

Soziale Arbeitsnorm und Arbeitslosigkeit in der Schweiz

ALOIS STUTZER und RAFAEL LALIVE*

JEL Classification: I31, J64

Keywords: Arbeitslosendauer, Arbeitslosigkeit, soziale Normen, subjektives Wohlbefinden

1. EINLEITUNG

Die hohe Arbeitslosigkeit Mitte der 90er-Jahre in der Schweiz ist vorbei. Mit der konjunkturellen Erholung ging die hohe Zahl von Arbeitslosen schnell zurück und viele Beobachter sind geneigt, von einem "Beschäftigungswunderland Schweiz"¹ zu sprechen. Die moderate Arbeitsmarktregulierung und die in vielen Branchen dezentralen Lohnverhandlungen erleichtern den Firmen die Einstellung neuer Mitarbeiter ohne Gefahr zu laufen, dass diese Mitarbeiter unkündbar werden. Erklärt die Arbeitsnachfrageseite jedoch die ganze "Erfolgsgeschichte"?

In diesem Aufsatz wird einem weiteren, häufig genannten Faktor für die Standortattraktivität des schweizerischen Arbeitsmarktes nachgegangen: der hohen Arbeitsmoral. Arbeitsmoral wird hier verstanden im Sinne einer sozialen Norm zu arbeiten und nicht auf Kosten der Allgemeinheit zu leben.² Eine starke soziale Arbeitsnorm könnte teilweise erklären, warum das "moralische Risiko" trotz der grosszügigen Leistungen der schweizerischen Arbeitslosenversicherung nicht grösser ist. Die regionalen Unterschiede in der sozialen Arbeitsnorm könnten ihrerseits dazu beitragen, regionale Disparitäten in der Arbeitslosigkeit zu erklären.³

In dieser Arbeit steht der Zusammenhang zwischen der sozialen Arbeitsnorm und der individuellen Arbeitslosendauer von gemeldeten Stellensuchenden im Zentrum.

* Institut für Empirische Wirtschaftsforschung, Universität Zürich, Blümlisalpstr. 10, CH-8006 Zürich, Tel.: 0041-1-634-3729/25, E-Mail: astutzer@iew.unizh.ch, rlalive@iew.unizh.ch. Wir danken einem anonymen Gutachter für hilfreiche Anmerkungen, Robert Leu und dem Staatssekretariat für Wirtschaft (seco) für die Möglichkeit, deren Datensätze zu nutzen, Dominique Lalive d'Epinay und Andreas Kuhn für die Durchsicht des Manuskriptes und Ruth Miquel für die Zusammenfassung in französischer Sprache.

1. Titel eines Aufsatzes in der Neuen Zürcher Zeitung vom 8. April 2000 zur Lage des Schweizer Arbeitsmarktes.
2. Eine soziale Norm wird üblicherweise definiert als eine Regularität im Verhalten, die auf einer gesellschaftlich geteilten Vorstellung beruht, wie man sich verhalten sollte, wobei das geforderte Verhalten über informelle soziale Sanktionen durchgesetzt wird (FEHR und GÄCHTER, 2000).
3. Die regionalen Unterschiede in der Arbeitslosigkeit der Schweiz sind beispielsweise Gegenstand der Untersuchungen von DE COULON (1999), FELD und SAVIOZ (2000) und FILIPPINI (1998).

Dabei wird die Stärke der sozialen Arbeitsnorm anhand des Abstimmungsverhaltens bei der eidgenössischen Abstimmung über die Senkung der Arbeitslosentaggelder im September 1997 erfasst. Die öffentliche Diskussion vor der Abstimmung und die Nachbefragung der Stimmbürgerinnen und Stimmbürger legen nahe, dass die Befürworter einer Kürzung der Taggeldsätze in hohem Masse ihren normativen Überzeugungen Ausdruck gaben, dass es schlecht sei, mit einer hohen Arbeitslosenunterstützung auf Kosten anderer Beschäftigter zu leben.

Die empirische Analyse zeigt, dass Arbeitslose in Gemeinden mit hoher Zustimmung zur Kürzung der Arbeitslosentaggelder schneller eine neue Stelle finden. Zur Erklärung der Arbeitslosendauer werden dabei nur Unterschiede in der Stärke der sozialen Arbeitsnorm berücksichtigt, die unabhängig von den regionalen Arbeitsmarktbedingungen bestehen. Weiter zeigt sich, dass die soziale Arbeitsnorm desto stärker wirkt, je weniger ein Stellensuchender in der Vergangenheit arbeitslos war. Zudem reduziert eine gleich starke soziale Arbeitsnorm in kleinen Gemeinden die Arbeitslosendauer mehr als in grossen Gemeinden.

Die Analyse des Verhaltens von Arbeitslosen lässt offen, welche Art der sozialen Interaktion zum beobachteten Verhalten führt. Die erfasste negative Korrelation zwischen der Arbeitslosendauer und dem Mass für die soziale Arbeitsnorm kann sowohl aufgrund sozialer Sanktionen, als auch beispielsweise durch Unterstützung bei der Stellensuche zustande kommen. Das heisst, dass in Gemeinden, in denen viele für eine Taggeldkürzung gestimmt haben, entweder die sozialen Sanktionen stärker wirken oder die Hilfe besser ist. Selbst wenn die Verhaltensvoraussagen für beide Szenarien gleich sind, kann vermutet werden, dass sich die Arbeitslosen in ihrem Nutzenniveau unterscheiden. Erfolgt die soziale Interaktion über soziale Sanktionen, dann ist zu erwarten, dass das Nutzenniveau der Arbeitslosen umso tiefer ist, je stärker die Zustimmung zur Kürzung der Arbeitslosentaggelder war. Im Gegensatz dazu lassen sich für den Fall der besseren sozialen Unterstützung bei der Stellensuche keine systematischen Nutzendifferenzen voraussagen – allenfalls haben Arbeitslose in Gemeinden, in denen viele für die Kürzung stimmten, einen höheren Nutzen, da ihnen beispielsweise mehr Informationen angeboten werden und sich dadurch ihre Beschäftigungsaussichten verbessern. Die empirische Unterscheidung zwischen den beiden Erklärungen wird anhand von Daten zum subjektiven Wohlbefinden von Arbeitslosen durchgeführt. Die in Umfragen erhobene Zufriedenheit mit dem Leben dient als Näherungsgrösse für den abstrakten Nutzen.

Die empirische Untersuchung ergibt, dass Arbeitslose eine umso tiefere Lebenszufriedenheit angeben, je stärker die soziale Norm zu arbeiten in ihrer Wohngemeinde ist.

Die folgenden Ausführungen sind in drei Abschnitte gegliedert. In Abschnitt 2 wird die Volksabstimmung zur Arbeitslosenentschädigung als Mass für die soziale Norm zu arbeiten diskutiert. Abschnitt 3 präsentiert die empirische Untersuchung. Dabei werden in einem ersten, deskriptiven Teil die verschiedenen Datensätze vorgestellt. Anschliessend folgt die multivariate Analyse der Arbeitslosendauer und des subjektiven Wohlbefindens. Abschnitt 4 enthält einige Schlussbemerkungen.

2. VOLKSABSTIMMUNG ZUR ARBEITSLOSENENTSCHÄDIGUNG ALS MASS FÜR DIE SOZIALE ARBEITSNORM

Eine zentrale Voraussetzung unserer Analyse ist ein Masses für die Stärke der sozialen Arbeitsnorm. Dieses Mass sollte die Vorstellungen der "relevanten Nachbarn" abbilden, ob Arbeitslose stärker versuchen sollten, von ihrem eigenen Einkommen, anstatt auf Kosten der Allgemeinheit zu leben. Gewöhnlich wird in empirischen Arbeiten zu sozialen Normen das beobachtete Verhalten der Gruppe als Näherungsgrösse für die Stärke der Norm in der Gruppe herangezogen. Die Grundmethodologie, um Nachbarschaftseffekte empirisch zu analysieren, besteht darum noch weitgehend darin, ein Ergebnis auf das durchschnittliche Niveau dieser Grösse in der Nachbarschaft zu regressieren (GLAESER und SCHEINKMAN, 2000). Dieses Vorgehen ist höchst problematisch, da das durchschnittliche Verhalten nicht notwendigerweise und vor allem nicht ausschliesslich die Vorstellungen der Leute in der Nachbarschaft erfasst darüber, wie man sich verhalten sollte. Umfragen bieten eine mögliche Alternative, ein unabhängiges Mass über die Vorstellungen der Leute zu erhalten. Bei Umfragen besteht jedoch häufig das Problem, dass die Stichproben zu klein sind, um beispielsweise Unterschiede zwischen Gemeinden festzustellen und diese in einer ökonometrischen Analyse zu verwenden.

Als zentrales Mass für die soziale Arbeitsnorm dient in dieser Arbeit das Resultat der Volksabstimmung über die Kürzung der Arbeitslosentaggelder vom September 1997 in der Schweiz. Wir argumentieren, dass die Unterschiede im Abstimmungsverhalten zwischen den Gemeinden ein guter Indikator für die unterschiedliche Stärke der sozialen Arbeitsnorm sind.

Nachdem Anfang der 90er-Jahre die Arbeitslosigkeit in der Schweiz stark angestiegen war und die Regierung die Anspruchsdauer verdoppelte hatte, kam es in der Arbeitslosenkasse zu grossen Defiziten. Um diese zu reduzieren, kürzte die Regierung mit einem dringlichen Bundesbeschluss per 1. Januar 1997 die Taggeldsätze um 3 % (von 70 % auf 67,9 %) für Bezieher hoher Einkommen (Einkommen höher als sFr. 5'400.-), respektive um 1 % (von 80 % auf 79,2 %) für Bezieher tiefer Einkommen. Darauf ergriffen ein Arbeitslosenverein und die Gewerkschaften erfolgreich das Referendum gegen den Bundesbeschluss, und es wurde eine Abstimmung über die Kürzung der Taggeldsätze nötig.

Die Abstimmung fand am 28. September 1997 statt. Bis Anfang Juni wurden in der öffentlichen Diskussion vor allem Finanzfragen thematisiert. Ein radikaler Umschwung in der Diskussion trat am 10. Juni 1997 ein, als der damalige stellvertretende Biga-Direktor an einer Podiumsdiskussion erklärte, dass von den fast 200'000 Arbeitslosen in der Schweiz ein Drittel Alkoholiker oder Drogensüchtige und ein Drittel Drückeberger seien (NEUE ZÜRCHER ZEITUNG, 1997: 13). Diese Aussage eröffnete eine hitzige öffentliche Debatte über die wahren Gründe der Arbeitslosigkeit in der Schweiz. Finanzfragen traten in den Hintergrund zugunsten normativer Überlegungen zur Bedeutung der Arbeit und dem Bezug von Arbeitslosenunterstützung.

Die Debatte reflektierte sich insbesondere in den Schweizer Tageszeitungen. Am

3. Juli 1997 schrieb die auflagestärkste Tageszeitung der Schweiz, der Blick, über "Falsche Arbeitslose: Ihre 10 fiesen Tricks". Am 9. Juli 1997 druckte der Zürcher Tages Anzeiger ein Interview mit dem Sekretär des Schweizerischen Gewerbeverbandes, welcher betonte, dass die Gesellschaft zum grossen Teil aus "Geniessern" bestehe. Die Arbeit werde als lästiges Übel betrachtet, welches am besten ganz aus dem Leben verbannt werden sollte. Am 4. August 1997 erschien in der Berner Tagwacht ein Interview, worin betont wurde, dass es nicht nur ein Recht auf Arbeit, sondern auch eine Pflicht zur Arbeit gebe. Sonst könnten es die einen ausnützen, dass die anderen für sie arbeiten.

In der Abstimmung unterstützte eine kleine Mehrheit von 50,8 % das Referendum und die Kürzungen mussten rückgängig gemacht werden. 49,2 % der Urnengänger stimmten für die Senkung der Taggelder. Die drei wichtigsten Gründe für eine Reduktion der Taggeldsätze, welche in der auf die Abstimmung folgenden Wählerumfrage (VOX-Analyse) genannt wurden, waren:

1. Die Staatskassen sind leer, irgendwoher muss das Geld kommen (29 %);
2. Die Arbeitslosen kosten zu viel, sie sind Profiteure, sie müssen dazu gebracht werden, wieder Arbeit zu finden (25 %);
3. Der Beschluss ist nötig, die Taggeldkürzungen sind eine gute Sache (21 %) (WISLER et al., 1997: 18).

Das zweite und dritte Bündel von Gründen deuten stark daraufhin, dass bei der Abstimmung normative Überlegungen darüber, wie man sich zu verhalten habe, ausgedrückt wurden. Die Unterschiede im Abstimmungsverhalten zwischen den Gemeinden können deshalb unter anderem die unterschiedlichen Einstellungen der Stimmbürger in der Umgebung jedes Arbeitslosen erfassen.

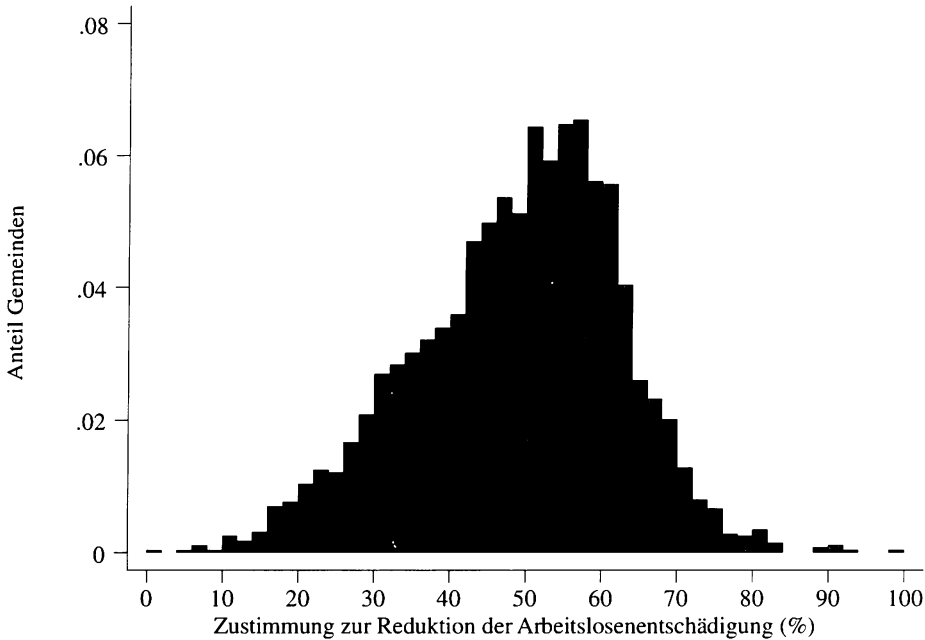
Zwischen den Gemeinden bestehen tatsächlich grosse Unterschiede in der Zustimmung zur Kürzung der Arbeitslosentaggelder. Abbildung 1 gibt ein Histogramm wieder, das die Verteilung der Abstimmungsergebnisse für 2'895 Schweizer Gemeinden zeigt.

Die Standardabweichung der Abstimmungsergebnisse beträgt 11,3 %. Wichtig ist dabei, dass die Unterschiede auch innerhalb eng begrenzter Regionen beträchtlich sind. Innerhalb der 150 Arbeitsmarktreionen beträgt die Standardabweichung noch 9,4 %.⁴ Die grosse Variation deutet daraufhin, dass der Urnengang subtile Unterschiede in der Eigenart der Gemeinden erfasst. Diese sind Ausdruck der grossen Autonomie der Gemeinden im schweizerischen Föderalismus sowie der grossen Bedeutung der Gemeinden im öffentlichen Leben.

Hier wird die Abstimmung über die Arbeitslosentaggelder anderen direkten Massen für die soziale Arbeitsnorm, beispielsweise solchen aus Umfragen, vorgezogen. Dies ermöglicht einerseits, dass für jede Gemeinde ein Mass zur Verfügung steht. Andererseits treffen die Bürger bei einer Abstimmung – eher als in einer Umfrage – eine wohlüberlegte Entscheidung, da diese auch gesellschaftliche Konsequenzen hat.

4. Zwischen den Arbeitsmarktreionen beträgt die Standardabweichung 10,8 %.

Abbildung 1:
Volksabstimmung zur Reduktion der Arbeitslosenentschädigung vom 28. September 1997
Verteilung der Resultate über die Schweizer Gemeinden

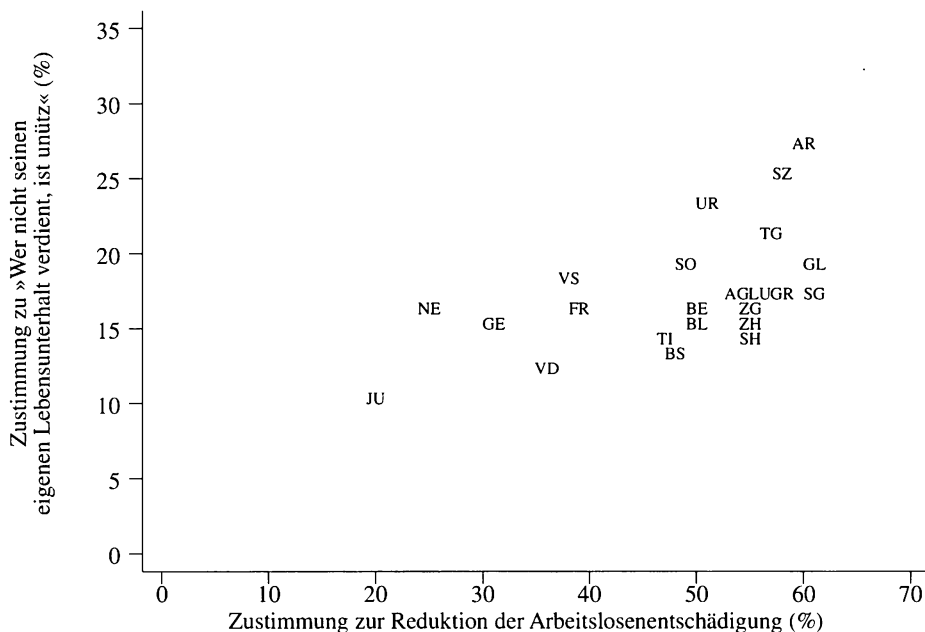


Datenquelle: Datenservice des Bundesamtes für Statistik.

Durch Umfragen ermittelte Werte werden hier jedoch für einen einfachen Konsistenztest verwendet. Im Mikrozensus Familie (COTTER et al., 1995) wurde nach der Zustimmung zu folgender Aussage gefragt: "Wer nicht in der Lage ist, seinen Lebensunterhalt selber zu verdienen, ist unnütz". Die durchschnittliche Zustimmung pro Kanton weist einen statistisch signifikanten, positiven Zusammenhang mit den Abstimmungsergebnissen auf. Die Korrelation beträgt 0,55 und ist in Abbildung 2 graphisch wiedergegeben.

Wir sind uns bewusst, dass das beobachtete Abstimmungsverhalten zum Teil auch instrumentellen Überlegungen folgt. Arbeitslose und Leute, die befürchten, ihre Stelle zu verlieren, haben beispielsweise mit grösserer Wahrscheinlichkeit die Kürzung der Arbeitslosenentschädigung abgelehnt. Dennoch lassen sich sowohl die öffentliche Diskussion vor der Abstimmung, sowie die normativen Begründungen in der Nachbefragung als auch die Korrelation in Abbildung 2 besser mit einem Modell expressiven Abstimmungsverhaltens (BRENNAN und LOMASKY, 1993) erklären. Die Volksabstimmung über die Kürzung der Arbeitslosentaggelder bietet sich deshalb als Indikator für die Stärke der sozialen Arbeitsnorm in den Gemeinden der Schweiz an.

Abbildung 2:
Der Zusammenhang zwischen dem Abstimmungsverhalten und abgefragten Arbeitswerten



Datenquelle: Datenservice des Bundesamtes für Statistik. Die Kantone Obwalden, Nidwalden und Appenzell Innerrhoden fehlen in der Darstellung, da weniger als 30 Personen befragt wurden.

3. EMPIRISCHE ANALYSE

3.1. Datenbeschreibung und deskriptive Evidenz

3.1.1. Arbeitslosendauer

Die Individualdaten zur Arbeitslosendauer stammen aus dem nationalen Arbeitslosenregister. Die Stichprobe umfasst alle Personen, die in den sechs Monaten nach dem Referendum zur Taggeldkürzung arbeitslos wurden (Oktober 1997 bis März 1998). Die Arbeitslosen werden dann bis Mai 1999, d. h. für durchschnittlich eineinhalb Jahre, beobachtet. Mit dieser Gesamtstichprobe sind drei grosse Vorteile verbunden: Erstens wurden alle Personen arbeitslos nachdem die Referendumsabstimmung stattgefunden hatte, womit das Abstimmungsergebnis prädeterminiert ist. Zweitens deckt sich die Stichprobe mit der Vollerhebung, was ihre Repräsentativität garantiert. Drittens liefert die Datenbasis Angaben zur Arbeitslosendauer in mehr als 80 % der Schweizer Gemeinden.

Für die einzelnen Arbeitslosen sind im Weiteren detaillierte Angaben zu individuellen Charakteristika, sowie zur bisherigen Arbeitsstelle und zu vorangegangenen Ar-

beitslosenepisoden seit 1996 bekannt. Um auszuschliessen, dass die soziale Arbeitsnorm den Zugang in die Arbeitslosigkeit beeinflusst, werden in der empirischen Untersuchung nur Arbeitslose berücksichtigt, die ihre Stelle nicht selbst kündigten. Zusätzlich ist die Stichprobe beschränkt auf Schweizer und niedergelassene Ausländer.

Die Tabelle 1 zeigt den Median der Arbeitslosendauer in der bereinigten Stichprobe insgesamt, als auch denjenigen in den Gemeinden mit einer starken oder einer schwachen sozialen Arbeitsnorm. Die Mediandauer beträgt 144 Tage.⁵ Die Mediandauer ist 27 Tage kürzer in Gemeinden mit einer starken sozialen Arbeitsnorm im Vergleich zu Gemeinden mit einer schwachen Norm. Wir definieren die soziale Arbeitsnorm in einer Gemeinde als stark, wenn in der Gemeinde die Zustimmung zur Senkung der Taggeldsätze höher ausfiel als im Schweizer Durchschnitt (49,2 %). Andere Einflüsse auf die Arbeitslosendauer werden in Tabelle 1 nicht berücksichtigt. In Abschnitt 3.2 wird deshalb eine multivariate Analyse durchgeführt, welche die deskriptiven Resultate auf ihre Robustheit testet.

Tabelle 1: Deskriptive Analyse der Effekte der sozialen Arbeitsnorm in der Schweiz

	Arbeitslosendauer	Lebenszufriedenheit		
		Beschäftigte	Arbeitslose	Arbeitslose – Beschäftigte
	Median, Tage	Mittelwert	Mittelwert	Differenz
Starke soziale Arbeitsnorm	129 (0,90)	8,26 (0,07)	5,71 (0,49)	–2,55 (0,50)
Schwache soziale Arbeitsnorm	156 (0,86)	7,94 (0,06)	6,74 (0,37)	–1,20 (0,38)
Effekt der sozialen Arbeitsnorm	–27 (1,22)			–1,35 (0,62)
Schweiz insgesamt	144 (0,61)	8,14 (0,04)	6,25 (0,41)	–1,89 (0,41)

Bemerkungen: Standardabweichungen des Mittelwertes in Klammern. Gemeinden mit "starker" ("schwacher") Norm sind Gemeinden, in denen mehr (weniger) als 49,2 % der Bürger (Schweizer Mittel) für eine Senkung des Taggeldsatzes gestimmt haben. Lebenszufriedenheit wird auf einer Skala von eins (ganz und gar unzufrieden) bis zehn (ganz und gar zufrieden) erfasst.

Datenquellen: Bundesamt für Statistik, LEU, BURRI und PRIESTER (1997) und Staatssekretariat für Wirtschaft.

- In der Tabelle 1 wird die Mediandauer ausgewiesen, da – wie üblich bei Daten zur Dauer von Phänomenen – ein Teil der Arbeitslosenepisoden am Ende der Beobachtungsperiode noch nicht abgeschlossen war. Im vorliegenden Datensatz sind dies 18,8 % der Episoden. Diese rechtszensierten Beobachtungen verzerren eine mittlere Arbeitslosendauer erheblich. Demgegenüber ist die Mediandauer unbeeinflusst von zensurierten Beobachtungen, falls 50 % der Episoden abgeschlossen sind und die restlichen bereits länger dauern als die Mediandauer.

3.1.2. Subjektives Wohlbefinden

Masse zum subjektiven Wohlbefinden können als Näherungsgrösse für den individuellen Nutzen dienen. Sie werden in Umfragen zum subjektiven Glück und der allgemeinen Zufriedenheit mit dem Leben erfasst. Davon ausgehend, dass jeder Einzelne am besten seine Lebensqualität beurteilen kann, ist es eine naheliegende Strategie, die Leute nach ihrem Wohlbefinden zu fragen. Zahlreiche Untersuchungen haben die Validität solcher Befragungen dokumentiert. Glückliche Leute lächeln beispielsweise häufiger während sozialer Interaktion (FERNÁNDEZ-DOLS und RUIZ-BELDA, 1995), und sie werden von Freunden und Familienangehörigen (SANDVIK et al., 1993), als auch von Ehepartnern (COSTA und McCRAE, 1988) als glücklich eingestuft. In der Psychologie gibt es einen grossen Forschungsbereich, der sich mit der Messung von subjektivem Wohlbefinden befasst (eine aktuelle Übersicht bieten der Sammelband von KAHNEMAN, DIENER und SCHWARZ, 1999, und DIENER et al., 1999). Im Gegensatz zur Psychologie herrscht in der Ökonomie noch einige Skepsis Umfragedaten zu studieren, um auf komplementäre Erkenntnisse zu stossen. Dies scheint sich nun jedoch langsam zu ändern, worauf das wachsende Forschungsgebiet Ökonomie und Glück hindeutet (siehe FREY und STUTZER, 2001, für eine Übersicht).

In der vorliegenden Arbeit konzentrieren wir uns auf das subjektive Wohlbefinden von Beschäftigten und Arbeitslosen.⁶ Die Frage zur Lebenszufriedenheit lautet: "Wie zufrieden sind Sie gegenwärtig – alles in allem – mit Ihrem Leben? Sagen Sie mir es bitte anhand dieser Vorlage. Wenn Sie ganz und gar zufrieden sind, geben Sie den Wert '10' an, wenn Sie ganz und gar unzufrieden sind, geben Sie den Wert '1' an. Mit den Werten dazwischen können Sie abstufen." Die Daten sind ein Teil der Umfrage bei über 6'000 in der Schweiz wohnhaften Personen von LEU, BURRI und PRIESTER (1997). Die Umfrage wurde zwischen 1992 und 1994 durchgeführt, um die Armutssituation in der Schweiz zu untersuchen.⁷

Die bisherige Forschung hat gezeigt, dass Arbeitslosigkeit einen gravierenden, negativen Effekt auf das psychologische Wohlbefinden der Betroffenen hat.⁸ Basierend auf einer Studie für England stellen CLARK und OSWALD (1994) fest, dass "joblessness depresses well-being more than any other single characteristic (including important negative ones such as divorce and separation)" (S. 655). Der Effekt der Arbeitslosigkeit auf

6. Die Stichprobe beschränkt sich auf die 133 grössten Gemeinden der Schweiz. Diese Einschränkung ist nötig, um die lokale Arbeitsmarktsituation kontrollieren zu können, da desaggregierte Arbeitslosenstatistiken nur für diese Gemeinden bestehen.
7. In den persönlichen Interviews wurden neben dem Beschäftigungsstatus weitere sozio-demographische Charakteristika und die sozialen Kontakte der Befragten erhoben. Die Angaben wurden mit Steuerdaten ergänzt.
8. Siehe beispielsweise BLANCHFLOWER und OSWALD (2000) für Grossbritannien und die USA; GERLACH und STEPHAN (1996) für Deutschland; KORPI (1997) für Schweden und DI TELLA, MACCULLOCH und OSWALD (2000) für zwölf europäische Länder. Eine Übersicht aus Sicht der Ökonomie bieten DARITY und GOLDSMITH (1996). Die psychologische Sichtweise betonen FEATHER (1990) und MURPHY und ATHANASOU (1999).

das Glück scheint tatsächlich kausal und nicht auf unbeobachtete, individuelle Charakteristika zurückzuführen zu sein. Daraufhin deuten die Ergebnisse in den Panel Untersuchungen von WINKELMANN und WINKELMANN (1998) für Deutschland und von MARKS und FLEMING (1999) für Australien, welche die Resultate der Querschnittsuntersuchungen bestätigen.

Das gleiche robuste Resultat findet sich auch für die Schweiz.⁹ Arbeitslose geben durchschnittlich eine viel tiefere Lebenszufriedenheit an (6,25) als Beschäftigte (8,14). Es ist dabei zu berücksichtigen, dass nicht alle Arbeitslosen unglücklich sind. In den geäusserten Werten zur Lebenszufriedenheit besteht eine grosse Variation. Falls davon ausgegangen wird, dass die soziale Norm, vom eigenen Einkommen zu leben, wichtig ist, sollte sie auch ein wichtiger Bestimmungsgrund der Lebenszufriedenheit sein. Arbeitslose erfahren einen Disnutzen vom sozialen Druck, welchem sie in ihrem persönlichen Umfeld ausgesetzt sind, da sie sich von der Norm abweichend verhalten. Es ist zu erwarten, dass der soziale Druck auf die Arbeitslosen in jenen Gemeinden höher ist, in denen viele Bürgerinnen und Bürger für eine Reduktion der Arbeitslosentaggelder gestimmt haben. Entsprechend sollte die Differenz in der Lebenszufriedenheit zwischen Beschäftigten und Arbeitslosen in jenen Gemeinden grösser sein, in denen die Stärke der sozialen Arbeitsnorm über dem Durchschnitt liegt. In der Tabelle 1 sind die Nutzendifferenzen zwischen Beschäftigten und Arbeitslosen separat dargestellt für Gemeinden in denen mehr oder weniger als 49,2 % der Stimmbürgerinnen und Stimmbürger eine Senkung der Taggeldsätze wollte.¹⁰

Die Daten zeigen, dass in Gemeinden, in denen die Stärke des vorgeschlagenen Masses für die soziale Arbeitsnorm über dem Schweizer Mittel liegt, die Arbeitslosen durchschnittlich eine um 1,0 Einheiten tiefere Zufriedenheit mit dem Leben angeben als im Rest der grössten Schweizer Gemeinden. Falls die Differenz zwischen Beschäftigten und Arbeitslosen angeschaut wird, beträgt der Unterschied in der Lebenszufriedenheit zwischen Gemeinden mit schwacher und mit starker Norm sogar 1,3 Einheiten. Eine weiterführende Untersuchung mit Hilfe einer multiplen Regressionsanalyse wird im Abschnitt 3.3 präsentiert.

In der deskriptiven Analyse werden wichtige, weitere Bestimmungsfaktoren nicht kontrolliert. Trotzdem erscheint bereits eine bedeutende Alternativerklärung für den Zusammenhang zwischen dem vorgeschlagenen Mass für die soziale Arbeitsnorm und der Arbeitslosendauer ausgeschlossen, nämlich, dass der Zusammenhang lediglich auf unterschiedliche, lokale Arbeitsmarktbedingungen zurückzuführen ist. Falls nur in jenen Gemeinden mit guter Arbeitsmarktsituation viele Bürgerinnen und Bürger für eine

9. Eine umfassende Analyse und Diskussion bieten FREY und STUTZER (1999).

10. Die Angaben zur Lebenszufriedenheit (von 1992–94) und die Näherungsgrösse für die Stärke der sozialen Norm (1997) fallen zeitlich auseinander. Eine gemeinsame Analyse sollte trotzdem aussagekräftig sein, da soziale Normen meist als zeitlich stabile Institutionen betrachtet werden, die Gesellschaften über Jahrzehnte und Jahrhunderte prägen können (z. B. LAL, 1998; WILLIAMSON, 2000).

Senkung der Taggeldsätze gestimmt hätten, würde man erwarten, dass die Arbeitslosen in diesen Gemeinden zufriedener sind mit ihrem Leben, da es einfacher ist, eine Stelle zu finden. Die Resultate in Tabelle 1 zeigen jedoch genau das Gegenteil. Umgekehrt kann das tiefe subjektive Wohlbefinden der Arbeitslosen in Gemeinden mit einer starken Norm nicht einfach mit adversen Arbeitsmarktbedingungen erklärt werden. In diesen Gemeinden sind die Arbeitslosen nämlich typischerweise 27 Tage weniger lange arbeitslos als in Gemeinden mit einer schwachen Norm.

3.2. Soziale Arbeitsnorm und Arbeitslosendauer

Die deskriptive Analyse im letzten Abschnitt hat gezeigt, dass Arbeitslose schneller eine neue Stelle finden und weniger glücklich sind, wenn sie in einer Gemeinde wohnen, in welcher die Stimmbürgerinnen und Stimmbürger eine stärkere soziale Arbeitsnorm offenbart haben. Die beobachteten und der sozialen Arbeitsnorm zugeordneten Effekte könnten jedoch auch auf andere Faktoren zurückzuführen sein, die nichts mit sozialen Normen zu tun haben. Beispielsweise könnten die Arbeitslosen unterschiedliche soziodemographische Charakteristika aufweisen und deshalb schneller oder weniger schnell eine Stelle finden. Auch könnte die Arbeitsnachfrage gerade in jenen Regionen höher sein, in denen viele für eine Senkung der Taggelder gestimmt haben. Ein hoher Ja-Stimmenanteil reflektierte dann nicht eine stärkere soziale Arbeitsnorm sondern bessere Arbeitsmarktbedingungen.

Die folgende multivariate Analyse der Arbeitslosendauer versucht exakt die obigen alternativen Erklärungen für die Regularitäten in den Angaben zur Arbeitslosendauer auszuschliessen. Dabei werden in einem ersten Schritt die individuellen Unterschiede der Arbeitslosen und die beobachtete Arbeitsmarktsituation vor der Abstimmung über die Taggeldkürzung kontrolliert. In einem zweiten Schritt werden weitere Gemeindecharakteristika berücksichtigt, welche die Arbeitsmarktbedingungen in einer Gemeinde beeinflussen und damit sowohl mit dem Abstimmungsverhalten als auch mit der Arbeitslosendauer korreliert sein können. In einem dritten Schritt wird davon ausgegangen, dass es unbeobachtbare Unterschiede zwischen den verschiedenen Arbeitsmarktreionen der Schweiz gibt, die ihrerseits für die gefundene Korrelation in den Rohdaten verantwortlich sind. Abschliessend wird die Grösse der Effekte in einer Simulationsanalyse beurteilt.

Um die Daten zur Arbeitslosendauer zu analysieren, wird ein konventionelles proportionales Hazardratenmodell verwendet (Cox, 1972). Das Modell basiert auf der Idee der Hazardrate, welche die Wahrscheinlichkeit angibt, dass ein Individuum einen Zustand im nächsten Zeitintervall verlässt, als Funktion der verstrichenen Zeit in diesem Zustand. Die Übertrittsrate in die Beschäftigung nach einer Periode der Arbeitslosigkeit misst beispielsweise die Wahrscheinlichkeit, dass eine arbeitslose Person in der nächsten Periode eine Stelle findet, als Funktion der bisherigen Arbeitslosendauer. Eine grundlegende Eigenschaft des proportionalen Hazardratenmodells ist, dass die Ko-

variate die Hazardrate proportional beeinflussen.¹¹ Daraus ergibt sich der wichtige Vorteil des Hazardratenmodells von Cox, dass für dessen Schätzung keine parametrische Struktur der Ausgangshazardrate nötig ist. In allen Schätzungen werden robuste Standardfehler berechnet, um zu berücksichtigen, dass die individuellen Fehlerterme für Personen der gleichen Gemeinde korreliert sein können (HUBER, 1967).

Tabelle 2: Soziale Arbeitsnorm und Arbeitslosendauer in der Schweiz, 1997–1999
Abhängige Variable: Übertrittsrate in die Beschäftigung

	A		B		C	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
<i>Gemeindecharakteristika</i>						
Stärke der sozialen Arbeitsnorm/10	0.03	2.37	0.04	4.82	0.03	3.15
Arbeitslosenquote	-6.43	-7.48	-5.60	-11.49	-3.30	-9.09
Bevölkerungszahl (Mil.)			-0.77	-5.41	-0.33	-1.23
Stimmbeteiligung			0.41	3.40	-0.21	-1.78
Bevölkerungsanteil						
mit tertiärer Bildung			-1.09	-7.09	-0.41	-2.70
in Pension			-0.78	-3.39	-0.09	-0.46
Pendler			-0.33	-5.90	-0.10	-2.31
<i>Arbeitslosigkeitsgeschichte 1996–1997</i>						
Zeitanteil in Arbeitslosigkeit	-0.52	-12.70	-0.51	-12.49	-0.47	-13.19
Anzahl Arbeitslosenepisoden	0.13	8.97	0.12	9.22	0.11	11.27
<i>Individuelle Charakteristika</i>						
Stratifizierte Schätzung	Ja		Ja		Ja	
Test C vs B (Chi ² (53))	Nein		Nein		Ja	
					138.13***	
Anzahl Gemeinden	2570		2570		2570	
Anzahl Personen	76840		76840		76840	
lnL	-498140,6		-497915,6		-271138,6	

Bemerkungen: Robuste Standardfehler. Als individuelle Charakteristika sind berücksichtigt Alter, Geschlecht, Familiensituation, Anzahl Abhängige (Kinder, etc.), Sprachfähigkeiten, Qualifikation (un-, an-, gelernt), Vermittlungsfähigkeit, Industrie des früheren Arbeitgebers, ausgeübter Beruf, versicherter Verdienst, Monat des Beginns der Arbeitslosenepisode und Mobilitätsbereitschaft. Die Stratifikation in Schätzung C bezieht sich auf die 150 Arbeitsmarktregionen der Schweiz.
Datenquellen: Bundesamt für Statistik und Staatssekretariat für Wirtschaft.

11. Für das proportionale Hazardratenmodell wird die folgende Spezifikation der Hazardrate $\theta(t)$ vorgeschlagen

$$\theta(t) = h(t)exp(x\beta)$$

wobei t für die bisherige Arbeitslosendauer und $h(t)$ für die Ausgangshazardrate steht. x ist der Zeilenvektor der Kovariate und β ist der Spaltenvektor für die interessierenden Koeffizienten. Die exponentielle Form ist nicht notwendig, folgt jedoch der gängigen Praxis in der empirischen Forschung.

Die Tabelle 2 enthält erste Hauptergebnisse der Hazardratenanalyse für die Arbeitslosendauer von 76'840 Stellensuchenden in 2'570 Gemeinden. Die Schätzung A zeigt den Effekt des vorgeschlagenen Masses für die Stärke der sozialen Arbeitsnorm auf die Übergangsrate von der Arbeitslosigkeit in eine reguläre Beschäftigung. Dabei wird einerseits die in der jüngsten Vergangenheit erfahrene Arbeitslosigkeit und eine Reihe individueller soziodemographischer Charakteristika als auch die Arbeitslosenrate der Gemeinde zum Stichtag Ende August 1997 kontrolliert. Die Arbeitslosenquote spiegelt den Zustand des Arbeitsmarktes in jener Zeit, in der die Stimmbürger sich ihre Meinung über die zur Abstimmung anstehende Kürzung der Arbeitslosentaggeldsätze bildeten.

Der Koeffizient für die Variable "Stärke der sozialen Arbeitsnorm" von 0,03 ist wie folgt zu interpretieren: Arbeitslose in einer Gemeinde mit einer um 10 Prozentpunkte stärkeren sozialen Arbeitsnorm als im Durchschnitt weisen eine um den Faktor $\exp(0,03) = 1,03$ höhere Übertrittsrate in die Beschäftigung auf. Das heisst, je stärker die soziale Arbeitsnorm desto kürzer ist ceteris paribus die Arbeitslosendauer.

3.2.1. Korrelierte Interaktion

Da sich die Umgebung der Arbeitslosen nicht nur in der Stärke der sozialen Arbeitsnorm und der Arbeitslosigkeit unterscheidet, ist der ausgewiesene Effekt für die soziale Norm in der Schätzung A möglicherweise verzerrt. Es könnte sich gemäss der Terminologie von MANSKI (1993, 2000) bloss um einen "korrelierten Effekt" (*correlated interaction*) handeln. Dieser Effekt kommt dann zustande, wenn Personen aus der gleichen Gemeinde sich ähnlich verhalten, nicht weil sie sozial interagieren, sondern, weil sie mit den gleichen Umweltbedingungen leben. In der Schätzung B werden deshalb fünf Gemeindecharakteristika berücksichtigt, welche die für die Arbeitslosen relevanten Arbeitsmarktbedingungen in einer Gemeinde beeinflussen. Dies sind die Bevölkerungsgrösse der Gemeinde 1997, die Bildungs- und Altersstruktur und das Pendlerverhalten (letztere Werte für 1990).¹² Die drei ersten Variablen beeinflussen das aggregierte Arbeitsangebot. Das Pendlerverhalten ist ein Indikator für die lokale Arbeitsnachfrage. Schliesslich berücksichtigt die Schätzung in Tabelle 2 die Stimmbeteiligung in der Gemeinde.¹³

Ein Vergleich der Resultate für die Schätzung B in Tabelle 2 mit jenen für die Schätzung A zeigt einen nahezu unveränderten Effekt der sozialen Arbeitsnorm auf die Arbeitslosendauer, obwohl zusätzliche Gemeindecharakteristika kontrolliert werden.

12. Die Bildungsstruktur wird anhand des Anteils der Einwohner mit tertiärer Ausbildung, die Altersstruktur mit dem Anteil der Einwohner in Pension und das Pendlerverhalten mit dem Anteil Wegpendler an der Bevölkerung erfasst.
13. Die Stimmbeteiligung wird kontrolliert, da möglicherweise Beziehungen bestehen zwischen der Stärke der sozialen Norm und der Wahrscheinlichkeit, seine Meinung an der Urne kund zu tun. Die quantitativen Schätzergebnisse für den Effekt der sozialen Arbeitsnorm werden dadurch jedoch nicht betroffen.

3.2.2. Kontextuelle Interaktion

Es kann argumentiert werden, dass mit den im letzten Abschnitt erwähnten Arbeitsmarktcharakteristiken bloss einige wenige Umweltbedingungen berücksichtigt sind, die wichtigen, wenn auch unbeobachtbaren Beschäftigungserwartungen jedoch nicht. Neben unbeobachteten Umweltbedingungen könnten die systematischen Unterschiede in der Arbeitslosendauer auch unbeobachtbare Charakteristika der Arbeitslosen reflektieren. Letztere Erklärung kann als "kontextuelle Interaktion" bezeichnet werden (MANSKI, 1993, 2000). Bei kontextueller Interaktion verhalten sich Leute ähnlich, nicht weil sie sozial interagieren, sondern, weil sie sich aufgrund unbeobachtbarer Charakteristika räumlich selbst selektionieren.

Um die Unterschiede in den unbeobachtbaren Arbeitsmarkteigenschaften und Charakteristiken der Arbeitslosen effektiv zu kontrollieren, ist nach räumlichen Einheiten zu suchen, die drei Bedingungen erfüllen. Erstens sollten die räumlichen Einheiten einen gemeinsamen Arbeitsmarkt bilden, zweitens sollten die Arbeitslosen in diesen Einheiten in Bezug auf die unbeobachteten Charakteristika ähnlich sein und drittens sollten dennoch Unterschiede beim vorgeschlagenen Mass für die soziale Arbeitsnorm bestehen. Falls diese drei Bedingungen erfüllt sind, kann eine stratifizierte Schätztechnik angewendet werden, um die Effekte der sozialen Arbeitsnorm zu identifizieren (RIDDER und TUNALI, 1999).

Die erste Bedingung eines gemeinsamen Arbeitsmarktes erfüllen die sieben Grossregionen der Schweiz oder sogar die vier Sprachregionen. In der vorliegenden Arbeit werden jedoch sehr kleine, räumliche Einheiten für die Stratifizierung gewählt, um allfällige, systematische, unbeobachtete individuelle Heterogenität möglichst auszuschliessen. Es sind dies die 150 von regionalen Arbeitsvermittlungszentren (RAV), betreuten Arbeitsmarktregionen. Die Wahl dieser Einheiten für die Stratifizierung bietet zwei wichtige Vorteile. Erstens bestehen innerhalb dieser räumlichen Einheiten überall die gleichen Institutionen, und zweitens werden alle Arbeitslosen in diesen Regionen von den gleichen RAV-Mitarbeitern betreut. Da die einzelnen RAVs alle administrativen Arbeiten erledigen (wie Registrierung, Kontrolle und Zuweisung von Arbeitsmassnahmen) ist gewährleistet, dass systematische Unterschiede in der Betreuung der Arbeitslosen ausgeschlossen sind. Somit kann argumentiert werden, dass auch die zweite Bedingung gewährleistet ist, da sehr eng definierte, räumliche Einheiten verwendet werden und keine idiosynkratischen Unterschiede in der Betreuung vorliegen. Die dritte Bedingung an die stratifizierte Schätzung ist erfüllt. Die Standardabweichung im Mass für die soziale Arbeitsnorm beträgt 9,4 % innerhalb der Arbeitsmarktregionen.

Die Spalte C in Tabelle 2 gibt die Resultate für die stratifizierte Schätzung wieder. Die Punktschätzung für den Einfluss der sozialen Arbeitsnorm auf die Arbeitslosendauer reduziert sich auf 0,03; sie bleibt jedoch statistisch signifikant. Dies bedeutet, dass selbst *innerhalb* einer Arbeitsmarktregion eine stärkere soziale Arbeitsnorm die Eintrittsrate in die Beschäftigung erhöht. Demgegenüber reduziert sich in der stratifizierten Schätzung der Einfluss der Arbeitslosrate auf die Beschäftigungschancen deutlich. Dies

ist ein Hinweis, dass die in den RAV-Regionen zusammengefassten Gemeinden tatsächlich gemeinsame Arbeitsmärkte bilden. Die Hypothese, dass das stratifizierte Modell C reduziert werden kann auf das nicht stratifizierte Modell B wird statistisch hoch signifikant verworfen. Dies bedeutet, dass die Stratifikation tatsächlich relevante, unbeobachtete Faktoren kontrollieren kann, die mit dem Mass für die soziale Norm, wie auch mit anderen erklärenden Variablen korreliert sind.

In den Schätzungen von Tabelle 2 wird von einem durchschnittlichen Effekt der sozialen Arbeitsnorm auf das Verhalten der Arbeitslosen ausgegangen. Wenn dieser Effekt auf sozialer Interaktion basiert, ist es interessant zu untersuchen, ob Personen, welche in der Vergangenheit bereits arbeitslos waren, in einem geringeren Mass von der sozialen Arbeitsnorm betroffen werden. Zusätzlich kann untersucht werden, ob der soziale Effekt weniger stark auftritt, je grösser die Gemeinde ist. In Tabelle 3 wird darum erstens der Einfluss vergangener Arbeitslosigkeit auf die Wirkung der sozialen Arbeitsnorm analysiert und zweitens untersucht, ob sich der Effekt der sozialen Norm mit zunehmender Gemeindegrösse ändert.

Schätzung A in Tabelle 3 enthält zusätzlich zur Schätzung C in Tabelle 2 zwei Interaktionsterme, welche die Arbeitslosigkeit in der Vergangenheit mit dem Mass für die Stärke der sozialen Norm verknüpfen. Die Resultate zeigen, dass Stellensuchende, welche in den Jahren 1996 und 1997 länger arbeitslos waren, weniger stark auf eine stärkere soziale Arbeitsnorm reagieren. Gegenüber dem durchschnittlichen Effekt der sozialen Norm auf die Arbeitslosendauer von 1,03, sinkt der Effekt der sozialen Norm auf $\exp(0,03 - 0,09/4) = 1,01$ für Personen, welche einen Viertel der Zeit vor der untersuchten Arbeitslosenepisode in Arbeitslosigkeit verbracht haben.¹⁴ "Psychologische Hysterese" könnte eine Interpretation dieser Resultate sein (allgemein für Hysterese auf dem Arbeitsmarkt siehe BLANCHARD und SUMMERS, 1987). Leute mit vermehrter Erfahrung von Arbeitslosigkeit in der Vergangenheit weichen möglicherweise erfolgreicher sozialem Druck aus oder gewöhnen sich an soziale Sanktionen aus ihrer Umgebung. Die Schätzung B zeigt, dass der Effekt der sozialen Norm auf die Bereitschaft eine neue Arbeitsstelle anzunehmen signifikant tiefer ist in grossen Gemeinden. Wird die Einwohnerzahl um 10'000 erhöht, dann sinkt der Effekt der sozialen Norm um den Faktor $\exp(-0,60 * 10'000/1'000'000) = 0,99$. Dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass sich die gleichen Einstellungen in einer grösseren Gemeinschaft weniger auf das Verhalten des Einzelnen auswirken. Einzelne Arbeitslose können sich möglicherweise einfacher sozialem Druck entziehen, da ihre Normabweichung in einer grösseren Gemeinde weniger auffällt.

14. 82 % der Personen im Datensatz verbrachte weniger als einen Viertel der Zeit seit 1996 in Arbeitslosigkeit.

Tabelle 3: Soziale Arbeitsnorm und Arbeitslosendauer für spezifische Gruppen von Arbeitslosen
Abhängige Variable: Übertrittsrate in die Beschäftigung

	A		B	
	Koeffizient	t-Wert	Koeffizient	t-Wert
Gemeindecharakteristika				
Stärke der sozialen Arbeitsnorm/10	0.03	3.02	0.03	1.77
Interaktionsterme				
Stärke der sozialen Arbeitsnorm * Zeitanteil in Arbeitslosigkeit	-0.09	-3.06		
Stärke der sozialen Arbeitsnorm * Anzahl Arbeitslosenepisoden	0.00	0.26		
Stärke der sozialen Arbeitsnorm * Bevölkerungszahl (Mil.)			-0.60	-2.83
Arbeitslosenrate	-3.28	-9.04	-3.25	-8.95
Stimmbeteiligung	-0.34	-1.28	-1.05	-2.87
Bevölkerungszahl (Mil.)	-0.21	-1.76	-0.17	-1.40
Bevölkerungsanteil mit tertiärer Bildung	-0.41	-2.70	-0.42	-2.71
in Pension	-0.08	-0.42	-0.04	-0.22
Pendler	-0.10	-2.28	-0.11	-2.52
Arbeitslosigkeitgeschichte 1996–1997				
Zeitanteil in Arbeitslosigkeit	0.11	11.49	0.11	11.28
Anzahl Arbeitslosenepisoden	-0.49	-13.56	-0.47	-13.21
Individuelle Charakteristika				
Stratifizierte Schätzung	Ja		Ja	
Anzahl Gemeinden	2570		2570	
Anzahl Personen	76840		76840	
lnL	-271130.2		-271134.6	

Bemerkungen: Robuste Standardfehler. Als individuelle Charakteristika sind berücksichtigt Alter, Geschlecht, Familiensituation, Anzahl Abhängige (Kinder, etc.), Sprachfähigkeiten, Qualifikation (un-, an-, gelernt), Vermittlungsfähigkeit, Industrie des früheren Arbeitgebers, ausgeübter Beruf, versicherter Verdienst, Monat des Beginns der Arbeitslosenepisode und Mobilitätsbereitschaft. Die Stratifikation bezieht sich auf die 150 Arbeitsmarktregionen der Schweiz.

Datenquellen: Bundesamt für Statistik und Staatssekretariat für Wirtschaft.

3.2.3. Quantitative Beurteilung

Tabelle 4 enthält Simulationen, um die quantitative Bedeutung der sozialen Arbeitsnorm für die Arbeitslosendauer zu beurteilen. Alle Simulationen stützen sich auf die restriktivste Schätzung C präsentiert in Tabelle 2. In Tabelle 4 werden die erwarteten

Veränderungen in der Arbeitslosendauer für eine Person mit durchschnittlicher Ausprägung der individuellen Charakteristika ausgewiesen. Dabei wird der Einfluss der sozialen Arbeitsnorm auf die Arbeitslosendauer einerseits mit dem Effekt der Gemeindegrösse verglichen und andererseits dem Effekt des Alters gegenübergestellt.

Tabelle 4: Simulation der quantitativen Bedeutung der sozialen Arbeitsnorm für die Arbeitslosendauer in der Schweiz, 1997–1999

	Koeffizient	Stand. Abw.	Änderung in der erwarteten Dauer der Arbeitslosigkeit (Tage)
Gemeindecharakteristika			
Stärke der sozialen Arbeitsnorm	0.03	1.17	–9.67
Bevölkerungszahl (Mil.)	–0.33	0.09	8.45
Individuelle Charakteristika			
Alter 25 bis 30 Jahre	–0.04	–	11.60
Alter 45 bis 50 Jahre	–0.45	–	161.55

Bemerkungen: Die Simulation basiert auf der durchschnittlichen Abgangsrate von 10,7 % pro Monat und verwendet die Koeffizienten aus Tabelle 2 Schätzung C. Die Änderungen in der erwarteten Dauer der Arbeitslosigkeit werden für eine Änderung der erklärenden Variablen um eine Standardabweichung ausgewiesen. Für die Alterskategorien ist der Effekt gegenüber der Referenzgruppe von Arbeitslosen, die jünger sind als 20 Jahre, ausgewiesen.

Die soziale Norm, nicht auf Kosten der Allgemeinheit zu leben, reduziert die Arbeitslosendauer substantiell. Eine durchschnittliche Person ist rund 9,7 Tage weniger lange arbeitslos, wenn sie in einer Gemeinde wohnt, in welcher die soziale Arbeitsnorm um eine Standardabweichung (11,7 %) stärker ist als im Schweizer Mittel. In grossen Gemeinden ist die Wahrscheinlichkeit, eine neue Arbeitsstelle anzunehmen, tiefer als in kleinen Gemeinden. Im Mittel verlängert sich die Arbeitslosendauer um 8,5 Tage in einer Gemeinde, welche eine Standardabweichung grösser ist als der Durchschnitt. Auf der individuellen Ebene zeigt sich, dass zunehmendes Alter die Wiederbeschäftigungschancen massiv reduziert. Die Arbeitslosendauer ist rund 150 Tage länger für Personen im Alter zwischen 45 und 50 Jahren im Vergleich zu Personen im Alter zwischen 25 und 30 Jahren.

3.3. Soziale Arbeitsnorm und Lebenszufriedenheit der Arbeitslosen

Der letzte Abschnitt hat gezeigt, dass in Gemeinden, in denen ein grösserer Teil der Bürgerinnen und Bürger für eine Kürzung der Arbeitslosentaggelder gestimmt hat, Arbeitslose schneller wieder beschäftigt sind. Darüber hinaus legt die empirische Evidenz nahe, dass der Effekt auf die Arbeitslosendauer durch soziale Interaktion bestimmt wird, da alternative Erklärungen, wie korrelierte oder Kontext abhängige Interaktion,

statistisch kontrolliert sind. Eine wichtige Frage konnte mit der Analyse des Verhaltens der Arbeitslosen jedoch nicht angegangen werden, nämlich welche Art der sozialen Interaktion die beobachteten Effekte verursacht.¹⁵ Es gibt mindestens zwei mögliche Typen von sozialer Interaktion, die mit dem beobachteten Verhalten vereinbar sind. Eine erste Art der sozialen Interaktion kann durch Informationsaustausch zu Stande kommen. Das vorgeschlagene Mass für die soziale Arbeitsnorm würde in diesem Fall Unterschiede reflektieren im Zugang zu Informationen über offene Stellen und in der Hilfe von anderen Leuten, eine Stelle zu finden.¹⁶ Eine zweite Erklärung für soziale Interaktion kann sich auf sozialen Druck beziehen. In Gemeinden, in denen eine starke Norm besteht, sind Arbeitslose vermehrt informellen sozialen Sanktionen ausgesetzt, weil sie von der sozialen Norm abweichen.

Um zwischen den beiden alternativen Erklärungen sozialer Interaktion diskriminieren zu können, sind zusätzliche Informationen notwendig. Von besonderem Interesse sind Hinweise zum Nutzenniveau der Arbeitslosen. Im Falle von sozialem Druck kann erwartet werden, dass Arbeitslose ein tieferes Nutzenniveau haben, je stärker die soziale Arbeitsnorm in der Wohngemeinde ist. Im Gegensatz dazu impliziert die erste Erklärung über Informationsaustausch keinen systematisch negativen Zusammenhang zwischen der Stärke der sozialen Norm und dem Nutzenniveau der Stellensuchenden.¹⁷

In der folgenden empirischen Analyse werden Daten zum subjektiven Wohlbefinden untersucht, um zwischen den konkurrierenden Erklärungen zu differenzieren (vgl. Abschnitt 3.1.2 für eine Beschreibung der Daten zum subjektiven Wohlbefinden). Es wird getestet, ob Arbeitslose eine tiefere Lebenszufriedenheit angeben, je stärker die soziale Arbeitsnorm ist.

Da die Variable zur individuellen Lebenszufriedenheit ordinal skaliert ist, wird eine Ordered Probit Schätzmethode angewendet.¹⁸ Die Standardfehler werden mit einem robusten Schätzer berechnet, um eine mögliche Korrelation der Störterme für Beobachtungen aus der gleichen Gemeinde zu berücksichtigen.¹⁹

15. Hinweise auf diese Frage sind notwendig, wenn Politikempfehlungen abgegeben werden sollen.
16. Soziale Interaktion über Informationsaustausch ist ein wichtiger Wirkungsmechanismus in der Arbeit von FREITAG (2000) über den Zusammenhang zwischen Sozialkapital und Arbeitslosigkeit in der Schweiz.
17. Eine theoretische Herleitung der Prognose findet sich in LALIVE (2001).
18. Da keine einfache Zufallsstichprobe, sondern eine geschichtete Klumpenstichprobe gezogen wurde, ist eine Gewichtung der Daten nötig, um unverzerrte Punktschätzungen zu erhalten. Die Gewichte verhalten sich reziprok zu der Wahrscheinlichkeit in der Stichprobe zu sein. Zusätzlich sind die Gewichte der demographischen Struktur von 1992 angepasst.
19. Wird die Clusterbildung bei der Schätzung vernachlässigt, können die Werte für die Standardfehler der aggregierten Variablen nach unten verzerrt sein (MOULTON, 1990). Um diese Verzerrung für die aggregierte Variable "Stärke der sozialen Norm" zu verhindern, wird die Gemeindeebene als Einheit für die Clusterbildung gewählt.

Tabelle 5: Soziale Arbeitsnorm und Lebenszufriedenheit von Beschäftigten und Arbeitslosen in der Schweiz, 1992–1994

Abhängige Variable: Zufriedenheit mit dem Leben

	A			B		
	Koeffi- zient	t-Wert	ME (Wert 9–10)	Koeffi- zient	t-Wert	ME (Wert 9–10)
<i>Gemeindecharakteristika</i>						
Stärke der sozialen Arbeitsnorm	0,01	1,96	4,75	0,01	2,06	5,54
Arbeitslosenrate in der Gemeinde				0,01	0,46	1,19
<i>Individuelle Charakteristika</i>						
Arbeitslos (AL)	–1,21	–6,26	–34,91	–1,26	–6,69	–35,60
Stärke der soz. Arbeitsnorm × AL	–0,05	–3,03	–19,89	–0,04	–2,07	–17,06
Arbeitslosenrate × AL				0,04	0,54	3,59
Dauer der Arbeitslosigkeit (Jahre)	–0,27	–2,90	–3,14	–0,28	–3,09	–3,15
Weitere ind. Charakteristika	Ja			Ja		
Anzahl Gemeinden	125			125		
Anzahl Personen	1397			1397		
lnL	–2358,83			–2358,45		

Bemerkungen: Gewichtete Ordered Probit Schätzung. White Schätzer für die Varianz. Die Standardfehler berücksichtigen die Klusterung auf der Gemeindeebene. Marginale Effekte sind für Änderungen um eine Standardabweichung oder Änderungen von 0 auf 1 im Falle von Dummy-Variablen ausgewiesen. Weitere Kontrollvariablen (nicht aufgeführt) sind Alter (Alter 30–39, Alter 40–49, Alter 50–59, Alter 60–69), Geschlecht (weiblich), Nationalität (Ausländer), Bildungsniveau (mittlere Bildung, hohe Bildung), Haushaltszusammensetzung (Alleinstehend männlich, Alleinstehend weiblich, Paar mit Kindern, Alleinerziehende, andere, Kollektivhaushalt), Beschäftigungsstatus (Selbständig), Haushaltsequivalenzeinkommen (sFr. 2'000–3'000, sFr. 3'000–4'000, sFr. 4'000–5'000, sFr. 5'000 und mehr), soziale Kontakte (häufig), Beteiligung bei Vereinsaktivitäten, Jahr der Befragung (1993, 1994), Region (französisch-, italienischsprachiger Kanton). In der Referenzgruppe sind Beschäftigte, Leute jünger als 30, Männer, Schweizer, Leute mit tiefer Ausbildung, Paare, Leute mit einem Equivalenzeinkommen von weniger als sFr. 2'000, Leute mit wenig Kontakten, Leute, die sich nicht bei Vereinsaktivitäten beteiligen, Leute, die 1992 befragt wurden und Leute, die in einem deutschsprachigen Kanton wohnen. Datenquellen: Bundesamt für Statistik, LEU, BURRI und PRIESTER (1997) und Vereinigung der Schweizer Städte (verschiedene Jahrgänge).

Tabelle 5 präsentiert die Resultate. Ein positiver Koeffizient bedeutet, dass mit höheren Werten der unabhängigen Variable die Wahrscheinlichkeit steigt, hohe Zufriedenheitswerte anzugeben. Der marginale Effekt gibt die Veränderung im Anteil der Leute wieder, die eine Lebenszufriedenheit von 9 oder 10 angeben. Die Anteilsverschiebung wird für eine Zunahme der erklärenden Variable um eine Standardabweichung ausgewiesen,

respektive im Vergleich zur Referenzgruppe bei Dummyvariablen.²⁰ Arbeitslose geben gegenüber den Beschäftigten mit einer um 34,9 Prozentpunkten kleineren Wahrscheinlichkeit Zufriedenheitswerte von 9 oder 10 an. Die Resultate für die soziale Arbeitsnorm sind wie im Abschnitt 3.1.2 nach der Differenzenmethode zu interpretieren. Der erste Koeffizient in der Schätzung A misst den Effekt der sozialen Norm, der für alle Beobachtungen in der Schätzung zu berücksichtigen ist. Dabei ergibt sich ein kleiner, positiver Effekt. Dies kann dahingehend interpretiert werden, dass eine Beschäftigung dort mehr zur Lebenszufriedenheit beiträgt, wo die soziale Arbeitsnorm stärker ist. Die Differenz im Wohlbefinden zwischen Beschäftigten und Arbeitslosen, die in der unterschiedlichen Stärke der sozialen Norm begründet ist, wird durch einen Interaktionseffekt erfasst. Der Interaktionseffekt zwischen individueller Arbeitslosigkeit und sozialer Arbeitsnorm ist negativ und statistisch signifikant. Das heisst, je grösser der Anteil der Leute in einer Gemeinde, die sich für eine Senkung der Arbeitslosentaggelder ausgesprochen haben, desto tiefer ist die Lebenszufriedenheit der dort lebenden Arbeitslosen. Der Rückgang des Wohlbefindens ist massiv; bei einer um eine Standardabweichung stärkeren sozialen Arbeitsnorm (11,7%) sinkt die Wahrscheinlichkeit, ein Zufriedenheitsniveau von 9 oder 10 anzugeben, um 19,9 Prozentpunkte.²¹

Der Effekt der sozialen Norm, nicht auf Kosten der Allgemeinheit zu leben, ist unabhängig von anderen Bestimmungsfaktoren des subjektiven Glücks geschätzt. Beispielsweise wird die Dauer der Arbeitslosigkeit separat berücksichtigt. Es zeigt sich, dass Arbeitslose unglücklicher sind, je länger sie bereits ohne Anstellung sind.

Es könnte nun argumentiert werden, dass die geschätzten Effekte für das Mass der sozialen Norm nur Scheineffekte sind, die lediglich die lokale Arbeitsmarktsituation erfassen. Weiter könnte vorgebracht werden, dass die Stärke der sozialen Norm wesentlich davon abhängt, wie sehr sich die anderen Leute in der Gemeinde daran halten. Dies würde bedeuten, dass Arbeitslose, die unter einem tiefen Selbstwertgefühl leiden, da sie nicht der Arbeitsnorm der Wohngemeinde entsprechen, sich besser fühlen, je grösser der Anteil der Leute in der Gemeinde ist, der sich ebenfalls nicht an die Norm hält (CLARK, 1999: 2). Damit würden die Stärke der sozialen Norm und die lokale Arbeitslosenrate Facetten des gleichen sozialen Phänomens erfassen.

In der Schätzung B von Tabelle 5 wird zusätzlich zur Variable für die Stärke der sozialen Norm eine Variable für die Arbeitsmarktbedingungen eingefügt. Der Koeffizient für den Interaktionsterm zeigt ein beträchtliche Robustheit; er verändert sich kaum von -0.05 auf -0.04. Eine stärkere soziale Arbeitsnorm senkt das subjektive Wohlbefinden der Arbeitslosen, selbst wenn die Arbeitslosenquote in der Gemeinde kontrolliert wird.

Die Arbeitslosenquote selbst hat einen kleinen, positiven Effekt auf das Wohlbefinden der Arbeitslosen, der aber nicht statistisch signifikant von Null verschieden ist.

20. Alternativ lässt sich der marginale Effekt auch als eine Veränderung der Wahrscheinlichkeit auffassen, ein Zufriedenheitsniveau von 9 oder 10 zu wählen.

21. Insgesamt geben Arbeitslose gegenüber Beschäftigten in Gemeinden, in denen die soziale Arbeitsnorm eine Standardabweichung über dem Durchschnitt liegt, mit einer um 54,8 Prozentpunkte kleineren Wahrscheinlichkeit hohe Zufriedenheitswerte an.

Diese Erhöhung des Wohlbefindens von Arbeitslosen wurde bisher als Evidenz für Normeffekte interpretiert (CLARK, 1999), im Sinne, dass eine schwächere Einhaltung der sozialen Arbeitsnorm, das Los der Arbeitslosen erleichtert. Falls jedoch – wie in dieser Arbeit – das Wohlbefinden der Arbeitslosen mit einem direkten Mass für die Stärke der sozialen Norm untersucht wird, verliert das durchschnittliche Verhalten als Näherungsgrösse für die soziale Norm an Erklärungskraft.

4. SCHLUSSFOLGERUNGEN

Im internationalen Vergleich weist die Schweiz eine auffallend tiefe Arbeitslosigkeit auf. Die vorliegende Arbeit untersucht, ob eine Erklärung für dieses Phänomen in einer starken sozialen Arbeitsnorm begründet liegen könnte. Dazu wird in der empirischen Analyse ein unabhängiges Mass für die soziale Arbeitsnorm angewendet, das direkt die Vorstellungen erfasst, was als angebrachtes Verhalten bei Arbeitslosigkeit angesehen wird. Am 27. September 1997 wurde in der Schweiz in einem Referendum abgestimmt, ob der Anfang 1997 gekürzte Taggeldsatz in der Arbeitslosenversicherung beibehalten oder wieder hinauf gesetzt werden soll. Eine Analyse von Berichten in Tageszeitungen, die im Vorfeld der Abstimmung erschienen sind, und die wissenschaftliche Untersuchung des Abstimmungsverhaltens weisen daraufhin, dass neben der unmittelbaren Arbeitsmarktsituation insbesondere normative Überlegungen der Wählerinnen und Wähler eine grosse Rolle für den Urnenentscheid gespielt haben. Als Mass für die Stärke der sozialen Arbeitsnorm in einer Gemeinde dient deshalb der Anteil der Stimmen, die für eine Senkung der Taggeldsätze abgegeben wurden.

Mit diesem Abstimmungsmass für die soziale Arbeitsnorm wird gezeigt, dass die durchschnittliche Dauer der Arbeitslosigkeit signifikant kürzer ausfällt, je höher der Anteil der Stimmbürger ist, die einer Kürzung des Taggeldsatzes zugestimmt haben. Eine Erhöhung der sozialen Arbeitsnorm um eine Standardabweichung senkt die Arbeitslosendauer durchschnittlich um 9,7 Tage. Werden die Auswirkungen in Abhängigkeit von der Gemeindegrösse geschätzt, so beeinflusst die soziale Norm das Verhalten von Stellensuchenden in kleinen Gemeinden stärker als in grossen Gemeinden. Die soziale Arbeitsnorm zeigt zudem eine grössere Wirkung bei Personen, die in unmittelbarer Vergangenheit noch nicht arbeitslos waren.

Zwei mögliche Erklärungen für den Effekt des Abstimmungsmasses auf die Arbeitslosendauer werden diskutiert. Einerseits kann das Abstimmungsmass widerspiegeln, dass in Gemeinden mit hoher Zustimmung zur Kürzung des Taggeldsatzes private Unterstützung oder Informationen zur Arbeitssuche angeboten werden. Andererseits kann der Effekt auch über sozialen Druck erklärt werden. Es ist schwierig, lediglich mit Angaben über das Verhalten der Arbeitslosen eine der beiden möglichen Erklärungen auszuschliessen. Deshalb wird hier vorgeschlagen, zusätzlich Daten zur Lebenszufriedenheit zu berücksichtigen. Diese können einerseits Hinweise geben, welche Einbusse an Wohlbefinden Arbeitslose durchschnittlich gegenüber Beschäftigten erfahren und

andererseits wie sich die Auswirkungen unterscheiden zwischen Gemeinden mit einer starken und einer schwachen sozialen Arbeitsnorm. Falls das Abstimmungsmass den Umfang sozialer Unterstützung bei der Stellensuche reflektiert, ist eher ein positiver Zusammenhang zwischen dem Mass für die soziale Norm und der Zufriedenheit zu erwarten. Die empirischen Resultate zeigen jedoch eine negative Beziehung. Dies deutet eher auf eine Erklärung über sozialen Druck. In Gemeinden mit einer um eine Standardabweichung stärkeren sozialen Arbeitsnorm äussern Arbeitslose mit einer um 17 Prozentpunkte kleineren Wahrscheinlichkeit hohe Zufriedenheitswerte. Insgesamt leiden Arbeitslose in der Schweiz unter einer viel tieferen Lebenszufriedenheit als Beschäftigte, trotz der im internationalen Vergleich grosszügigen Arbeitslosenunterstützung.

Die statistischen Regelmässigkeiten sowie die vor der Abstimmung beobachtete öffentliche Diskussion und die der Abstimmung folgende Nachbefragung weisen darauf hin, dass der schweizerische Arbeitsmarkt durch starke soziale Arbeitswerte beeinflusst wird, und dass diese zu einer vergleichsweise tiefen Arbeitslosigkeit beitragen. Es fällt damit Licht auf einen offenbar wichtigen, jedoch oft vernachlässigten Faktor der schweizerischen Volkswirtschaft.

Zukünftige Untersuchungen könnten wertvolle Einsichten zu den Bestimmungsgründen der sozialen Arbeitsnorm liefern. Dabei ist insbesondere nach dem Einfluss von Arbeitsmarktregulierungen auf die gesellschaftlichen Arbeitswerte zu fragen. Hinweise darauf können helfen, die Auswirkungen von Politikmassnahmen besser einzuschätzen.

LITERATUR

- BLANCHARD, O.J. und L.H. SUMMERS (1987), "Hysteresis in Unemployment", *European Economic Review*, 31(1/2), S. 288–295.
- BLANCHFLOWER, D.G. und A.J. OSWALD (2000), "Well-Being Over Time in Britain and the USA", NBER Working Paper No. 7487, Cambridge, MA.
- BRENNAN, G. und L. LOMASKY (1993), *Democracy and Decision: The Pure Theory of Electoral Preference*, Cambridge; New York und Melbourne.
- BUNDESAMT FÜR STATISTIK (Hrsg.) (1995), *Statistisches Jahrbuch der Schweiz*, Zürich.
- CLARK, A.E. (1999), "Unemployment as a Social Norm: Psychological Evidence from Panel Data", Mimeo, Universität Orléans, Frankreich.
- CLARK, A.E. und A.J. OSWALD (1994), "Unhappiness and Unemployment", *Economic Journal*, 104, S. 648–659.
- COSTA, P.T. und R.R. MCCRAE (1988), "Personality in Adulthood: A Six-Year Longitudinal Study of Self-Reports and Spouse Ratings on the NEO Personality Inventory", *Journal of Personality and Social Psychology*, 54, S. 853–863.
- COTTER, S., M. BUSCHER, D. BAUMGARTNER, B. FUX, C. SAUVAIN-DUGERDIL und A. GABADINHO (1995), "Familie, Lebensverlauf und Geburtshäufigkeit – 1995", maschinenlesbarer Datensatz, Bundesamt für Statistik, Neuenburg.

- COX, D.R. (1972), "Regression Models and Life-Tables", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 34, S. 187–220.
- DARITY, W. und A.H. Goldsmith (1996), "Social Psychology, Unemployment and Macroeconomics", *Journal of Economic Perspectives*, 10, S. 121–140.
- DE COULON, A. (1999), "Disparité régionale du chômage: population étrangère et courbe de Beveridge suisse", *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 135, S. 165–185.
- DI TELLA, R., R.J. MACCULLOCH, und A.J. OSWALD (2001), "Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness", *American Economic Review*, 91, S. 335–341.
- DIENER, E., E.M. SUH, R.E. LUCAS, und H.L. SMITH (1999), "Subjective Well-Being: Three Decades of Progress", *Psychological Bulletin*, 125, S. 276–303.
- FEATHER, N.T. (1990), *The Psychological Impact of Unemployment*, New York.
- FEHR, E. und S. GÄCHTER (2000), "Fairness and Retaliation: The Economics of Reciprocity", *Journal of Economic Perspectives*, 14, S. 159–181.
- FELD, L.P. und M.R. SAVIOZ (2000), "Cantonal and Regional Unemployment in Switzerland: A Dynamic Macroeconomic Panel Analysis", *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 136, S. 463–483.
- FERNÁNDEZ-DOLS, J.-M. und M.-A. RUIZ-BELDA (1995), "Are Smiles a Sign of Happiness? Gold Medal Winners at the Olympic Games", *Journal of Personality and Social Psychology*, 69, S. 1113–1119.
- FILIPPINI, P. (1998), "Regional Unemployment Disparities: The Case of the Swiss Cantons", ORL-Bericht 103, Zürich.
- FREITAG, M. (2000), "Soziales Kapital und Arbeitslosigkeit. Eine empirische Analyse zu den Schweizer Kantonen", *Zeitschrift für Soziologie*, 29, S. 186–201.
- FREY, B.S. und A. STUTZER (1999), "Measuring Preferences by Subjective Well-Being", *Journal of Institutional and Theoretical Economics*, 155, S. 755–778.
- FREY, B.S. und A. STUTZER (2001), *Happiness and Economics: How the Economy and Institutions Affect Human Well-Being*, Princeton, NJ.
- GERLACH, K. und G. STEPHAN (1996), "A Paper on Unhappiness and Unemployment in Germany", *Economics Letters*, 52, S. 325–330.
- GLAESER, E.L. und J.A. SCHEINKMAN (2000), "Non-Market Interactions", NBER Working Paper No. 8053, Cambridge, MA.
- HUBER, P.J. (1967), "The Behavior of Maximum Likelihood Estimates Under Non-Standard Conditions", in: *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*, Berkeley, CA.
- KAHNEMAN, D., E. DIENER, und N. SCHWARZ (Hrsg.) (1999), *Well-Being: The Foundations of Hedonic Psychology*, New York.
- KORPI, T. (1997), "Is Well-Being Related to Employment Status? Unemployment, Labor Market Policies and Subjective Well-Being among Swedish Youth", *Labour Economics*, 4, S. 125–147.

- LAL, D. (1998), *Unintended Consequences: The Impact of Factor Endowments, Culture, and Politics on Long-Run Economic Performance*, Cambridge, MA.
- LALIVE, R. (2001), *The Duration of Unemployment: Institutions, Labor Market Programs, and Social Interactions*, Zürich.
- LEU, R.E., S. BURRI und T. PRIESTER (1997), *Lebensqualität und Armut in der Schweiz*, Bern.
- MANSKI, C.F. (1993), "Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem", *Review of Economic Studies*, 60, S. 531–542.
- MANSKI, C.F. (2000), "Economic Analysis of Social Interactions", *Journal of Economic Perspectives*, 14, S. 115–136.
- MARKS, G.N. und N. FLEMING (1999), "Influences and Consequences of Well-being Among Australian Young People: 1980–1995", *Social Indicators Research*, 46, S. 301–323.
- MOULTON, B.R. (1990), "An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Units", *Review of Economics and Statistics*, 72, S. 334–338.
- MURPHY, G.C. und J.A. ATHANASOU (1999), "The Effect of Unemployment on Mental Health", *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 72, S. 83–99.
- NEUE ZÜRCHER ZEITUNG (1997), "Disziplinierungsverfahren gegen hohen Biga Beamten", *Neue Zürcher Zeitung*, 149, S. 13.
- RIDDER, G. und I. TUNALI (1999), "Stratified Partial Likelihood Estimation", *Journal of Econometrics*, 92, S. 193–232.
- SANDVIK, E., E. DIENER und L. SEIDLITZ (1993), "Subjective Well-Being: The Convergence and Stability of Self-Report and Non-Self-Report Measures", *Journal of Personality*, 61, S. 317–42.
- SCHWEIZERISCHER STÄDTEVERBAND (verschiedene Jahre), *Statistik der Schweizer Städte*, Bern und Zürich.
- WILLIAMSON, O.E. (2000), "The New Institutional Economics: Taking Stock, Looking Ahead", *Journal of Economic Literature*, 38, S. 595–613.
- WINKELMANN, L. und R. WINKELMANN (1998), "Why Are the Unemployed So Unhappy? Evidence from Panel Data", *Economica*, 65, S. 1–15.
- WISLER, D., L. MAQUIS, und M. BERGMAN (1997), "Analyse der eidg. Abstimmungen vom 28. September 1997", *VOX*, 62, Zürich.

SUMMARY

So far economic analysis of unemployment has neglected social norms to a large extent. Here the empirical relevance of the social norm to live off one's own income is studied with regard to unemployed people's behaviour and subjective well-being. The strength of the social work norm is measured in terms of a national referendum on the reduction of unemployment benefits in Switzerland. The results indicate that a stronger social

norm to work significantly increases the willingness to accept a new job whereas it decreases job searchers' satisfaction with life.

ZUSAMMENFASSUNG

Ökonomische Analysen der Arbeitslosigkeit haben bisher soziale Normen weitgehend vernachlässigt. Diese Arbeit untersucht die empirische Relevanz der sozialen Norm vom eigenen Einkommen zu leben für das Verhalten und das subjektive Wohlbefinden von Stellensuchenden in der Schweiz. Die Stärke der sozialen Arbeitsnorm wird dabei anhand des Verhaltens bei einer Volksabstimmung über Arbeitslosentaggelder gemessen. Unsere Resultate weisen darauf hin, dass eine stärkere soziale Arbeitsnorm erstens die Bereitschaft signifikant erhöht, eine neue Arbeitsstelle anzunehmen, und zweitens die Lebenszufriedenheit von Stellensuchenden negativ beeinflusst.

RÉSUMÉ

Les analyses économiques sur le chômage ont jusqu'à présent largement négligé les normes sociales. Une des normes sociales est la pression exercée pour que les individus subviennent d'eux-mêmes à leurs besoins. Ce travail examine d'un point de vue empirique la pertinence d'une telle norme sur les personnes à la recherche d'un emploi en Suisse. L'effectivité de cette norme est définie sur la base de référendum sur les indemnités journalières du chômage. Nos résultats indiquent qu'une pression sociale plus effective augmenterait premièrement la volonté d'accepter un nouvel emploi de manière significative et deuxièmement influencerait négativement le bien-être de ces personnes à la recherche d'un emploi.