

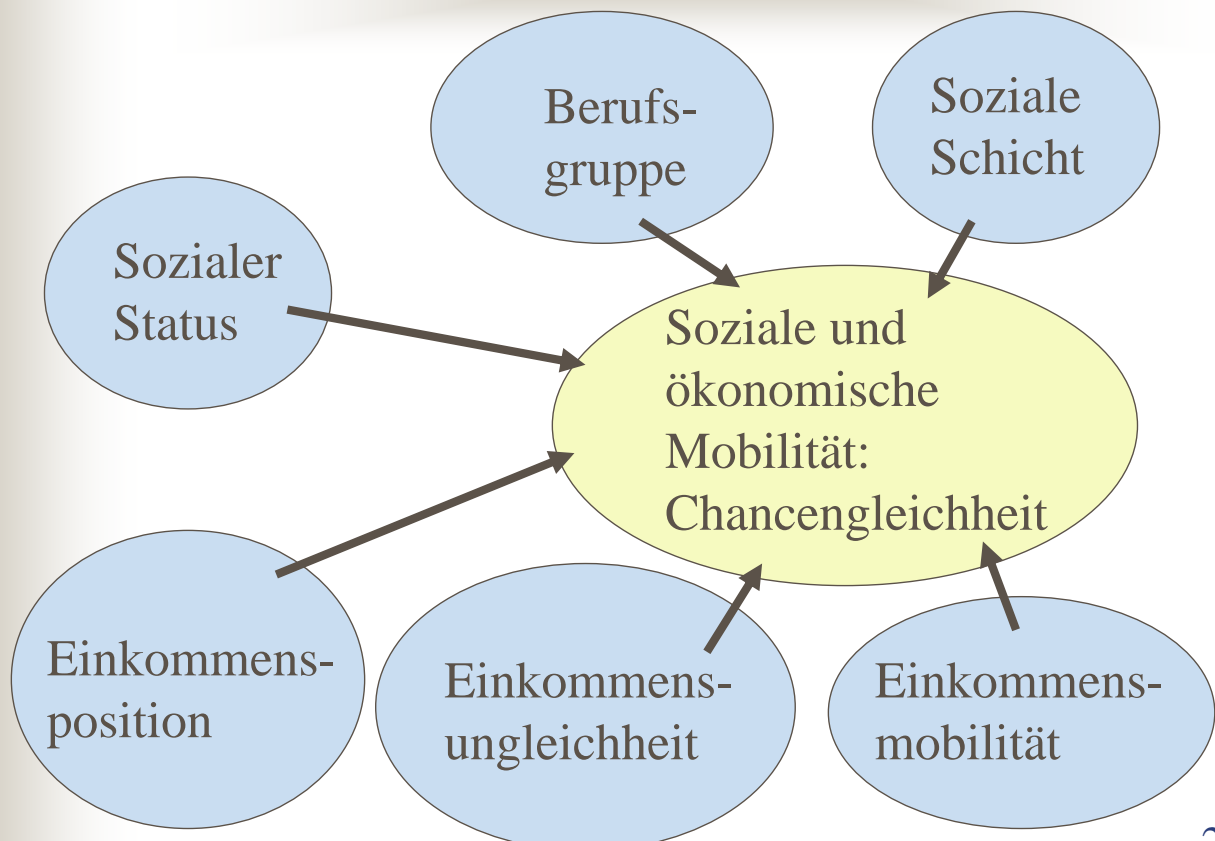
Familärer Hintergrund, Berufswahl und Einkommenssituation

- Motivation
- Methodische Ansätze
- Ein empirisches Beispiel
- Daten and Stichprobe
- Ergebnisse
- Zusammenfassung



Veronika V. Eberharter
Universität Innsbruck
Fakultät für Volkswirtschaftslehre und Statistik
Institut für Wirtschaftstheorie, Wirtschaftspolitik
und Wirtschaftsgeschichte
Veronika.Eberharter@uibk.ac.at

1



2

Ökonomie

Soziologie

Intra- und intergenerative Mobilität

Humankapitaltheorie und
dynastische
Investitionsmodelle für
das Familienverhalten

strukturelle und
andere Ursachen für
die Veränderung der
Berufshierarchie

Bestimmungsgründe für und
Konsequenzen der Unterschiede in der
sozialen / Einkommensposition

3

Humankapitaltheorie - Einkommensmobilität

Becker 1964; Becker & Tomes 1979; Solon 2004

- (1) Die Budgetbeschränkung der Eltern $(1 - \tau)y_{pi} = C_{pi} + I_{pi}$
- (2) Das Humankapital der Kinder $h_{ci} = \theta \log(I_{pi} + G_{pi}) + e_{ci}$
mit $e_{ci} = \delta + \lambda e_{pi} + v_{ci}$
- (3) Das Einkommen der Kinder $\log y_{ci} = \mu + p h_{ci}$
- (4) Die Nutzenfunktion $U_i = (1 - \alpha) \log C_{pi} + \alpha \log y_{ci}$

4

Humankapitaltheorie - Einkommensmobilität

Becker 1964; Becker & Tomes 1979; Solon 2004

- (5) Die optimale Entscheidung

$$I_{pi} = \left[\frac{\alpha \theta p}{1 - \alpha(1 - \theta p)} \right] (1 - \tau) y_{pi} - \left[\frac{1 - \alpha}{1 - \alpha(1 - \theta p)} \right] G_{pi}$$

- (6) Das Einkommen der Kinder

$$\log y_{ci} \cong \mu^* + [(1 - \gamma) \theta p] \log y_{pi} + p e_{ci}$$
$$e_{ci} = \delta + \lambda e_{pi} + v_{ci}$$

- (7) Die „Einkommenselastizität“

$$\beta = \frac{(1 - \gamma) \theta p + \lambda}{1 + (1 - \gamma) \theta p \lambda}$$

5

Humankapitaltheorie - Einkommensmobilität

Becker 1964; Becker & Tomes 1979; Solon 2004

- (8) Mobilitätsindizes (Fields & Ok 1996; Solon 1999) basieren auf

$$y_{ci} = \beta_0 + \beta_{c,p} y_{pi} + \varepsilon_i$$

- (9) unter Berücksichtigung des Altersunterschiedes

$$y_{ci} = \beta_0 + \beta_1 y_{pi} + \beta_2 Age_{pi} + \beta_3 Age_{pi}^2 + \beta_4 Age_{ci} + \beta_5 Age_{ci}^2 + \varepsilon_i$$

- (10) unter Berücksichtigung des Altersunterschiedes und des familiären Hintergrundes

$$y_{ci} = \beta_0 + \beta_1 y_{pi} + \beta_2 Age_{pi} + \beta_3 Age_{pi}^2 + \beta_4 Age_{ci} + \beta_5 Age_{ci}^2 + \delta_c Z_c + \delta_p Z_p + \varepsilon_i$$

6

Empirische Evidenz für β

Table : Estimates of Intergenerational Earnings Elasticities

Study	Sample	Earnings measure, age for sons	Earnings measure, fathers	$\hat{\beta}$
Couch and Dunn 1997	GSOEP	Log of multiyear (up to 6) average of annual earnings; sample mean age of 22.8 in 1984	Log of multiyear (up to 6) average of annual earnings	0.11
Osterberg 2000	Swedish income tax records	Three-year average of log annual earnings; ages 25-51	Three-year average of log annual earnings	0.13
Osterbacka 2001	Finnish Censuses	Log of three-year average of annual earnings; ages 25-45	Log of two-year average of annual earnings	0.13
Jääntti and Osterbacka 1996	Finnish Censuses	Log annual earnings in 1990; ages 30-40	Log of two-year average of annual earnings	0.22
Corak and Heisz 1999	Canadian income tax records	Log annual earnings in 1995; ages 29-32	Log of five-year average of annual earnings	0.23
Björklund and Jääntti 1997	Swedish level of living survey	Log annual earnings in 1990; ages 29-38	Prediction of log annual earnings based on education and occupation	0.28
Wiegand 1997	GSOEP	Log monthly earnings in 1994; ages 27-33	Five-year average of log monthly earnings	0.34
Solon 2004	11 US-studies, PSID	Log earnings, variable ages	Log earnings	0.02-0.47

7

Humankapitaltheorie – Berufswahl

Becker 1964; Mincer 1974; Boskin 1974

$$(11) \quad u_{ij} = u(X_i) = X_i \beta_j + \varepsilon_j$$

$$(12) \quad P(Y = j | X_i) = \frac{e^{X_i \beta_j}}{\sum_{k=0}^M e^{X_i \beta_k}}$$

$$(13) \quad P(Y = j | X_i) = \frac{e^{X_i \beta_j}}{1 + \sum_{k=1}^M e^{X_i \beta_k}}$$

8

Humankapitaltheorie – Berufswahl

Becker 1964; Mincer 1974; Boskin 1974

$$(14) \quad \ln\left(\frac{P_j}{P_k}\right) = X_i(\beta_j - \beta_k)$$

$$(15) \quad \ln L(\mathbf{B}) = \sum_{i=1}^N \sum_{j=0}^M n_{ij} \ln P[Y = j] = \sum_{i=1}^N \sum_{j=0}^M n_{ij} \ln \left(\frac{e^{X_i \beta_j}}{1 + \sum_{k=1}^M e^{X_i \beta_k}} \right)$$

9

Ein empirisches Beispiel:

- Fragestellung: Welche Rolle spielt der familiäre Hintergrund für die intergenerative Einkommensmobilität und die Berufswahl ?
- Hypothese: Je traditioneller die familiären Rollenbilder, desto stärker der Einfluss des familiären Hintergrundes auf die Einkommensmobilität und die Berufsentscheidung.
- Aufgrund der Länderunterschiede hinsichtlich der sozialen Durchlässigkeit (Giele and Holst 1997; Dunstmann 2004) ist der Einfluss des Familienhintergrundes in Deutschland stärker ausgeprägt als in den USA.

10

Daten und Stichprobe

■ Daten

- PSID – repräsentative Paneldaten für die USA, mit individuellen und haushaltsbezogenen sozioökonomischen Merkmalen für 40.000 Personen seit 1980
- GSOEP – repräsentative Paneldaten für Deutschland (seit 1990 auch für Ostdeutschland) mit individuellen und haushaltsbezogenen sozioökonomischen Merkmalen für 29.000 Personen seit 1984

■ Stichprobe

- USA: Kinder, die 1981 15-20 Jahre alt sind und im elterlichen Haushalt wohnen, werden 1996 bis 2001 beobachtet (n=2,142)
- Deutschland: Kinder, die 1984 15-20 Jahre alt sind und im elterlichen Haushalt wohnen, werden 1998 bis 2002 beobachtet (n=1,613).

Deskriptive Statistik

	Germany 1998		USA 1996	
	men	women	men	women
age	31.3	34.4	31.2	31.1
school years	12.1	11.7	12.8	12.9
occupational status (in %)				
0 elementary	22.5	6.0	22.4	6.6
1 worker	50.4	8.8	22.5	4.9
2 trade, service	14.8	26.5	24.7	24.3
3 professional, managerial	26.3	60.7	28.6	64.3
annual working hours	1,805	917	1,805	1,236
full-time employed (in %)	70.4	31.5	65.5	43.6
income status				
1 equ.hh-income < median	40.6	48.6	40.9	53.4
ln hh-income mean	9.11	8.51	9.73	9.47
N	1,613		2,142	

Source: GSOEP-PSID, own calculations

Frauen üben "Handels- und Dienstleistungsberufe" oder "Büro- und Management" Tätigkeiten aus

Deskriptive Statistik

	German sample		US sample	
	men	women	men	women
age hh-head and partner	45.7	45.2	45.1	46.3
age hh-head and partner at birth of the child	29.5	29.2	29.2	30.4
age class hh-head and partner at birth of the child (in %)				
1 lt 25	18.8	18.4	27.5	26.0
2 25 to lt 30	33.7	39.0	25.9	22.5
3 30 to lt 35	28.9	23.2	24.0	21.4
4 35 to highest	18.5	19.5	22.6	30.2
human capital stock (average school years of hh-head and partner)	20.3	20.3	21.9	22.0
occupational status hh-head				
0 elementary	7.3	6.4	28.9	26.3
1 worker	38.9	31.3	23.7	24.5
2 trade, service	13.6	12.7	19.2	19.7
3 professional, managerial	20.2	19.6	28.1	29.5
occupational status partner				
0 elementary	9.8	12.6	11.0	9.9
1 worker	19.4	16.6	10.3	13.6
2 trade, service	41.9	41.5	34.7	37.4
3 professional, managerial	28.9	28.3	44.0	39.1
hh-head full-time employed (in %)	80.6	78.7	78.4	68.6
partner full-time employed (in %)	22.7	22.1	26.6	27.4
income status (in %)				
1 income < median	36.3	46.6	43.1	49.8
ln hh-income mean	9.97	9.96	9.23	9.17
household size	2.9	2.9	2.7	3.3
N	1,613		2,142	

Source: GSOEP-PSID, own calculations

wenig
Länderunterschiede
bezüglich des
familiären
Hintergrundes

Intergenerationale Einkommenselastizität β

GERMANY	Equation (1)				Equation (2)			
	β_p	SE	t-statistic	N	β_p	SE	t-statistic	N
children	0.241	0.063	4.365	811	0.223	0.074	3.647	762
male	0.305	0.068	4.301	478	0.205	0.082	2.809	447
female	0.248	0.124	1.995	315	0.270	0.144	2.400	315

USA	Equation (1)				Equation (2)			
	β_p	SE	t-statistic	N	β_p	SE	t-statistic	N
children	0.440	0.046	4.606	1006	0.415	0.111	3.306	928
male	0.332	0.079	3.810	411	0.314	0.106	4.995	354
female	0.459	0.058	4.271	676	0.423	0.119	3.674	574

Bei deutschen Frauen ist der Einfluss des Familienhintergrundes weniger ausgeprägt als bei amerikanischen

Intergenerationale Einkommensmobilität I

(a) GERMANY						
Child-age-adjusted log income quintiles (1998-2002)	Parental-age-adjusted log income quintiles (1984-1988)					TOTAL
	1	2	3	4	5	
1	.469	.282	.208	.157	.057	.225
2	.209	.220	.153	.184	.120	.175
3	.173	.176	.230	.218	.127	.186
4	.102	.208	.259	.232	.231	.210
5	.047	.114	.150	.208	.465	.204
TOTAL	1	1	1	1	1	1

Child-age-adjusted log income quintiles (1998-2002)	Parental-age-adjusted log income quintiles (1984-1988)									
	1		2		3		4		5	
	male	fem.	male	fem.	male	fem.	male	fem.	male	fem.
1	.450	.488	.217	.344	.196	.220	.089	.224	.045	.070
2	.171	.248	.217	.224	.172	.133	.212	.156	.083	.162
3	.194	.152	.167	.184	.233	.227	.226	.211	.140	.113
4	.132	.072	.258	.160	.233	.287	.247	.218	.242	.218
5	.054	.040	.142	.088	.166	.133	.226	.190	.490	.437
TOTAL	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

(b) USA						
Child-age-adjusted log income quintiles (1996-2001)	Parental-age-adjusted log income quintiles (1981-1985)					TOTAL
	1	2	3	4	5	
1	.541	.351	.191	.068	.023	.216
2	.223	.323	.239	.173	.115	.204
3	.135	.176	.272	.239	.159	.192
4	.077	.053	.233	.245	.241	.209
5	.024	.025	.065	.262	.460	.195
TOTAL	1	1	1	1	1	1

Child-age-adjusted log income quintiles (1996-2001)	Parental-age-adjusted log income quintiles (1981-1985)									
	1		2		3		4		5	
	male	fem.	male	fem.	male	fem.	male	fem.	male	fem.
1	.498	.566	.306	.381	.139	.178	.058	.077	.019	.031
2	.242	.203	.306	.334	.210	.260	.167	.179	.107	.122
3	.155	.115	.205	.156	.302	.249	.223	.253	.144	.173
4	.093	.062	.130	.090	.226	.221	.302	.276	.248	.234
5	.012	.035	.054	.039	.123	.093	.250	.215	.482	.440
TOTAL	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1

SOURCE: GSOEP-PSID, own calculations. Note: The likelihood ratio χ^2 statistics is significant ($p < .001$) in all comparisons.

Die Persistenz der Einkommen an den Rändern der Verteilung ist in den USA höher als in Deutschland

15

Intergenerationale Einkommensmobilität II

(a) GERMANY						
Child-age-adjusted log income quintiles (1998-2002)	Parental-age-adjusted log income quintiles (1984-1988)					TOTAL
	1	2	3	4	5	
1	.279	.261	.220	.121	.128	.201
2	.162	.232	.232	.103	.244	.198
3	.132	.319	.159	.227	.167	.198
4	.115	.159	.166	.245	.165	.201
5	.279	.029	.183	.227	.282	.201
TOTAL	1	1	1	1	1	1

(b) USA						
Child-age-adjusted log income quintiles (1996-2001)	Parental-age-adjusted log income quintiles (1981-1985)					TOTAL
	1	2	3	4	5	
1	.339	.186	.216	.228	.154	.224
2	.258	.254	.176	.228	.138	.208
3	.145	.169	.189	.316	.185	.199
4	.129	.203	.176	.158	.277	.189
5	.129	.186	.243	.070	.246	.180
TOTAL	1	1	1	1	1	1

SOURCE: GSOEP-PSID, own calculations. Note: The likelihood ratio χ^2 statistics is significant ($p < .001$) in all comparisons.

Bei Berücksichtigung des familiären Hintergrundes ist die Einkommensmobilität in beiden Ländern höher.

16

Fazit I

- Das Familieneinkommen der Eltern beeinflusst das Einkommen der Söhne stärker als das der Töchter.
- Die Einkommensmobilität von Frauen hängt weniger vom familiären Hintergrund ab als die Einkommensmobilität von Männern.
- Kinder von Eltern mit höherem Einkommen haben als Erwachsene höhere Einkommen.
- Kinder von Eltern mit niedrigem Einkommen haben eine höhere Einkommensmobilität.

17

Intergenerationale Berufsmobilität

(a) GERMANY		occupational status hh-head 1984				
occupational status children 1998		1	2	3	4	TOTAL
1		.346	.171	.124	.075	.186
2		.271	.418	.193	.098	.265
3		.223	.225	.476	.213	.257
4		.160	.185	.267	.615	.291
TOTAL		1	1	1	1	1

occupational status children 1998		occupational status hh-head 1984							
		1		2		3		4	
		male	female	male	female	male	female	male	female
1		.496	.075	.242	.041	.143	.095	.116	.025
2		.347	.134	.562	.155	.206	.024	.116	.076
3		.074	.493	.118	.423	.429	.548	.147	.291
4		.083	.299	.079	.381	.222	.333	.621	.608
TOTAL		1	1	1	1	1	1	1	1

(b) USA		occupational status hh-head 1981				
occupational status children 1996		1	2	3	4	TOTAL
1		.287	.153	.112	.076	.149
2		.171	.291	.186	.186	.163
3		.196	.175	.346	.179	.209
4		.356	.381	.429	.660	.479
TOTAL		1	1	1	1	1

occupational status children 1996		occupational status hh-head 1981							
		1		2		3		4	
		male	female	male	female	male	female	male	female
1		.451	.100	.228	.064	.187	.030	.127	.023
2		.225	.111	.452	.101	.167	.055	.146	.021
3		.117	.264	.103	.260	.346	.346	.173	.186
4		.207	.526	.218	.575	.300	.570	.554	.769
TOTAL		1	1	1	1	1	1	1	1

Occupational status: 0 elementary, 1 worker, 2 trade & services, 3 professional & managerial; Source: GSOEP-PSID, own calculations

10

MNL - abhängige Variable $Y=j$

$Y=j$	ISCO88 - occupational group
(0)	9 elementary occupations
(1)	8 plant and machine operators and assemblers
	7 craft and related workers
	6 agricultural and fishery workers
(2)	5 personal service
	4 trade service
(3)	3 associate professionals
	2 professionals
	1 managers, senior officials

19

MNL – unabhängige Variable in X_i

X_i	Description
$GENDER_c$	gender of the individual: 1 male, 2 female
EDU_c	Educational attainment is measured in school years. In the case of missing values the years of education are set equal to the amount reported in the next year, for it is possible to increase the number of schooling but impossible to decrease it.
EMP_c	Employment status individual: 1 full-time, 2 part-time
$OCC-HH_p$	occupation hh-head in the parental household: 0 elementary, 1 working, 2 trade, services, 3 professional, managerial
$HUMCAP_p$	Human capital stock: sum of the years of education of the household-head and her partner in the parental household
$HSTATUS_p$	Relative income situation of the parental household: 1 long-run real equivalent post-government household income < median, 0 long-run real equivalent post-government household income > median
$SIZE_p$	Size of the parental household in 1981 (USA), 1984 (Germany)

20

Table 6: Multinomial logit results (t-ratios in parentheses), Germany

estimated coefficients (t-ratios) for independent variable	DEPENDENT VARIABLES					
	$\ln (R_1/R_0)$	$\ln (R_2/R_0)$	$\ln (R_3/R_0)$	$\ln (R_2/R_1)$	$\ln (R_3/R_1)$	$\ln (R_3/R_2)$
CONSTANT	1.201* (5.408)	0.420 (4.584)	1.701* (2.057)	0.941* (4.258)	3.160* (1.995)	2.217* (2.817)
GENDER	-3.075* (-7.775)	0.172 (-7.871)	0.02* (-6.071)	-2.680* (-7.844)	-1.143* (-2.054)	-2.024 (-4.888)
EDU _c	0.648* (6.412)	0.552* (6.180)	0.391* (5.572)	0.555* (6.051)	0.390* (3.577)	0.388* (3.402)
EMP _c	0.322 (0.888)	0.315 (-0.970)	0.245 (0.882)	0.278 (-0.808)	0.182 (0.658)	0.149 (0.529)
OCC-HH _p worker	2.039* (4.262)	1.362* (3.911)	0.696 (1.396)	1.383* (2.800)	0.495 (0.231)	0.233 (0.561)
OCC-HH _p trade&service	0.991* (2.245)	1.513* (3.814)	0.191 (0.580)	1.580* (3.060)	0.200 (0.130)	0.189 (0.452)
OCC-HH _p prof.&manag.	0.314 (0.568)	0.152 (0.265)	0.099* (0.304)	-0.010 (-0.118)	1.000* (0.67)	0.958* (2.375)
HUMCAP _p	0.131* (2.103)	0.153* (2.46)	-0.073 (-1.570)	0.148* (2.490)	0.085* (1.842)	0.097* (1.703)
STATUS _p	-0.628 (-1.349)	-0.799* (-2.103)	0.152 (0.319)	-1.195* (-3.130)	0.133 (0.333)	0.190 (0.511)
HH-SIZE _p	0.154 (1.124)	0.336* (2.410)	0.265* (2.112)	0.383* (3.00)	0.282* (2.22)	0.252* (2.051)
LL				-395.913		
χ^2				189.590		
N				1,384		

NOTE: *indicates significance at the 5percent level in a two-tailed test ($p < 0.05$) SOURCE: GSOEP-PSID, own calculations

Männer bevorzugen Berufe mit höherem sozialen Status.
 Frauen und Männer mit höherer Ausbildung steigen in der Berufshierarchie auf.
 Der Beruf des Vaters, der elterliche Humankapitalstock und die Haushaltsgröße beeinflussen die Berufswahl der Kinder.
 Der ökonomische Status der Eltern ist nicht entscheidend für die Berufswahl der Kinder.

Table 7: Multinomial logit results (t-ratios in parentheses), United States

estimated coefficients (t-ratios) for independent variable	DEPENDENT VARIABLES					
	$\ln (R_1/R_0)$	$\ln (R_2/R_0)$	$\ln (R_3/R_0)$	$\ln (R_2/R_1)$	$\ln (R_3/R_1)$	$\ln (R_3/R_2)$
CONSTANT	2.516* (6.687)	1.518* (3.811)	3.139* (5.769)	2.139* (4.190)	3.106* (5.145)	2.922* (4.776)
GENDER	-2.790* (-6.694)	2.272* (6.049)	0.639 (1.576)	-2.297* (-4.984)	-0.648* (-1.813)	-0.604* (-1.390)
EDU _c	0.495* (4.877)	0.416* (4.877)	0.881* (2.485)	0.452* (2.462)	0.088 (2.309)	0.275* (7.970)
EMP _c	0.148 (0.874)	0.605* (3.544)	0.351* (3.101)	0.626* (-3.554)	0.354* (3.094)	0.352* (3.050)
OCC-HH _p worker	1.714* (8.559)	1.652* (4.714)	1.852* (1.847)	1.684* (4.937)	0.264 (1.741)	0.239 (1.549)
OCC-HH _p trade&service	0.90* (4.503)	0.416* (3.845)	0.071 (0.852)	0.655* (4.716)	0.041 (0.807)	0.117 (0.792)
OCC-HH _p prof.&manag.	0.494* (1.973)	0.568* (2.546)	0.071 (0.209)	0.655* (2.463)	0.041 (0.185)	1.030* (4.142)
HUMCAP _p	0.028 (0.132)	0.016 (0.300)	0.017 (0.907)	0.031 (0.305)	0.013* (0.711)	0.012 (0.620)
STATUS _p	-0.311* (-2.102)	0.275* (1.935)	-0.308* (-2.602)	0.272* (2.629)	-0.301* (-2.629)	-0.320* (-2.734)
HH-SIZE _p	0.106* (2.244)	0.058 (1.301)	0.021 (0.615)	0.066 (1.443)	0.122 (0.653)	0.099 (0.767)
LL				-391.091		
χ^2				121.543		
N				1,833		

NOTE: *indicates significance at the 5percent level in a two-tailed test ($p < 0.05$) SOURCE: GSOEP-PSID, own calculations

Männer wählen Berufe mit höherem sozialen Status.
 Frauen und Männer mit höherer Ausbildung steigen in der Berufshierarchie auf.
 Handels- und Dienstleistungsjobs werden vorwiegend im Teilzeit ausgeführt.
 Kinder von Wohlhabenden bevorzugen höhere Berufskategorien.
 Die Haushaltsgröße hat keinen signifikanten Einfluss auf die Berufswahl.

Fazit II

- In beiden Ländern ist Humankapital entscheidend für die Berufswahl.
- Der Einfluss des familiären Hintergrundes auf die "Vererbung" des beruflichen Status ist länderspezifisch.
- Die Hypothese von traditionellen Rollenbildern in Deutschland und einer höheren sozialen Durchlässigkeit in den USA wird nicht bestätigt.

23

Literatur:

- Atkinson, A. (1970). On the Measurement of Inequality. *Journal of Economic Theory*: 244-263.
- Becker, G. S. 1964. *Human capital. A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*. New York: Columbia University Press.
- Becker, G. S. and Tomes, N., 1979. An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility. *Journal of Political Economy* 87,6:1153-1189.
- Becker, G.S. and Tomes, N., 1986. Child endowments and the Quantity and Quality of Children, *Journal of Political Economy* 84: S1143-S1162.
- Blau, Peter M. and Otis D. Duncan, 1967, *The American Occupational Structure*, New York.
- Boskin, Michael J., 1974, A Conditional Logit Model of Occupational Choice, *Journal of Political Economy* 82: 389-398.
- Burkhauser, Richard V., Butrica, Barbara A., Daly, Mary C. and Dean R. Lillard, 2001, The Cross-National Equivalent File: A product of cross-national research, in: Becker, Irene, Ott, Notburga and Gabriele Rolf, eds., *Soziale Sicherung in einer dynamischen Gesellschaft* (Campus, Frankfurt, Germany) 354-376.
- Corak, Miles and Andrew Heisz, 1999, The intergenerational earnings and income mobility of Canadian men: Evidence from the Longitudinal Income Tax Data, *Journal of Human Resources* 34: 505-533.
- Couch, Kenneth A. and Thomas A. Dunn, 1997, Intergenerational Correlation in Labour Market Status, a Comparison of the United States and Germany, *Journal of Human Resources* 32,4; 210-232.
- Dearden, Lorraine, Machin, S. and H. Reed, 1997, Intergenerational Mobility in Britain, *Economic Journal* 107, 47-64.
- Dunstmann, Christian, 2004, Parental background, secondary school, track choice, and wages, *Oxford Economic Papers* 56: 209-230.

24

Literatur:

- Fertig, A. (2003/04). Trends in Intergenerational Earnings Mobility in the U.S.. *Journal of Income Distribution* 12, 108-140.
- Giele, Janet Z. and Elke Holst, 1997, Dynamics of Women's Labor Force Participation in the United States and West Germany, 1983 to 1990, in: Dunn, Thomas A. and Johannes Schwarze, eds., *Proceedings of the 1996 Second International Conference of the German Socio-Economic Panel Study Users*, DIW-Vierteljahreshefte 1: 55 – 61.
- Harper, Barry and Mohammed Haq, 1997, Occupational Attainment of Men in Britain, *Oxford Economic Papers* 49,4: 638-651.
- Layte, R. and Whelan, C.T., 2002, Cumulative disadvantage or individualisation? A comparative analysis of poverty risk and incidence, *European Societies* 4: 209-233.
- Mayer, S. E. and Lopoo, L.M. (2005). Has the Intergenerational Transmission of Economic Status Changed?, *The Journal of Human Resources* 40, 169-185.
- Mazumder, Bhashkar, 2005, Fortunate Sons: New Estimates of Intergenerational Mobility in the U.S. Using Social Security Earnings Data, *Review of Economics and Statistics* 87,2: 235-255.
- Mincer, Jacob, 1974, Schooling, Experience and Earnings, (NBER, New York).
- Solon, Gary, 1989, Biases in the Estimation of Intergenerational Earnings Correlations, *Review of Economics and Statistics* 71: 172-174.
- Solon, Gary, 1992, Intergenerational Income Mobility in the United States, *American Economic Review* 82,3, 326-329.
- Solon, Gary, 1999, Intergenerational Mobility in the Labor Market, in: Ashenfelter O. and D.Card, eds., *Handbook of Labor Economics* (North Holland, Amsterdam).
- Solon, Gary, 2002, Cross-Country Differences in Intergenerational Earnings Mobility, *Journal of Economic Perspectives* 16, 59-66.
- Solon, Gary, 2004, A Model of Intergenerational Mobility Variation over Time and Place, in: Corak, M., ed., *Generational Income Mobility in North America and Europe* (Cambridge University Press, Cambridge, UK) 38-47.
- Zimmerman, David J., 1992, Regression towards mediocrity in economic stature, *American Economic Review* 82: 409-429.

25

Familärer Hintergrund, Berufswahl und Einkommenssituation

Danke für die Aufmerksamkeit



Veronika V. Eberharter
Universität Innsbruck
Fakultät für Volkswirtschaftslehre und Statistik
Institut für Wirtschaftstheorie, Wirtschaftspolitik
und Wirtschaftsgeschichte
Veronika.Eberharter@uibk.ac.at

26