

Individuelle Anspruchslöhne in Deutschland: Eine aktuelle Bestandsaufnahme

Markus Pannenberg

1. Einleitung

Mit den in den Jahren 2003 bis 2005 in Kraft getretenen Hartz-Reformen (*Hartz I-IV; Gesetze für moderne Dienstleistungen auf dem Arbeitsmarkt*) ist nicht weniger als ein Paradigmenwechsel in der deutschen Arbeitsmarktpolitik durchgeführt worden (vgl. z.B. Jacobi/Kluve 2006). Aufbauend auf dem „Job-AQTIV-Gesetz“ des Jahres 2001 wird in den Hartz-Gesetzen das Konzept der „Aktivierenden Arbeitsmarktpolitik“ mit den drei Kernelementen „Effizienzsteigerung der Arbeitsvermittlung und ihrer arbeitsmarktpolitischen Instrumente“, „Aktivierung der Arbeitslosen über Fördern und Fordern“ und „Maßnahmen zur Deregulierung des Arbeitsmarktes“ fundiert und in einer Fülle von Einzelmaßnahmen umgesetzt. Das Prinzip des „Förderns und Forderns“ nimmt dabei eine zentrale Rolle ein: (Langzeit-) Arbeitslose sollen einerseits mit einer verbindlichen aktiven Vermittlungspolitik (z.B. Eingliederungsvereinbarungen), neuen arbeitsmarktpolitischen Instrumenten (z.B. „Ich-AG's“) und verbesserten Zuverdienst-möglichkeiten *gefördert* und andererseits u.a. durch eine generelle Verkürzung der Bezugsdauer von Arbeitslosengeld (ALG I), durch eine von einer Bedürftigkeitsprüfung abhängigen fixen Unterstützungszahlung (ALG II), durch eine Verschärfung der Zumutbarkeitsregelungen und durch eine Ausweitung der Sanktionsmöglichkeiten bei Fehlverhalten *gefordert* werden. Von den Elementen des „Forderns“ verspricht man sich insbesondere eine Zunahme der Konzessionsbereitschaft von (Langzeit-)Arbeitslosen während der Arbeitsplatzsuche. Aus arbeitsmarktökonomischer Sicht bedeutet dies, dass

die aktivierende Arbeitsmarktpolitik Einfluss auf das Niveau und die Entwicklung von individuellen Anspruchslöhnen (*reservation wages*) während der Arbeitslosigkeit nehmen will. Gelingt es der Arbeitsmarktpolitik, individuelle Anspruchslöhne im Niveau und im Zeitablauf abzusinken, sollte dies – gemäß suchtheoretischer Überlegungen – *ceteris paribus* zu einer höheren Wahrscheinlichkeit führen, dass arbeitslose Job-sucher eine Beschäftigung annehmen.

Empirische Studien zu den Anreizen zur Arbeitsaufnahme in Deutschland legen zumeist Berechnungen zu den Lohnabständen, d.h. der Differenz von potenziellem Arbeitslohn (Tariflohn/mittlerer Effektivlohn) und möglicher staatlicher Unterstützungszahlung vor (vgl. z.B. Sinn et al. 2006/2002, Sachverständigenrat 2002, Boss/Christensen/Schrader 2005). Empirische Arbeiten, die direkt erhobene Anspruchslöhne analysieren, sind hingegen selten. Christensen (2003) und Prasad (2003) nutzen Daten des Sozio-ökonomischen Panels zur Analyse von Anspruchslöhnen in Deutschland für die Jahre 1987-89, 1992-94 und 1996-97 (*Prasad*)/1996-2000 (*Christensen*).¹ Beide Studien zeigen, dass im jeweils betrachteten Zeitraum die individuellen Anspruchslöhne in Deutschland auch im internationalen Vergleich eher hoch waren, im Mittel über dem letzten Lohn vor Arbeitslosigkeit lagen und stationär über die Arbeitslosigkeitsdauer waren. Die vorliegende empirische Studie analysiert ebenfalls im Sozio-ökonomischen Panel (SOEP) erfragte individuelle Anspruchslöhne. Die erhobenen Informationen stammen aus dem Jahr 2004. Die Studie zeichnet somit ein aktualisiertes Bild des Lohnanspruchsniveaus nicht erwerbstätiger arbeitssuchender Personen nach Beginn der Hartz-Reformen, aber vor Einführung des neuen Arbeitslosengeldes II zum 1.1.2005. Zudem erweitert sie die zuvor genannten empirischen

¹ Ältere Studien zu Anspruchslöhnen in Deutschland haben Franz (1982) und Schmidt/Winkelmann (1993) vorgelegt.

Studien um zwei zentrale Aspekte: (1) Es erfolgt eine Abschätzung, in welchem Umfang individuelle Anspruchslöhne auf eine Veränderung des Niveaus der staatlichen Unterstützungszahlungen reagieren, in dem die entsprechende Elastizität geschätzt wird. (2) Es wird anhand erstmals im Jahr 2004 im SOEP erhobener Informationen zur individuellen Risikoeinstellung getestet, ob die Konzessionsbereitschaft von Arbeitslosen mit individuellen Risikopräferenzen korreliert.

2. Daten

Datenbasis der Studie ist das Sozio-ökonomische Panel (SOEP). Das SOEP ist eine repräsentative Längsschnittbefragung der Wohnbevölkerung der Bundesrepublik Deutschland, die seit 1984 durchgeführt wird (vgl. SOEP Group (2001) oder <http://www.diw.de/deutsch/sop/index.html>). Für die nachfolgende Analyse werden Daten der Erhebung im Jahr 2004 für Deutschland genutzt.² Die Analyse beruht auf einer Stichprobe von Arbeitssuchenden Personen im Alter von 18 bis 65 Jahren, die bei der Frage „*Wie hoch müsste der Nettoverdienst mindestens sein, damit Sie eine angebotene Stelle annehmen würden?*“ entweder einen validen €-Betrag angegeben oder die Kategorie „*Nicht zu sagen, kommt darauf an*“ gewählt haben. Die resultierende Untersuchungsgruppe weist $N=2915$ Beobachtungen auf. Davon haben $N_1=1199$ Personen (41%) einen Nettoanspruchslohn angegeben und $N_2=1716$ Personen (59%) die Kategorie „*Nicht zu sagen, kommt darauf an*“ gewählt. Die Nettoanspruchslöhne werden mit dem Verbraucherpreisindex (Basisjahr 2000) deflationiert. Der (gewichtete) Mittelwert des Anspruchslohn beträgt 1102, 61 € (Median 941, 62 €). Aufgrund fehlender Werte bei einigen Variablen (z.B.

² Die Daten des SOEP wurden mit Hilfe des Add-On package SOEP Menu v2.0 (Jul 2005) für Stata(R) extrahiert. SOEP Menu wurde programmiert von Dr. John P. Haisken-DeNew (john@soepmenu.de). SOEP Menu Plugins von John P. Haisken-DeNew, Markus Hahn, und Mathias Sinning wurden beim Erstellen des Retrievals genutzt. Das Retrieval kann vom Autor angefordert werden. Jegliche Fehler gehen zu Lasten des Autors. Haisken-DeNew (2005) gibt einen Überblick über SOEP Menu.

zum Lohn bei vorheriger Beschäftigung) reduzieren sich diese Fallzahlen in einzelnen Auswertungsschritten, da jeweils nur Beobachtungen mit vollständigen Informationen berücksichtigt werden (*complete case analysis*). In allen Auswertungen werden die Hochrechnungsfaktoren des SOEP für gewichtete Analysen genutzt und das Design des SOEP berücksichtigende Taylor-linearisierte Standardfehler bzw. Konfidenzintervalle berechnet.

Die Informationen zur individuellen Risikoeinstellung werden aus folgender Frage zur generellen Risikoeinstellung der Befragungspersonen generiert: „*Wie schätzen Sie sich persönlich ein: Sind Sie im allgemeinen ein risikobereiter Mensch oder versuchen Sie, Risiken zu vermeiden?*“ Die Befragungspersonen können sich dann auf einer Skala von „0 (*gar nicht risikobereit*)“ bis „10 (*sehr risikobereit*)“ einstufen.³ Tabelle 1 gibt die Verteilung der individuellen Risikoeinstellungen für die Gruppe aller Befragten mit Informationen zum Anspruchslohn (*€-Betrag oder „Nicht zu sagen, kommt darauf an“*) an.

Es zeigt sich, dass gut 7% der Untersuchungsgruppe „*gar nicht risikobereit*“ sind, gut 64 % der Befragten Werte von kleiner gleich 5 angeben, aber nur gut 1% „*sehr risikobereit*“ sind. Die ausgewiesenen Informationen zur Verteilung der individuellen Risikoeinstellung werden in den deskriptiven Analysen zu einer Dummy-Variable „*risikoavers*“ rekodiert, die bei angegebenen Werten von „0 bis einschließlich 5“ den Wert 1 annimmt.⁴ In den Regressionsanalysen wird die erhobene Information unmittelbar genutzt – allerdings umsortiert als Variable „*Risikoaversion*“, so dass „0 (*sehr risikobereit*)“ und „10 (*gar nicht risikobereit*)“ anzeigt. Dies

³ Die erhobenen Informationen zur Risikoeinstellung im SOEP sind im Rahmen eines Experiments mit experimentellen Verfahren zur Bestimmung von Risikopräferenzen verglichen worden und haben sich als valide erwiesen (vgl. Dohmen et al. 2005).

⁴ Vgl. zu einem ähnlichem Vorgehen Dohmen et al. (2005).

erlaubt eine direkte Interpretation des geschätzten Parameters zur Variable „Risikoaversion“ hinsichtlich des Tests, ob die Konzessionsbereitschaft von Arbeitslosen mit dem Grad der Risikoaversion korreliert.

Tabelle 1: Verteilung der individuellen Risikoeinstellung von Arbeitssuchenden in Deutschland 2004

Persönliche Bereitschaft, ein Risiko einzugehen	Prozent	Kumulative Prozent
<i>Risikobereitschaft: 0 (gar nicht risikobereit)</i>	7.33	7.33
<i>Risikobereitschaft: 1</i>	3.61	10.94
<i>Risikobereitschaft: 2</i>	7.76	18.70
<i>Risikobereitschaft: 3</i>	12.06	30.77
<i>Risikobereitschaft: 4</i>	11.40	42.17
<i>Risikobereitschaft: 5</i>	21.91	64.07
<i>Risikobereitschaft: 6</i>	11.04	75.12
<i>Risikobereitschaft: 7</i>	13.00	88.11
<i>Risikobereitschaft: 8</i>	8.13	96.24
<i>Risikobereitschaft: 9</i>	2.46	98.70
<i>Risikobereitschaft: 10 (sehr risikobereit)</i>	1.30	100.00

Quelle: SOEP 2004, N=2900. Hochrechnungsfaktoren genutzt.

In den verschiedenen Regressionsanalysen wird zusätzlich je nach Spezifikation eine Auswahl folgender Variablen genutzt: Geschlecht, verheiratet, Alter, Alter quadriert, Anzahl der Ausbildungsjahre, Dauer der Arbeitslosigkeit, subjektive Einschätzung, wieder einen Job zu finden (2 Dummyvariablen: „*schwierig, wieder eine geeignete Stelle zu finden*“; bzw. „*praktisch unmöglich, wieder eine geeignete Stelle zu finden*“), Dummyvariablen zur Art der Stellensuche (Vollzeit, Teilzeit), Dummyvariablen für Bundesländer, Dummyvariablen für Industriezugehörigkeit (Nace1D), Betriebszugehörigkeit beim letzten Arbeitgeber, Betriebszugehörigkeit beim letzten Arbeitgeber quadriert, Umfang staatlicher (realer) Unterstützungszahlungen (*Arbeitslosengeld, Arbeitslosenhilfe, Sozialhilfe, Elterngeld*) und (realer) Nettolohn beim letzten Arbeitgeber. Tabelle A1 im Anhang weist die Mittelwerte und Standardfehler für diese Variablen aus.

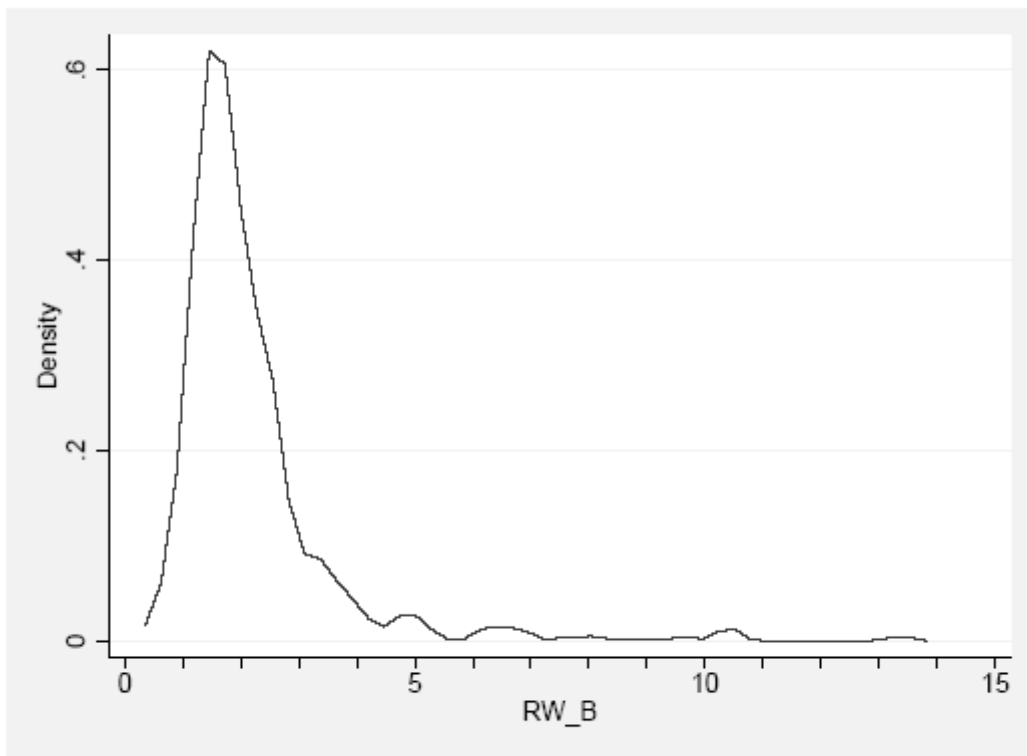
3. Validität der erhobenen Anspruchslöhne

Suchtheoretische Modelle leiten ab, dass der optimale Anspruchslohn der Summe aus staatlicher Unterstützungszahlung und dem Barwert einer weiteren Jobsuche entspricht (vgl. z.B. Rogerson/Shimer/Wright 2005). Diese Optimalbedingung erlaubt einen einfachen Validitätstest der erhobenen Anspruchslohninformationen, in dem das Verhältnis aus Netto-Anspruchslohn und Unterstützungszahlung je Befragungsperson zum Erhebungszeitpunkt 2004 berechnet wird (vgl. z.B. Lancaster/Chesher 1983). Abbildung 1 weist eine Kerndichteschätzung des entsprechenden Verhältnisses (RW_B) aus:

Es wird deutlich, dass das Gros der Beobachtungen ein Verhältnis RW_B von größer oder gleich 1 aufweist und somit der Konsistenzbedingung der Suchtheorie genügt. Das vierte Percentil der Verteilung beträgt 1, der Median liegt bei 1.8. Beschränkt man sich bei der Analyse auf die Bezieher von Arbeitslosengeld, Arbeitslosenhilfe oder Sozialhilfe, so ergibt sich ein identisches Bild. Zudem ist zu berücksichtigen, dass die Angaben zu den Unterstützungszahlungen Bruttoangaben, die Angaben zum Anspruchslohn jedoch geforderte Nettoverdienste sind. Wenn bei den Befragten der Progressionsvorbehalt des EStG steuerlich relevant sein sollte, ist denkbar, dass angegebene Nettoanspruchslöhne um diese Steuerbelastung nach unten korrigiert werden und dann leicht unter dem Alternativeinkommen der Brutto-Unterstützungszahlung liegen. Die erhobenen Anspruchslöhne im SOEP 2004 passieren folglich m.E. den einfachen Validitätstest der Suchtheorie.⁵

⁵ Christensen (2003) und Prasad (2003) weisen keine Berechnungen zu RW_B aus. Prasad nutzt zum Test der Validität der Daten einen Vergleich von Reservationslöhnen über zwei Zeitpunkte hinweg und eine Analyse der Differenz von akzeptiertem Lohn nach Arbeitslosigkeit und Anspruchslohn, wobei bei letzterer Differenz zu beachten ist, dass bis zu einem Jahr zwischen der Erhebung der beiden Informationen liegen kann. Er folgert aus seiner Analyse, dass die erhobenen Anspruchslöhne im SOEP verlässlich sind.

Abbildung 1: Verhältnis von Anspruchslohn und staatlicher Unterstützungszahlung (RW_B)



Quelle: SOEP 2004. Hochrechnungsfaktoren genutzt.

Tabelle 2 weist Mittelwert und 95%-Konfidenzintervall aus, wenn man das Verhältnis RW_B hinsichtlich der Art der Unterstützungszahlung bzw. der Dauer der Arbeitslosigkeit differenziert.

Tabelle 2: Individuelles Verhältnis von Anspruchslohn und staatlicher Unterstützungszahlung in Deutschland 2004

Variable	Mittelwert	95% Konfidenzintervall	
RW_B^1	2.19	2.01	2.37
RW_B^2			
ALG	1.75	1.63	1.88
ALH	2.38	2.14	2.62
SozH	2.45	1.21	3.68
Elterngeld	3.03	1.98	4.08
RW_B^3			
AL-Dauer ≤ 1 Jahr	1.94	1.71	2.18
1 < AL-Dauer ≤ 2	1.96	1.80	2.12
2 < AL-Dauer ≤ 3	2.08	1.76	2.40
AL-Dauer > 3 Jahre	2.67	1.57	3.77

Quelle: SOEP 2004. N1,2=631, N3=464. Hochrechnungsfaktoren genutzt. Das Konfidenzintervall beruht auf Taylor-linearisierten Standardfehlern.

Es zeigt sich, dass der Mittelwert der individuellen RW_B 's (über alle Kategorien: 2.19⁶) beim Übergang von Arbeitslosengeld zu Arbeitslosenhilfe deutlich ansteigt und die Differenz der Mittelwerte signifikant von Null verschieden ist, da die Konfidenzintervalle deutlich nicht überlappen. Es lässt sich folglich in der Untersuchungspopulation nicht beobachten, dass Gruppen mit unterschiedlichen mittleren Niveaus am letzten Lohn ausgerichteter prozentualer Unterstützungszahlung im Arbeitslosenversicherungssystem gleichgerichtete, im Umfang vergleichbare mittlerer Niveauunterschiede in den Anspruchslöhnen aufweisen. Die Unterschiede in den Differenzen der Mittelwerte von Beziehern von Arbeitslosenhilfe und Sozialhilfe, Arbeitslosenhilfe und Elterngeld bzw. Sozialhilfe und Elterngeld sind nicht signifikant von Null verschieden. Die Differenz der Mittelwerte von Beziehern von ALG und Elterngeld ist wiederum signifikant von Null verschieden. Mit der Dauer der Arbeitslosigkeit geht ein leichter Anstieg von RW_B einher. Dieser ist jedoch nicht signifikant von Null verschieden.

4. Ergebnisse

Im Folgenden werden die zentralen Ergebnisse zum Aspirationsniveau arbeitsloser Jobsuchender im Jahre 2004 vorgestellt. In einem ersten Schritt erfolgt eine deskriptive Analyse. Im zweiten Schritt werden Parameterschätzungen von zwei Elastizitäten und zum Einfluss von Risiko Einstellungen auf den geforderten Nettoverdienst präsentiert.

Deskriptive Ergebnisse

In Tabelle 3 werden Kennziffern zum individuellen Verhältnis von Anspruchslohn und vorherigem Lohn ausgewiesen (RW_NW).

⁶ Berechnet man das Populationsverhältnis von Anspruchslohn und Unterstützungszahlung, so ergibt sich ein Mittelwert von 1.85.

Tabelle 3: Individuelles Verhältnis von Anspruchslohn und vorherigem Lohn in Deutschland 2004

Variable	Mittelwert	95% Konfidenzintervall	
<i>RW_NW</i>	1.05	0.99	1.11
<i>RW_NW</i>			
ALG	0.99	0.94	1.05
ALH	1.03	0.93	1.12
SozH	1.19	0.87	1.52
Elterngeld	0.86	0.66	1.05
Keine Unterstützung	1.15	1.00	1.31
<i>RW_NW</i>			
AL-Dauer <= 1 Jahr	1.06	0.97	1.16
1 < AL-Dauer <= 2	1.04	0.95	1.12
2 < AL-Dauer <= 3	1.06	0.88	1.20
AL-Dauer > 3 Jahre	1.05	0.83	1.27

Quelle: SOEP 2004. N=486. Hochrechnungsfaktoren genutzt.

Das Konfidenzintervall beruht auf Taylor-linearisierten Standardfehlern.

ALG: Arbeitslosengeld; ALH: Arbeitslosenhilfe; SozH: Sozialhilfe.

Es wird deutlich, dass Jobsuchende in Deutschland im Mittel ein Netto-Anspruchslohniveau formulieren, das mit 1.05 leicht über dem letzten Nettolohn vor Arbeitslosigkeit liegt. Betrachtet man das entsprechende Konfidenzintervall, so zeigt sich jedoch, dass der geschätzte Wert nicht signifikant verschieden von 1 ist. Somit lässt sich folgern, dass im Jahr 2004 arbeitslose Jobsuchende im Mittel keine Abschläge auf geforderte Nettoverdienste relativ zum letzten Lohn vor Arbeitslosigkeit vornehmen, sondern sich sehr eng an diesem orientieren. Berechnet man den Populationsschätzer der Relation von mittlerem Anspruchslohn und mittlerem letzten Lohn, so ergibt sich ein Wert, der mit 0.97 leichte Abschläge nahe legt. Auch hier umschließt das geschätzte Konfidenzintervall (0.93-1.01) jedoch den Wert von 1.

Vergleicht man die geschätzten Werte für das individuelle Verhältnis von Anspruchslohn und letztem Lohn vor Arbeitslosigkeit mit den in der Literatur ermittelten Werten, so zeigt sich, dass der geschätzte Wert für 2004 unter dem von Christensen ausgewiesenen Durchschnittswert

von 1.10 für die Jahre 1987-89, 1992-94 bzw. 1996-2000 liegt, jedoch identisch ist mit dem von Schmidt/Winkelmann (1993) für das Jahr 1978. Berücksichtigt man zudem das in Tabelle 3 ausgewiesene Konfidenzintervall, so wird deutlich, dass das individuelle Verhältnis von Anspruchslohn und letztem Lohn vor Arbeitslosigkeit in den letzten Jahrzehnten wenig variiert hat. Mögliche Einflüsse der Hartz-Reformen auf dieses Verhältnis lassen sich im Frühjahr des Jahres 2004 folglich noch nicht beobachten. Zu beachten ist aber, dass ein zentrales Element der Hartz-Reformen – die Zusammenlegung von Arbeitslosenhilfe und Sozialhilfe zum neuen ALG II – erst nach der Erhebung der hier analysierten Daten zum 1.1.2005 erfolgte.

Differenziert man die Kennziffer RW_NW nach Art der Unterstützungszahlung bzw. nach Dauer der Arbeitslosigkeit, so fällt auf, dass die formulierten Anspruchslöhne relativ zum letzten Lohn vor Arbeitslosigkeit weder über die Zeit noch über den Typ der staatlichen Unterstützungszahlung hinweg in den entsprechenden Gruppen statistisch signifikant variieren. Dies kann vorsichtig als ein erstes Indiz – ebenso wie die ausgewiesenen Kennziffern aus Tabelle 2 – für über die Zeit konstante Anspruchslöhne gewertet werden und steht in Einklang mit den beiden anderen empirischen Studien zu Deutschland, die die erfragten Anspruchslöhne direkt analysieren (Christensen 2003, Prasad 2003). Zu beachten ist allerdings, dass Frijters/van der Klaauw (2006) ein nicht stationäres theoretisches Suchmodell mit Nichtpartizipation formulieren, und die Schätzung ihres strukturellen Modells auf Basis von SOEP Daten Hinweise auf nichtstationäre Anspruchslöhne eben dann liefert, wenn die Option der Nichtpartizipation am Arbeitsmarkt zugelassen wird.

In Tabelle 4 werden mittlere Anspruchslöhne und die Kennziffern RW_B und RW_NW differenziert nach der Risikoeinstellung der arbeitslosen

Jobsucher gezeigt. Risikofreudig ist eine Befragungsperson dann, wenn sie einen Wert von 6 und mehr auf der im SOEP erfragten Skala von 0 (*gar nicht risikobereit*) bis 10 (*sehr risikobereit*) angibt.

Personen mit Risikofreude weisen mit real 1253,15 € einen um knapp 25% höheren Anspruchslohn aus als Personen mit Risikoaversion. Diese deutliche Differenz der geforderten Nettolöhne ist – gemäß der geschätzten Konfidenzintervalle – signifikant von Null verschieden. Die Konzessionsbereitschaft von Arbeitslosen scheint folglich mit dem Grad der Risikoaversion zu variieren.⁷ Auch die beiden Kennziffern zum individuellen Verhältnis von Anspruchslohn und Unterstützungszahlung bzw. Anspruchslohn und letztem Lohn vor Arbeitslosigkeit deuten auf eine stärkere Konzessionsbereitschaft risikoaverser Jobsucher hin. Allerdings sind die Unterschiede zwischen beiden Gruppen hier – gemäß der geschätzten Konfidenzintervalle – nicht signifikant von Null verschieden.

Tabelle 4: *Anspruchslohn und Risikoeinstellung in Deutschland 2004*

Variable	Mittelwert	95% Konfidenzintervall	
<i>Anspruchslohn</i> ¹			
risikofreudig	1253.15	1131.26	1375.05
risikoavers	1012.60	965.615	1059.59
<i>RW_B</i> ²			
risikofreudig	2.38	1.97	2.79
risikoavers	2.10	1.93	2.27
<i>RW_NW</i> ³			
risikofreudig	1.07	0.96	1.17
risikoavers	1.04	0.97	1.11

Quelle: SOEP 2004. N₁=1194, N₂=629, N₃=483. Hochrechnungsfaktoren genutzt.

Das Konfidenzintervall beruht auf Taylor-linearisierten Standardfehlern.

Regressionsergebnisse

In Tabelle 5 werden für verschiedene Untersuchungsgruppen die Ergebnisse einfacher OLS-Schätzungen für zwei zentrale Elastizitäten ausge-

⁷ Einfache Probit-Schätzungen der Determinanten der Wahrscheinlichkeit, ob jemand in der SOEP-Befragung einen validen €Betrag für den geforderten Nettoverdienst angibt, oder aber die Kategorie „Nicht zu sagen, kommt darauf an“ wählt, deuten darauf hin, dass risikoaverse Befragungspersonen eher die Kategorie „Nicht zu sagen, kommt darauf an“ wählen.

wiesen: (a) Die Elastizität des Anspruchslohn bezogen auf die erhaltene staatliche Unterstützungszahlung ($\epsilon_{RW_Unterstützungszahlung}$) und (b) die Elastizität des Anspruchslohn bezogen auf den letzten vor Arbeitslosigkeit bezogenen Lohn ($\epsilon_{RW_letzter\ Lohn}$). Zudem wird der geschätzte Parameter für den Effekt des Grades der Risikoaversion auf den Anspruchslohn ausgewiesen. Die zusätzlich als „Kontrollvariablen“ in der Schätzung berücksichtigten Variablen sind in der Fußnote zur Tabelle angegeben. Bei der gewichteten OLS-Schätzung wird unterstellt, dass fehlende Werte zum Anspruchslohn (sowohl „echte“ missing values als auch Angaben der Kategorie „Nicht zu sagen, kommt darauf an“) „missing completely at random“ (MCAR) sind. Das sich ergebende sogenannte „two-part Model“ hat sich in angewandten empirischen Studien als robust erwiesen, wenn die Prognose der Effekte einzelner Kovariaten auf die abhängige Variable von zentralem Interesse ist (vgl. z.B. Duan et al. 1983).

Spezifikation I nutzt Dummy-Variablen für den Bezug verschiedener staatlicher Unterstützungszahlungen, um auf Gruppenunterschiede zu testen. Die geschätzten Parameter zeigen, dass sowohl Bezieher von Arbeitslosengeld als auch Bezieher von Arbeitslosenhilfe relativ zur Gruppe der Arbeitssuchenden, die keinerlei Unterstützungszahlungen erhalten, signifikant höhere Anspruchslöhne aufweisen. Ein Wald-Test auf Gleichheit der geschätzten Parameter für Arbeitslosengeldbezieher und Arbeitslosenhilfebezieher zeigt, dass Bezieher von Arbeitslosengeld signifikant höhere Nettoverdienste fordern. Für Bezieher von Sozialhilfe lassen sich hingegen keine signifikanten Unterschiede feststellen. Der individuelle Grad der Risikoaversion reduziert – wie auch in allen anderen OLS-Spezifikationen – das Anspruchslohnniveau. Risikoaverse Arbeitslose weisen *ceteris paribus* niedrigere Anspruchslöhne auf. Dieses Ergebnis bestätigt die deskriptive Analyse und verdeutlicht, dass die

traditionelle Annahme der Risikoneutralität in suchtheoretischen Modellen (vgl. z.B. Frijters/van der Klaauw 2006) zu hinterfragen ist.

Tabelle 5: *Anspruchslöhne und Anspruchselastizitäten in Deutschland 2004*

	I	II	III	IV
Dummy: ALG-Bezug	0.243*** (0.045)	--	--	--
Dummy: ALH-Bezug	0.117* (0.056)	--	--	--
Dummy: SozH-Bezug	0.112 (0.092)	--	--	--
Dummy: ElternG.-Bezug	-0.010 (0.108)	--	--	--
ϵ_{RW} Unterstützungszahlung	--	0.308*** (0.051)	0.313*** (0.047)	0.265*** (0.079)
ϵ_{RW} letzter Lohn	--	--	--	0.327** (0.111)
Grad Risikoaversion	-0.033*** (0.009)	-0.023* (0.010)	-0.018* (0.009)	-0.025* (0.010)
R^2	0.24	0.31	0.33	0.53
N	1101	607	530	315

Quelle: SOEP 2004. Hochrechnungsfaktoren genutzt. OLS-Regression. Standardfehler taylor-linearisiert.

ALG: Arbeitslosengeld; ALH: Arbeitslosenhilfe; SozH: Sozialhilfe.

I: Alle Beobachtungen. II: Beobachtungen mit validen Informationen zu staatlichen Unterstützungszahlungen. III: Beobachtungen mit ALG-, ALH- oder Sozialhilfebezug. IV: Beobachtungen mit zusätzlichen Informationen zum letzten Lohn und zur Arbeitslosigkeitsdauer.

Zusätzlich berücksichtigte Kontrollvariablen: Geschlecht, verheiratet, Alter, Alter quadriert, Anzahl der Ausbildungsjahre, subjektive Einschätzung, wieder einen Job zu finden (2 Dummyvariablen: „schwierig, wieder eine geeignete Stelle zu finden“; bzw. „praktisch unmöglich, wieder eine geeignete Stelle zu finden“), Dummyvariablen für Bundesländer, Dummyvariablen für Industriezugehörigkeit, Betriebszugehörigkeit beim letzten Arbeitgeber, Betriebszugehörigkeit beim letzten Arbeitgeber quadriert, Art der Stellensuche (Vollzeit oder Teilzeit).

Die geschätzte Elastizität der Anspruchslöhne in Bezug auf die staatliche Unterstützungszahlung ist in den Spezifikationen II-IV jeweils signifikant von Null verschieden, liegt im Wertebereich von 0.3 und reduziert sich leicht, wenn der letzte beobachtete Lohn in der Schätzung berücksichtigt wird. Ein $\epsilon_{RW_Unterstützungszahlung} \sim 0.3$ impliziert, dass eine 10% Erhö-

hung der staatlichen Unterstützungszahlung zu einer 3% Erhöhung des Anspruchslohnes führt. Bezogen auf die Mittelwerte der beiden Variablen impliziert dies, dass eine Erhöhung der staatlichen Unterstützungszahlung um ca. 35 € zu einer Erhöhung des Anspruchslohns um ca. 33.5 € führt. Die im Rahmen der Hartz-Reformen zum 1.1.2005 erfolgte Zusammenführung von Arbeitslosenhilfe und Sozialhilfe zum neuen Arbeitslosengeld II sollte folglich zu gleichgerichteten Veränderungen der Anspruchslöhne bei den betroffenen Arbeitssuchenden führen, bei denen Veränderungen der Unterstützungszahlung durch die Reform zu beobachten sind.

Vergleicht man die geschätzten Parameter für $\epsilon_{RW_Unterstützungszahlung}$ mit den Ergebnissen anderer empirischer Studien, so zeigt sich, dass der ermittelte Wert in der Größenordnung der geschätzten Elastizität von van den Berg (1990) für Holland auf der Basis des Niederländischen Sozioökonomischen Panels der Jahre 1983-1985 liegt, leicht unter den für die USA für die siebziger Jahre ermitteltem Wert von ca. 0.4 (Fishe 1982, Feldstein/Poterba 1984), aber über den von Lancaster/Chesher (1983) für Großbritannien ermittelten Werten von ~ 0.1 liegt. Die Elastizität des Anspruchslohnes bezogen auf die staatliche Unterstützungszahlung variiert folglich mit der institutionellen Ausgestaltung des Systems der Arbeitslosenversicherung.

Die geschätzte Elastizität des Anspruchslohnes bezogen auf den letzten Lohn vor Arbeitslosigkeit $\epsilon_{RW_letzter\ Lohn}$ ist signifikant von Null verschieden und beträgt 0.33. Ein Wald-Test auf Gleichheit der geschätzten Elastizitäten $\epsilon_{RW_Unterstützungszahlung}$ und $\epsilon_{RW_letzter\ Lohn}$ kann die Nullhypothese nicht verwerfen. Dies verdeutlicht die zentrale Rolle, die der letzte Lohn vor Arbeitslosigkeit im Sinne eines Aspirationsniveaus für Arbeitssuchende hat.

5. Zusammenfassung

Individuelle Anspruchslöhne in Deutschland liegen im Jahr 2004 im Mittel gut doppelt so hoch wie kontemporär empfangene Unterstützungszahlungen durch den Staat. Zudem liegen die von Jobsuchenden geforderten Nettoverdienste mit 1.05 leicht über dem letzten Lohn vor Arbeitslosigkeit. Beide Kennziffern variieren nicht nennenswert in Abhängigkeit von der Dauer der Arbeitslosigkeit. Risikoaverse Arbeitssuchende fordern jedoch signifikant niedrigere Nettoverdienste. Die über im Rahmen der Jobsuche geforderte Nettoverdienste operationalisierte Konzessionsbereitschaft von Arbeitslosen scheint daher auch nach dem Inkrafttreten der ersten Hartz-Reformen unveränderlich. Die geschätzten Werte für die Elastizität des Anspruchslohnes bezogen auf die staatlichen Unterstützungszahlungen von ca. 0.3 deuten jedoch darauf hin, dass Veränderungen der staatlichen Unterstützungszahlung nennenswerte Auswirkungen auf die geforderten Nettoverdienste haben können. Nimmt man die geschätzten Parameter als gegeben, so ist zu erwarten, dass durch die zum 1.1.2005 erfolgte Zusammenlegung von Arbeitslosenhilfe und Sozialhilfe zum neuen Arbeitslosengeld II deutliche Auswirkungen auf die geforderten Nettoanspruchslöhne zu erwarten sind.

Literaturverzeichnis

- Boss, A., Christensen, B., Schrader, K. (2005): Anreizprobleme bei Hartz IV: Lieber ALG II statt Arbeit?, Kieler Diskussionsbeiträge Nr. 421.
- Christensen, B. (2003): Anspruchslohn und Arbeitslosigkeit in Deutschland, MittAB, (4) 573-598.
- Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., Sunde, U., Schupp, J., Wagner, G. (2005): Individual Risk Attitudes: New Evidence from a Large, Representative, Experimentally-Validated Survey, IZA DP No. 1730.
- Duan, N. et al. (1983): A Comparison of Alternative Models for the Demand for Medical Care, Journal of Business & Economic Statistics, 115-126.

- Feldstein, M., Poterba, J. (1984): Unemployment Insurance and Reservation Wages, *Journal of Public Economics*, 141-167.
- Fishe, R.P.H. (1982): Unemployment Insurance and the Reservation Wage of the Unemployed, *Review of Economics and Statistics*, 12-17.
- Franz, W. (1982): The Reservation Wage of Unemployed Persons in the Federal Republic of Germany: Theory and Empirical Tests, *Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, (1) 29-51.
- Frijters, P., van der Klaauw, B. (2006): Job Search with Nonparticipation, *Economic Journal*, 45-83.
- Haisken-DeNew, J. P. (2005): "SOEP Menu: A Menu-Driven Stata/SE Interface for Accessing the German Socio-Economic Panel", mimeo, <http://www.soepmenu.de>
- Jacobi, L., Kluge, J. (2006): Before and After the Hartz Reforms. The Performance of Active Labour Market Policy in Germany, RWI DP No. 41.
- Lancaster, T., Chesher, A. (1983): An Econometric Analysis of Reservation Wages, *Econometrica*, 1661-1676.
- Prasad, E.E. (2003), What Determines the Reservation Wage of Unemployed Workers? New Evidence from German Micro Data., IZA DP. No. 694.
- Rogerson, R., Shimer, R., Wright, R. (2005): Search-Theoretic Models of the Labor Market: A Survey, *Journal of Economic Literature*, 959-988.
- Sachverständigenrat (2002): Jahresgutachten, TZ 433-482.
- Schmidt, C.M., Winkelmann, R. (1993): Reservation Wages, Wage Offer Distributions and Accepted Wages, in: Bunzel, H. et al (Hrsg.), *Panel Data and Labour Market Dynamics*.
- Sinn, H.-W. et al (2002): Aktivierende Sozialhilfe: Ein Weg zu mehr Beschäftigung, *ifo-schnelldienst*, (9) 3-52.
- Sinn, H.-W. et al (2006): Aktivierende Sozialhilfe 2006: Das Kombilohn-Modell des ifo Instituts, *ifo-schnelldienst*, (2) 6-27.
- SOEP Group (2001): The German Socio-Economic Panel (GSOEP) after more than 15 years – An Overview, *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung*, (1) 7-14.

Anhang

Tabelle A1: Mittelwerte und Standardfehler aller in den Regressionen genutzten Variablen

Variable	Mittelwert	Standardfehler
Mann	0,4013674	0,0156008
Verheiratet	0,4617479	0,0158004
Alter	37,31294	0,4007056
Jahre Ausbildung	11,80189	0,0875485
Suche Vollzeitstelle	0,4471354	0,0156865
Suche Teilzeitstelle	0,3003908	0,0146915
Grad Risikoaversion	5,421847	0,0756555
Unterstützungszahlung (<i>real</i>)	247,6024	10,5753
Betriebszugehörigkeitsdauer (<i>in Jahren</i>)	4,520344	0,3523718
„schwierig, wieder eine geeignete Stelle zu finden“	0,6578568	0,0241206
„praktisch unmöglich, wieder eine geeignete Stelle zu finden“	0,2350917	0,0213931
Dauer der Arbeitslosigkeit (<i>in Jahren</i>)	1,338058	0,0480327
Letzter Nettomonatslohn (<i>real</i>)	1183,37	32,47475
Schleswig-Holstein	0,0366814	0,0060553
Hamburg	0,0198306	0,005276
Niedersachsen	0,0833529	0,0098639
Bremen	0,010288	0,0027898
NRW	0,1969577	0,0128154
Hessen	0,0626345	0,0076021
Rheinlandpfalz	0,0716238	0,0086308
Baden-Württemberg	0,1036543	0,0104514
Bayern	0,1287892	0,0109966
Berlin (Ost)	0,0224341	0,0040424
Mecklenburg-Vorpommern	0,0295516	0,0057114
Brandenburg	0,0370778	0,0045748
Sachsen-Anhalt	0,0381719	0,0044885
Thüringen	0,0441593	0,0052637
Sachsen	0,073742	0,0071512
Nace4 (<i>1 Digit</i>)	0,2247694	0,0233862
Nace5 (<i>1 Digit</i>)	0,008191	0,0061673
Nace6 (<i>1 Digit</i>)	0,1267819	0,0165822
Nace7 (<i>1 Digit</i>)	0,1269346	0,0166229
Nace8 (<i>1 Digit</i>)	0,0614469	0,0166757
Nace9 (<i>1 Digit</i>)	0,0577937	0,0121065
Nace10 (<i>1 Digit</i>)	0,0344623	0,0091339
Nace11 (<i>1 Digit</i>)	0,0918111	0,0143748
Nace12 (<i>1 Digit</i>)	0,0505992	0,0099657
Nace13 (<i>1 Digit</i>)	0,0300715	0,0059136
Nace14 (<i>1 Digit</i>)	0,0930412	0,0162272
Nace15,16,17 (<i>1 Digit</i>)	0,0583227	0,0129662

Quelle: SOEP 2004. Hochrechnungsfaktoren genutzt. Taylor-linearisierte Standardfehler.