M. / Petersen, Trond / Snartland, Vermund (2001): Equal Pay for Equal Work? Evidence from Sweden and a Comparison with Norway and the U.S., in: *Scandinavian Journal of Economics* 103, S.559-583.
- Mincer, Jacob (1974): *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: Columbia University Press.
- Mincer, Jacob (1985): Intercountry Comparisons of Labor Force Trends and of Related Developments: An Overview, in: *Journal of Labor Economics* 3 (Supplement), S.S1-S32.
- Müller, Walter / Steinmann, Susanne / Schneider, Reinhard (1997): Bildung in Europa, in: Stefan Hradil / Stefan Immerfall (Hrsg.), *Die westeuropäischen Gesellschaften im Vergleich*, Opladen: Leske + Budrich, S.177-245.
- Pleck, Joseph H. (1985): *Working Wives/Working Husbands*, Beverly Hills, Ca.: Sage.
- Polachek, Solomon W. (1976): Occupational Segregation: An Alternative Hypothesis, in: *Journal of Contemporary Business* 5, S.1-12.
- Polachek, Solomon W. (1979): Occupational Segregation among Women: Theory, Evidence, and a Prognosis, in: Cynthia B. Lloyd / Emily S. Andrews / Curtis L. Gilroy (Hrsg.), *Women in the Labor Market*, New York: Columbia University Press, S.137-157.
- Polachek, Solomon W. (1981): Occupational Self Selection: A Human Capital Approach to Sex Differences in Occupational Structure, in: *Review of Economics and Statistics* 63, S.60-69.
- Rhodes, Susan R. (1983): Age-related Differences in Work Attitudes and Behavior: A Review and Conceptual Analysis, in: *Psychological Bulletin* 93, S.328-367.
- Ross, Catherine E. (1987): The Division of Labor at Home, in: *Social Forces* 65, S.816-833.
- Shelton, Beth A. (1992): *Women, Men and Time. Gender Differences in Paid Work, Housework and Leisure*, New York: Greenwood Press.
- Sousa-Poza, Alfonso (2002): Labor Market Segmentation and the Gender Wage Gap: An Analysis of Selected Industries in Switzerland, in: *Cahier Économiques de Bruxelles* 45, S.91-118.
- Stratton, Leslie S. (2001): Why Does More Housework Lower Women's Wages? Testing Hypotheses Involving Job Effort and Hours Flexibility, in: *Social Science Quarterly* 82, S.67-76.
- Trappe, Heike / Rosenfeld, Rachel A. (2000): How Do Children Matter? A Comparison of Gender Earnings Inequality for Young Adults in the Former East Germany and the Former West Germany, in: *Journal of Marriage and the Family* 62, S.489-507.
- Ulich, Eberhard [1991] (1994): *Arbeitspsychologie*, Stuttgart: Schäfer Pöschel.
- Waldfogel, Jane (1997): The Effect of Children on Women's Wages, in: *American Sociological Review* 62, S.209-217.
- Waldfogel, Jane (1998): Understanding the »Family Gap« in Pay for Women with Children, in: *The Journal of Economic Perspectives* 12, S.137-156.
- Willis, Robert J. [1986] (1992): Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions, in: Orley Ashenfelter / Richard Layard (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*. Vol. 1, Amsterdam: North-Holland, S.525-602.
- Winship, Christopher / Mare, Robert D. (1984): Regression Models with Ordinal Variables, in: *American Sociological Review* 49, S.512-525.
- Winship, Christopher / Radbill, Larry (1994): Sampling Weights and Regression Analysis, in: *Sociological Methods & Research* 23, S.230-257.

Henriette Engelhardt
 Ben Jann
 ETH Zürich, Soziologie
 ETH Zentrum SEW E 28, CH-8092 Zürich
 Telefon: +41 1 632 55 58
 engelhardt@soz.gess.ethz.ch
 jann@soz.gess.ethz.ch

Anhang

Mittelwerte der Variablen in Tabelle 6 (Standardabweichungen in Klammern)

	Total (N = 1583)	Frauen (N = 728)	Männer (N = 855)
log. Stundenlohn	3.369 (0.469)	3.285 (0.494)	3.441 (0.435)
Bildungsjahre	11.579 (2.329)	11.276 (2.199)	11.838 (2.406)
Berufserfahrung in Jahren	13.569 (10.099)	12.380 (8.576)	14.581 (11.139)
Firmentreue in Jahren	8.110 (8.261)	6.800 (6.951)	9.225 (9.087)
Arbeitsanforderung (0–3)	2.033 (0.536)	2.001 (0.586)	2.060 (0.488)
Arbeitsmotivation (0/1)	0.855	0.854	0.855
Frauenanteil Beruf	0.462 (0.329)	0.678 (0.256)	0.278 (0.267)
Frau (0/1)	0.460		

Anmerkungen: Abhängig Erwerbstätige im Alter von 18–62, inkl. Ausländer B und C, ohne geringfügig Erwerbstätige; Quelle: SAMS 98, ungewichtet.