



INSTITUT FÜR HÖHERE STUDIEN
INSTITUTE FOR ADVANCED STUDIES
Kärnten

Determinanten der Arbeitsplatzzufriedenheit von Frauen im Bezirk Spittal/Drau

ANDREA KLINGLMAIR*
ROBERT KLINGLMAIR†

Februar 2011

IHS Kärnten Working Paper 01/2011

Abstract: Der Bezirk Spittal/Drau ist – besonders für Frauen – durch eine wirtschaftlich prekäre Situation und ungünstige Arbeitsmarktbedingungen gekennzeichnet. Aufbauend auf eine ausführliche Analyse der Wirtschafts- und Arbeitsmarktsituation im Bezirk Spittal/Drau wurde anhand eines Datensamples aus dem Jahr 2007 versucht, mittels eines Logit-Modells mehrere Determinanten der Arbeitsplatzzufriedenheit von Frauen zu bestimmen. Drei statistisch signifikante Determinanten der Arbeitsplatzzufriedenheit konnten herausgefiltert werden: Arbeitsplatzsicherheit, Bildungsniveau und Alter.

Keywords: Arbeitsmarktentwicklung, Arbeitsplatzzufriedenheit, Arbeitsplatzsicherheit, Logit-Modell

JEL-Classification: C31, J01, J16

*Institut für Höhere Studien (IHS) Kärnten, Alter Platz 10, A-9020 Klagenfurt. Phone: +43 (0) 463 592 150-19, Fax: +43 463 592 150-23, E-Mail: a.klinglmair@carinthia.ihs.ac.at.

†Institut für Höhere Studien (IHS) Kärnten, Alter Platz 10, A-9020 Klagenfurt. Phone: +43 (0) 463 592 150-22, Fax: +43 463 592 150-23, E-Mail: klinglmair@carinthia.ihs.ac.at.

Inhaltsverzeichnis

| | | |
|---|---|----|
| 1 | Einleitung und Problemstellung | 1 |
| 2 | Besonderheiten des Bezirks Spittal/Drau | 2 |
| 3 | Deskriptive Analyse des Datensamples | 8 |
| 4 | Methodische Grundlagen | 13 |
| 5 | Empirische Analyse | 19 |
| 6 | Zusammenfassung und Schlussfolgerungen | 26 |
| 7 | Literaturquellen | 27 |

Abbildungsverzeichnis

| | | |
|----|---|----|
| 1 | Bruttoregionalprodukt in € - 2000 und 2007 | 2 |
| 2 | Unselbständig Beschäftigte - Veränderung 2000 bis 2007 | 4 |
| 3 | Arbeitslosenquoten nach Geschlecht - 2009 | 5 |
| 4 | Erwerbsquoten nach Kärntner Arbeitsmarktbezirken - 2009 | 6 |
| 5 | Bevölkerungsprognose - 2010 bis 2030 | 8 |
| 6 | Berufstätigkeit der befragten Frauen | 10 |
| 7 | Berufliche Stellung der Frauen | 10 |
| 8 | Branchen der unselbständig beschäftigten Frauen | 11 |
| 9 | Höchste abgeschlossene Schulbildung der Frauen | 12 |
| 10 | Verteilungsfunktionen | 16 |

Tabellenverzeichnis

| | | |
|---|--|----|
| 1 | Bruttobezüge nach Kärntner Arbeitsmarktbezirken - 2008 | 7 |
| 2 | Arbeitsplatzzufriedenheit und -sicherheit der befragten Frauen | 13 |
| 3 | Deskriptive Statistik verwendeter Variablen | 21 |
| 4 | Schätzmodelle Arbeitsplatzzufriedenheit | 22 |
| 5 | Logit-Modell Arbeitsplatzzufriedenheit (Odds-Ratio) | 24 |

1 Einleitung und Problemstellung

Die IHS-Studie „Bildung, Beruf, Arbeitsmarkt“ (Bodenhöfer et al., 2006) hat eine Reihe von Besonderheiten der Situation von Frauen in Kärnten aufgezeigt; ähnliche Befunde finden sich in der *Kärntner Genderstudie* (Referat für Frauen und Gleichbehandlung, 2004) wie auch in einer Untersuchung von Nöstlinger (2003). Aus vorliegenden Daten der amtlichen Statistik wie auch eigenen qualitativen und quantitativen Analysen ließen sich in weiterer Folge drei Themenkreise ableiten, die detaillierter untersucht werden sollten: die Arbeitsmarktsituation von Frauen, das Thema Vereinbarkeit von Familie und Beruf sowie der Aspekt von Bildung, Qualifikation und Weiterbildung.

Der Bezirk Spittal an der Drau hat dabei in allen drei genannten Themenbereichen eine gewisse Sonderstellung innerhalb Kärntens bzw. Österreichs inne, weswegen der Fokus der Untersuchungen in einer Arbeit von Bodenhöfer et al. (2007) auf diesen Bezirk gelegt wurde. Da Daten der amtlichen Statistik vielfach nicht auf Bezirksebene sondern lediglich auf Bundesländerebene vorliegen, war es im Rahmen der zitierten IHS-Studie notwendig, zusätzliche und detailliertere Daten direkt bei den „Betroffenen“ zu erheben. Dadurch sollte ermöglicht werden, zum einen die spezifische Situation von Frauen besser darzustellen und zum anderen Handlungsmöglichkeiten sowie politische Empfehlungen für die Familien-, Bildungs- und Arbeitsmarktpolitik Kärntens ableiten zu können.

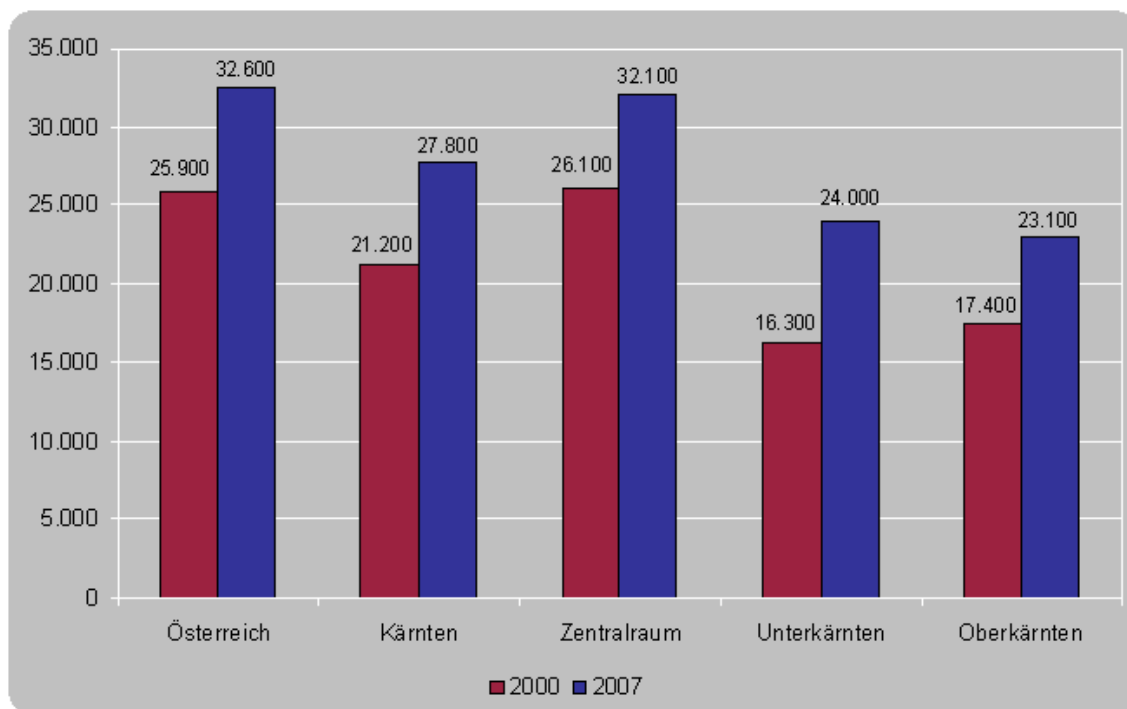
Das Ergebnis dieser umfassenden Untersuchungen ist im Forschungsbericht „Bildung, Beschäftigung, Arbeitsmarkt“, der vom Institut für Höhere Studien (IHS) Kärnten im Jahr 2007 im Auftrag der Kärntner Landesregierung erstellt wurde, zusammengefasst (Bodenhöfer et al., 2007); für detaillierte Ergebnisse sei darauf verwiesen.

Aufbauend auf dieser Datengrundlage verfolgt das vorliegende Working Paper hingegen ein ganz anderes Ziel. Es sollen empirisch jene Einflussfaktoren identifiziert werden, welche die Arbeitsplatzzufriedenheit von Frauen im Bezirk Spittal an der Drau (mit)beeinflussen. Nach einer Darstellung der Besonderheiten des Bezirks Spittal/Drau in Abschnitt 2 und der Erhebungsmethodik wie auch der deskriptiven Auswertung des Datensamples (Abschnitt 3) wird in Abschnitt 4 die verwendete Methode der *logistischen Regression* näher erläutert. Den Hauptteil der Arbeit bildet dabei ein Logit-Modell, welches mehrere statistisch signifikante Determinanten von Arbeitsplatzzufriedenheit identifizieren kann und in Abschnitt 5 präsentiert wird. Eine kurze Zusammenfassung rundet die Arbeit ab (Abschnitt 6).

2 Besonderheiten des Bezirks Spittal/Drau

Der Bezirk Spittal/Drau zählt – gemessen am Bruttoregionalprodukt – zu den wirtschaftsschwächsten Regionen Österreichs (Statistik Austria, 2010b). Während das Bruttoregionalprodukt (BRP) je Einwohner für Österreich im Jahr 2007 € 32.600 bzw. für das Bundesland Kärnten € 27.800 beträgt, weist die NUTS-3-Region „Oberkärnten“¹ ein BRP von lediglich € 23.100 auf. Dieses liegt damit zum einen deutlich unter dem Kärnten-Durchschnitt (vgl. Abbildung 1) und stellt zum anderen im österreichweiten Vergleich einen der niedrigsten Werte dar. Wien oder stark von Industrie geprägte Regionen wie der Zentralraum Oberösterreichs (Linz-Wels) weisen mit einem BRP von € 43.300 respektive € 41.900 eine deutlich höhere Wertschöpfung auf.

Abbildung 1: Bruttoregionalprodukt in € - 2000 und 2007



Quelle: Statistik Austria (2010b); eigene Darstellung

Das Bruttoregionalprodukt Oberkärntens beträgt gemäß der regionalen Gesamtrechnung der Statistik Austria um knapp 17 % weniger als der Kärnten-Durchschnitt, während der „Zentralraum“ Kärntens (Klagenfurt und Villach) im Jahr 2007 eine überdurchschnittliche Wirtschaftsleistung aufweist (15,5 % über dem Kärnten-

¹Die NUTS-3-Region Oberkärnten (AT212) gliedert sich in die politischen Bezirke Feldkirchen, Hermagor sowie Spittal/Drau (Statistik Austria, 2010a). Regionale Gesamtrechnungen auf Bezirksebene liegen diesbezüglich nicht vor.

Durchschnitt). Seit dem Jahr 2000 ist das Bruttoregionalprodukt Oberkärntens um 32,8 % angestiegen; dieser Zuwachs entspricht in etwa jenem Gesamtkärntens (+31,1 %), liegt jedoch deutlich über der Entwicklung des Zentralraums (+23,0 %). Die wirtschaftliche Entwicklung dürfte demnach von einem „Konvergenzprozess“ gekennzeichnet sein; wirtschaftsschwächere Regionen wie Unterkärnten² oder Oberkärnten weisen eine höhere Dynamik auf und wachsen schneller als „reichere“ Regionen. Besonders deutlich ausgeprägt ist dieser Konvergenzprozess in Unterkärnten: lag das Bruttoregionalprodukt Unterkärntens im Jahr 2000 noch rund 23 % unter dem Kärnten-Durchschnitt (und auch unter dem Wert Oberkärntens), so sind dies im Jahr 2007 lediglich 13,7 %. Im gleichen Zeitraum verringerte sich in Oberkärnten der Abstand zum Kärnten-Durchschnitt um nur einen Prozentpunkt von 17,9 % auf 16,9 %; die NUTS-3-Region Oberkärnten hat gegenüber Unterkärnten im Sinne der Konvergenz relativ verloren.³

Neben der wirtschaftsschwachen Entwicklung Oberkärntens ist auch die Arbeitsmarktsituation – speziell von Frauen – im Bezirk Spittal/Drau als prekär zu bezeichnen. Während die Zahl der unselbständig Beschäftigten in Österreich wie auch in Kärnten zwischen den Jahren 2000 und 2007⁴ um knapp 7 % zugenommen hat, wurde in Spittal/Drau ein Anstieg von lediglich 1,6 % verzeichnet (AMS-Arbeitsmarktdatenbank; vgl. Abbildung 2).

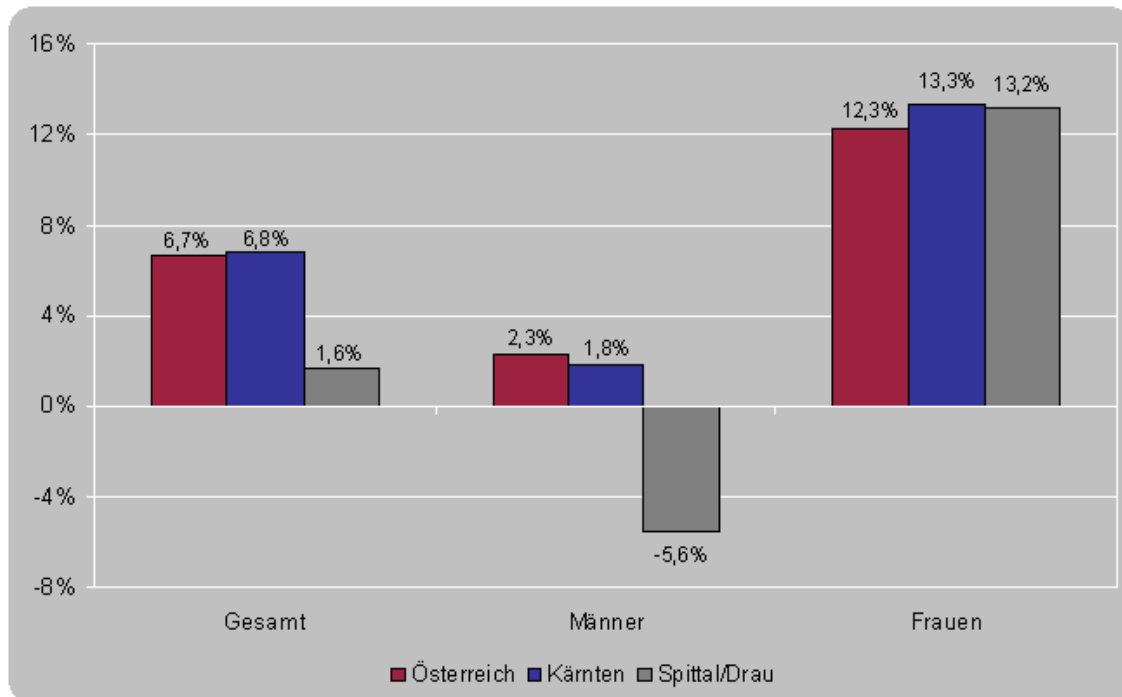
Betrachtet man die Beschäftigungsentwicklung nach Geschlecht, so war bei Männern die Beschäftigung im Bezirk Spittal/Drau im Vergleichszeitraum deutlich rückläufig, während österreichweit Zuwächse verzeichnet wurden. Bei den Frauen wurde hingegen ein deutlicher Beschäftigungszuwachs verzeichnet, der im wesentlichen dem Bundes- bzw. Kärnten-Durchschnitt entspricht (AMS-Arbeitsmarktdatenbank). Zurückzuführen ist der Beschäftigungszuwachs bei Frauen vor allem auf die zunehmende Bedeutung von Teilzeitarbeit und atypischen Beschäftigungsverhältnissen, die

²Die NUTS-3-Region Unterkärnten (AT213) gliedert sich in die politischen Bezirke St. Veit an der Glan, Völkermarkt und Wolfsberg (Statistik Austria, 2010a).

³Zur Konvergenz der regionalen Entwicklung innerhalb Kärntens zwischen 1995 und 2004 vgl. Bodenhöfer und Rodiga-Laßnig (2007). Zur allgemeinen Konvergenz- bzw. Wachstumstheorie vgl. etwa Barro und Sala-i-Martin (1990), (1992), (2003); Fischer und Straubhaar (1998) oder de la Fuente (1995), (1997).

⁴Seit dem Jahr 2008 wird die Zahl der unselbständig Beschäftigten auf Bezirksebene laut Hauptverband der Sozialversicherungsträger ermittelt, während bis zum Jahr 2007 die Fortschreibung der Berufstätigen nach Arbeitsmarktbezirken durch das österreichische Institut für Raumplanung (ÖIR) herangezogen wurde. Aufgrund dieses Strukturbruchs können die Werte ab dem Jahr 2008 folglich nicht länger mit dem Jahr 2007 und früher verglichen werden (AMS-Arbeitsmarktdatenbank). Da die vorliegenden Werte nach ÖIR-Konzept nicht revidiert wurden, endet die aussagekräftige Zeitreihe im Jahr 2007.

Abbildung 2: Unselbständig Beschäftigte - Veränderung 2000 bis 2007



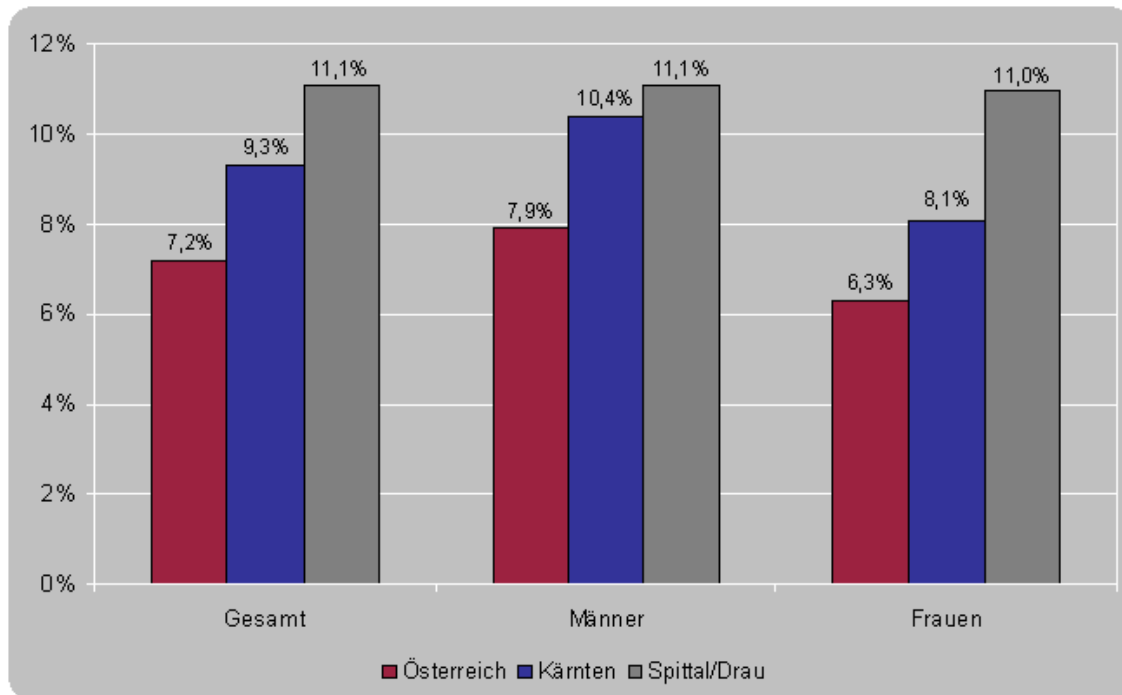
Quelle: AMS-Arbeitsmarktdatenbank; eigene Berechnungen und Darstellung

insbesondere bei den traditionell von Frauen besetzten Berufsfeldern im Handel und im Tourismus eine zunehmende Rolle spielen (Bodenhöfer et al., 2010).

Ein Blick auf die Arbeitslosenquoten (Jahresdurchschnitt 2009) zeigt einen weiteren Aspekt der ungünstigen wirtschaftlichen Situation und Entwicklung des Bezirks.⁵ Die Arbeitslosenquoten liegen sowohl in Gesamtbetrachtung als auch nach Geschlecht deutlich über dem Österreich- bzw. Kärnten-Durchschnitt. So beträgt die Gesamtarbeitslosenquote für den Bezirk Spittal/Drau 11,1 %, während diese in Österreich und Kärnten „nur“ 7,2 % respektive 9,3 % beträgt. Speziell bei Frauen sind die Unterschiede noch gravierender; die Arbeitslosenquote liegt um 4,7 Prozentpunkte über dem Österreich-Durchschnitt (vgl. Abbildung 3).

Zugleich stellt die in Kärnten besonders niedrige Erwerbsbeteiligung von Frauen ein noch nicht ausgeschöpftes Arbeitskräftepotenzial des Kärntner Arbeitsmarktes dar. Die Erwerbsquote von Frauen liegt in Kärnten mit 67,4 % leicht unter dem Österreich-Durchschnitt (68,8 %), während die Erwerbsbeteiligung der Männer mit 75,8 % bereits marginal über dem Bundesdurchschnitt (75,7 %) liegt. Im Bundesländervergleich nimmt Kärnten mit einer insgesamten Erwerbsquote von 71,8 % den

⁵Für eine detaillierte Betrachtung der Beschäftigungs- und Arbeitsmarktsituation in Kärnten siehe etwa Bodenhöfer et al. (2010).

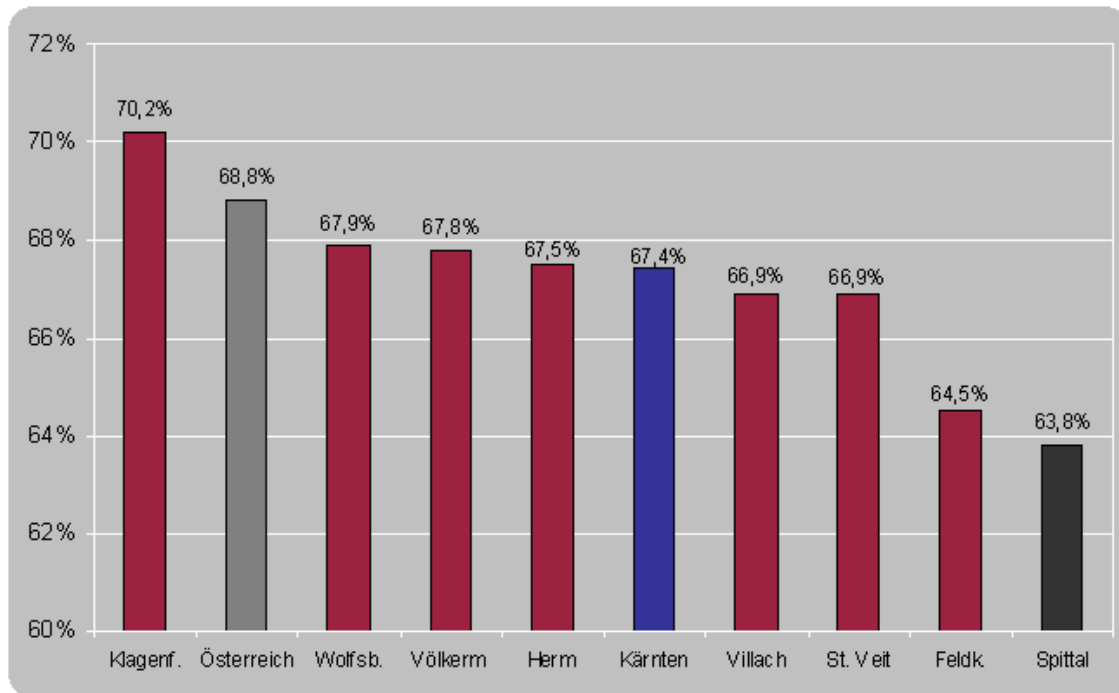
Abbildung 3: Arbeitslosenquoten nach Geschlecht - Jahresdurchschnitt 2009

Quelle: AMS-Arbeitsmarktdatenbank; eigene Darstellung

drittletzten Rang vor Wien (70,3 %) und Vorarlberg (68,0 %) ein. Die Erwerbsbeteiligung von Frauen ist in Kärnten vor allem in den Bezirken Feldkirchen (64,5 %) und Spittal/Drau (63,8 %) besonders niedrig (Arbeitsmarktservice, 2010c; vgl. Abbildung 4). „Insgesamt kommen in dieser Differenzierung offensichtliche Unterschiede von Wirtschaftsstruktur und wirtschaftlicher Dynamik der einzelnen Arbeitsmarktbezirke zum Ausdruck“ (Bodenhöfer et al., 2010, S. 125).

In diesem Zusammenhang gilt es auch zu erwähnen, dass das Einkommensniveau von Frauen im Bezirk Spittal/Drau kärntenweit am niedrigsten ist und auch im österreichweiten Vergleich einer der geringsten Werte erzielt wird. Darüber hinaus sind die Einkommensvorteile von Männern deutlich ausgeprägter als in anderen Bezirken Kärntens/Österreichs. Tabelle 1 weist die durchschnittlichen Bruttobezüge von Arbeitnehmer/inne/n mit ganzjährigen Bezügen und Vollzeitbeschäftigung der Kärntner Arbeitsmarktbezirke für das Jahr 2008 aus (Statistik Austria, 2009a, S. 50).⁶ Während vollzeitbeschäftigte Frauen in Klagenfurt Stadt im Jahr 2008 durchschnittlich um rund € 9.700 weniger verdienten als Männer (was einem Einkom-

⁶Durch die Fokussierung auf Vollzeitbeschäftigungsverhältnisse können Einkommensdifferenziale, die aus einem geringeren Beschäftigungsumfang (geringfügige Beschäftigung, Teilzeitverhältnisse) resultieren, ausgeblendet werden. Vor allem für Frauen spielen solche Beschäftigungsverhältnisse eine zunehmende Rolle (Bodenhöfer et al., 2007, 2010).

Abbildung 4: Erwerbsquoten nach Kärntner Arbeitsmarktbezirken - 2009

Quelle: Arbeitsmarktservice (2010c); eigene Darstellung

mensvorteil der Männer mit Vollzeitjob von 27,4 % entspricht), verdienten Frauen im Bezirk Spittal um fast € 13.300 weniger als Männer. Der Einkommensvorteil der Männer betrug demnach knapp 49 %, mehr als in den übrigen Bezirken Kärntens.

Darüber hinaus ist das Bildungsniveau von Männern wie auch Frauen im Bezirk Spittal/Drau speziell im sekundären und tertiären Sektor vergleichsweise gering. Während 42,7 % der Frauen höchstens einen Pflichtschulabschluss bzw. 44,2 % einen Lehrabschluss oder eine berufsbildende mittlere Schule (BMS) vorweisen können, haben lediglich 8,5 % der weiblichen Wohnbevölkerung über 15 Jahre einen Maturaabschluss (AHS bzw. BHS) und nur 4,6 % einen tertiären Abschluss (Universität, FH etc.). Zum Vergleich betragen die österreichweiten Quoten im Sekundärbereich 10,3 %, im tertiären Bildungssektor 7,5 % (Statistik Austria, 2004a und 2004b; Bodenhöfer et al., 2007). Das Bildungsniveau hat dabei einen wesentlichen Einfluss auf die Erwerbschancen und die Arbeitsmarktsituation einer Person: die Erwerbsquote nimmt mit steigendem Bildungsniveau zu, während die Arbeitslosenquote mit zunehmender Bildung deutlich abnimmt (Arbeitsmarktservice, 2010a und 2010b; Eurostat-Datenbank, LFS-Reihe). So liegt beispielsweise die Arbeitslosenquote von Personen mit höchstens Pflichtschulabschluss im Jahresdurchschnitt 2009 bei 17,7 %, während diese bei Personen mit tertiärer Bildung (Universität, FH) lediglich 2,4 %

Tabelle 1: Durchschnittliche Bruttobezüge (in Euro) der Arbeitnehmer/innen mit ganzjährigen Bezügen und Vollbeschäftigung 2008 sowie Einkommensvorteil der Männer in Prozent

| | Männer | Frauen | Einkommensvorteil |
|----------------------------|---------------|---------------|-------------------|
| Klagenfurt (Stadt) | 45.108 | 35.397 | + 27,4 % |
| Villach (Stadt) | 44.263 | 32.075 | + 38,0 % |
| Feldkirchen | 37.734 | 27.795 | + 35,8 % |
| Hermagor | 36.790 | 27.517 | + 33,7 % |
| Klagenfurt (Land) | 43.179 | 32.447 | + 33,1 % |
| St. Veit an der Glan | 38.981 | 29.630 | + 31,6 % |
| Spittal an der Drau | 40.409 | 27.129 | + 48,9 % |
| Villach (Land) | 40.909 | 29.017 | + 41,0 % |
| Völkermarkt | 38.734 | 28.761 | + 34,7 % |
| Kärnten | 41.072 | 30.901 | + 32,9 % |

Quelle: Statistik Austria (2009a), S. 50; eigene Darstellung

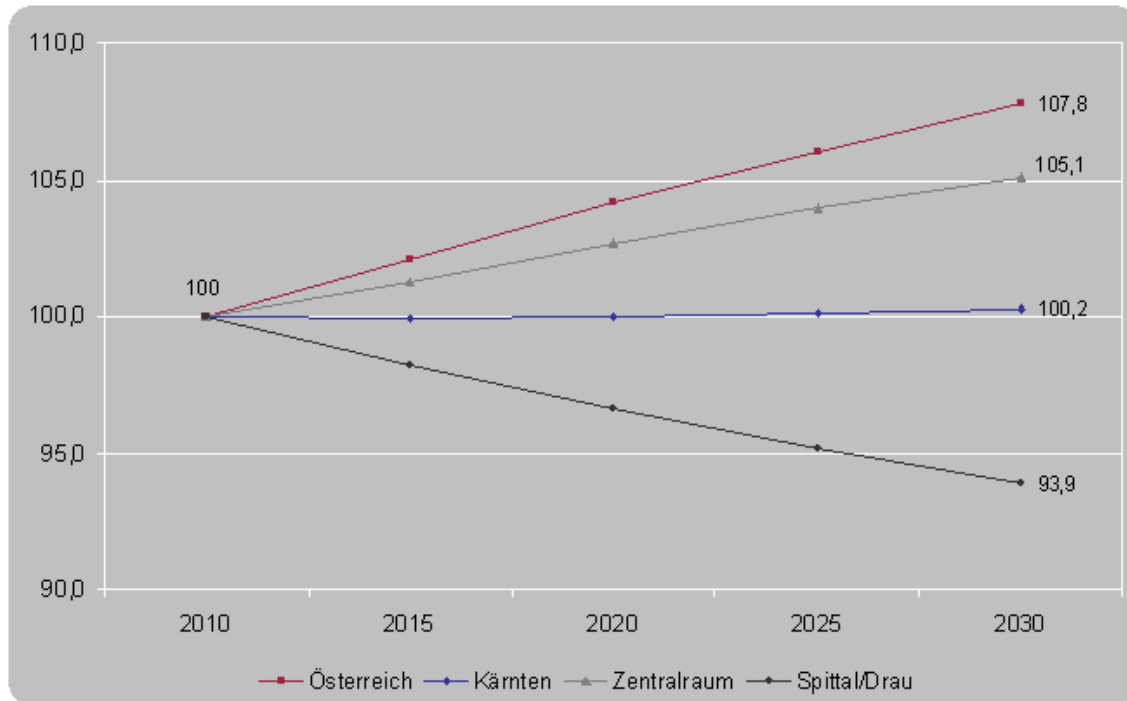
beträgt.⁷ Darüber hinaus sind geringqualifizierte Personen im Durchschnitt länger und häufiger arbeitslos als höhere Gebildete (Arbeitsmarktservice, 2010b).

So verwundert es nicht, dass der Bezirk Spittal/Drau von einer Abwanderung in Richtung Kärntner Zentralraum gekennzeichnet ist, der sich laut aktuellen Bevölkerungsprognosen weiter verstärken wird. Während zwischen der letzten Volkszählung im Jahr 2001 und dem Jahr 2010 die Bevölkerung Kärntens nahezu unverändert blieb, war diese im Bezirk Spittal/Drau bereits rückläufig (-3,0 %), im Zentralraum jedoch steigend (+2,8 %) (Amt der Kärntner Landesregierung, 2010). Laut der kleinräumigen Bevölkerungsprognose der österreichischen Raumordnungskonferenz (ÖROK) wird für Spittal/Drau ein weiterer und deutlich gravierenderer Bevölkerungsrückgang berechnet (Hanika, 2010, S. 112). Gemäß dieser Prognosen wird österreichweit die Bevölkerung bis zum Jahr 2030 um 7,8 % zunehmen, in Kärnten jedoch nahezu konstant bleiben (+0,2 %). Die damit einhergehende (Über)Alterung der Bevölkerung (Statistik Austria, 2009b) wird zu (weiteren) Problemen der sozialen Sicherungssysteme (Pensionsystem, Krankenversicherung etc.) führen. Der bevorstehende Fachkräftemangel und die Aufrechterhaltung der – speziell ländlichen – Infrastruktur wird eine große Herausforderung für die Regionalpolitik darstellen. Vor

⁷Daten der amtlichen Statistik liegen diesbezüglich auf Bundesland bzw. Bezirksebene nicht vor, es ist jedoch davon auszugehen, dass der genannte Zusammenhang zwischen Bildung und Arbeitssituation auch auf Bezirksebene Gültigkeit hat.

allem für den Bezirk Spittal/Drau sind die Bevölkerungsprognosen sehr ungünstig; es wird ein Rückgang von rund -6,1 % vorhergesagt (vgl. Abbildung 5).

Abbildung 5: Bevölkerungsprognose - 2010 bis 2030 (Index: 2010=100)



Quelle: Hanika (2010), S. 112; eigene Berechnungen und Darstellung

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass die wirtschaftliche aber vor allem die Arbeitsmarktsituation von Frauen im Bezirk Spittal/Drau besonders prekär ist. In den folgenden Abschnitten der Seminararbeit soll daher versucht werden, auf Basis des im Rahmen der IHS-Studie „Bildung, Beschäftigung, Arbeitsmarkt“ erhobenen Datensamples, mithilfe eines logistischen Regressionsmodells die Determinanten der Arbeitsplatzzufriedenheit von Frauen im Bezirk Spittal/Drau näher zu erklären.

3 Deskriptive Analyse des Datensamples

Da Daten der amtlichen Statistik vielfach nicht auf Bezirksebene sondern lediglich auf Bundesländerebene vorliegen und der Bezirk Spittal/Drau – aufgrund der in Abschnitt 2 dargestellten (wirtschaftlichen) Besonderheiten – nicht mit dem Kärnten-Durchschnitt verglichen werden kann, wurden im Jahr 2007 weitere Daten direkt bei den „betroffenen“ Frauen erhoben. Dadurch sollte zum Einen ermöglicht werden, die spezifische Situation von Frauen besser darzustellen und zum Anderen Handlungsmöglichkeiten sowie politische Empfehlungen für die Familien-, Bildungs- und Arbeitsmarktpolitik ableiten zu können.

Zu diesem Zweck wurde ein modular aufgebauter und mit 52 Fragen sehr umfangreicher Fragebogen entworfen, der an 10 % aller Frauen im erwerbsfähigen Alter (15 bis 60 Jahre) mit Hauptwohnsitz im Bezirk Spittal/Drau versendet wurde. Insgesamt waren dies 2.420 Fragebögen, von denen 733 verwertbare Fragebögen retourniert wurden; dies entspricht einer Rücklaufquote von 30,7 %. Der Fragebogen ist in drei Hauptthemenblöcke unterteilt: (i) berufsbezogene und (ii) familienbezogene Fragestellungen sowie (iii) Fragen zur beruflichen Weiterbildung, um die drei als relevant identifizierten Themenbereiche näher analysieren zu können. Abgerundet wurde der Fragebogen durch sozio-ökonomische Erhebungen. Für detaillierte Ergebnisse dieser Untersuchung und den daraus resultierenden Empfehlungen vgl. Bodenhöfer et al. (2007).

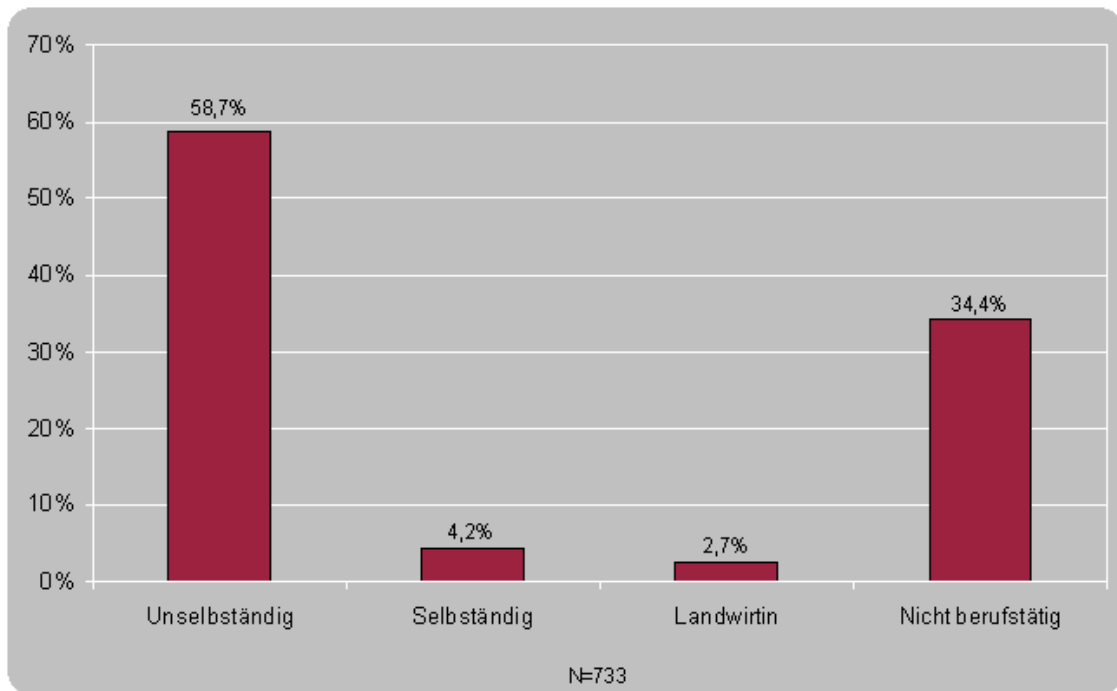
Das das primäre Ziel dieser Seminararbeit die Erklärung der Arbeitsplatzzufriedenheit von Frauen ist, mussten zahlreiche Fragen des umfassenden Fragebogens ausgeklammert werden, da von eben diesen kein Einfluss auf die Arbeitsplatzzufriedenheit zu erwarten ist. Speziell familienbezogene Umstände (wo und wie werden Kinder tagsüber betreut etc.) wie auch Fragen zur beruflichen Weiterbildung (wo und wann wurde ein Weiterbildungskurs absolviert, welchen Inhalt hatte dieser bzw. wie hoch waren die Kurskosten etc.) wurden aus diesem Grund in der Untersuchung nicht weiter berücksichtigt. Im Folgenden werden daher nur von jenen Fragestellungen deskriptive Statistiken präsentiert, die als relevant erscheinen.

Mehr als die Hälfte der befragten Frauen (58,7 %) ist zum Zeitpunkt der Befragung unselbständig beschäftigt. 4,2 % der Frauen in der Stichprobe sind selbständig beschäftigt und 2,7 % Landwirtin. Insgesamt 252 Frauen oder 34,4 % gaben an, derzeit nicht berufstätig zu sein (vgl. Abbildung 6). Für die folgenden deskriptiven Auswertungen wie auch für die Schätzung des ökonometrischen Modells zur Erklärung der Arbeitsplatzzufriedenheit werden in weiterer Folge die unselbständig beschäftigten Frauen des Datensamples herangezogen, da nur diese zur Arbeitsplatzzufriedenheit befragt wurden.⁸

Abbildung 7 zeigt weiters die berufliche Stellung der unselbständig beschäftigten Frauen: rund drei Viertel der Befragten (75,7 %) fallen in die Kategorie „Arbeiterin/Angestellte“, 12,6 % sind Facharbeiterinnen oder haben eine leitende Position inne. Die restlichen 11,7 % sind im öffentlichen Dienst tätig (Vertragsbedienstete, Beamtin).

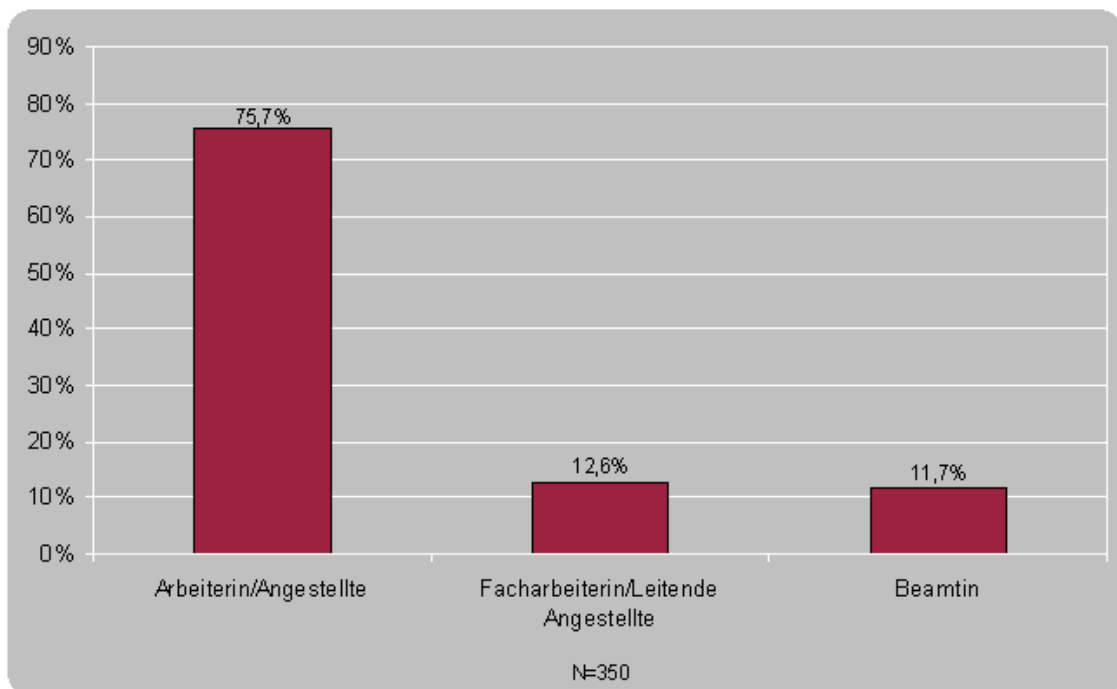
⁸Auf Grund fehlender Werte bzw. Angaben bei einigen Variablen sind von den 430 unselbständig beschäftigten Frauen, weitere 80 Beobachtungen aus dem Sample herausgefallen. Das verwendete Datensample beläuft sich daher auf insgesamt N=350 Beobachtungen.

Abbildung 6: Berufstätigkeit der befragten Frauen



Quelle: Eigene Berechnungen und Darstellung

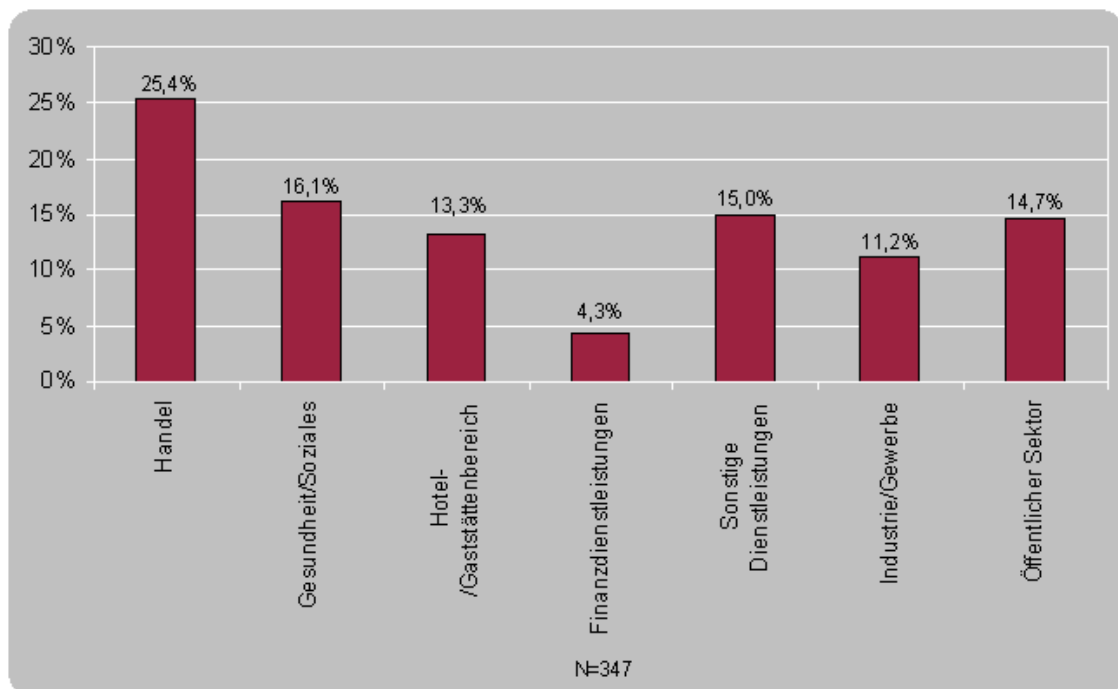
Abbildung 7: Berufliche Stellung unselbständig beschäftigter Frauen



Quelle: Eigene Berechnungen und Darstellung

Insgesamt sind 192 Frauen innerhalb der Stichprobe (54,9 %) vollzeitbeschäftigt. Die restlichen 45,1 % (158 Frauen) gehen einer Teilzeitbeschäftigung nach oder sind geringfügig beschäftigt. Nach Branchen zeigt sich folgendes Bild: die meisten Frauen (25,4 %) sind in der Handelsbranche vertreten, gefolgt vom Bereich „Gesundheit/Soziales“ (16,1 %) und dem sonstigen Dienstleistungssektor (15,0 %; z.B. Friseurinnen). Im öffentlichen Sektor sind 14,7 % der Frauen beschäftigt; das Hotel- und Gaststättengewerbe weist einen Anteil von 13,3 % auf. Dem Finanzdienstleistungssektor (z.B. Banken, Versicherungen) kommt bei der Frauenbeschäftigung im Bezirk Spittal/Drau nur marginale Bedeutung zu (vgl. Abbildung 8). Diesen Daten zufolge zeigt sich eine Segregation von Frauen am Arbeitsmarkt, die mit einer ungünstigen Arbeitsmarktsituation verbunden ist. So weisen etwa die Branchen Handel oder Hotel-/Gaststättenwesen ein geringes Lohn- und Gehaltsniveau auf und sind darüber hinaus von saisonaler Arbeitslosigkeit betroffen.⁹ Im Bereich der Finanzdienstleistungen – einem sehr dynamischen Wirtschaftssektor mit attraktiven Beschäftigungsmöglichkeiten – sind die Frauen im Bezirk Spittal/Drau hingegen unterrepräsentiert (Bodenhöfer et al., 2007).

Abbildung 8: Branchen der unselbständig beschäftigten Frauen

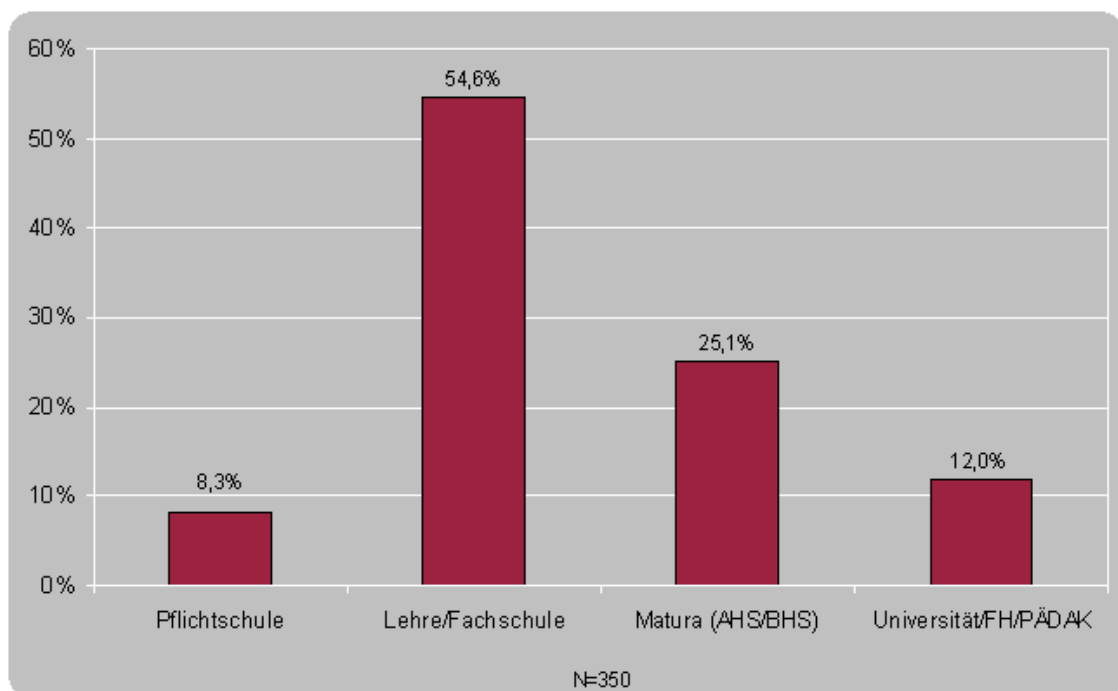


Quelle: Eigene Berechnungen und Darstellung

⁹Zum Einkommen der befragten Personen können keine Auswertungen durchgeführt werden, da in der zugrundeliegenden Erhebung das Netto-Familieneinkommen (inkl. privater und/oder öffentlicher Transfers) abgefragt wurde und daraus kein Rückschluss auf das Individualeinkommen der Befragten gezogen werden kann.

Betrachtet man die höchste abgeschlossene Schulbildung der Frauen, so zeigt sich, dass knapp mehr als die Hälfte (54,6 %) einen Lehr- oder Fachschulabschluss aufweisen. Rund ein Viertel der Befragten hat Matura einer Allgemeinbildenden oder Berufsbildenden Höheren Schule (AHS/BHS) sowie 12,0 % einen tertiären Abschluss (Universität/Fachhochschule/Pädagogische Akademie). Ein Anteil von 8,3 % hat höchstens die Pflichtschule abgeschlossen (vgl. Abbildung 9). Zusätzlich haben 183 der befragten Frauen – das entspricht einem Anteil von 52,3 % – bereits einen beruflichen Weiterbildungskurs absolviert.

Abbildung 9: Höchste abgeschlossene Schulbildung der Frauen



Quelle: Eigene Berechnungen und Darstellung

Die geografische Verteilung des Samples zeigt, dass 38,3 % der befragten Frauen im urbanen Gebiet des Bezirks ihren Wohnsitz haben. Dazu zählen die Stadt Spittal/Drau sowie die direkt angrenzenden Gemeinden Baldramsdorf, Millstatt und Seeboden. Die restlichen Gemeinden können eher als ländliches Gebiet definiert werden, dem insgesamt 61,7 % der Befragten zuzuordnen sind. Die durchschnittliche Wegzeit zum Arbeitsplatz beträgt 20,1 Minuten; diese weist jedoch eine hohe Standardabweichung auf und beträgt bis zu 150 Minuten, da vielfach von ländlichen Gebieten zum Arbeitsplatz eingependelt werden muss.

Das durchschnittliche Alter im Datensample beträgt 38,2 Jahre bei einem Minimum von 17 und einem Maximum von 59 Jahren. Der gesamte Bereich des Erwerbspotenzial wird damit abgedeckt.

Zum Abschluss zeigt Tabelle 2 wie zufrieden die befragten Frauen mit ihrem Arbeitsplatz sind und ob sie diesen subjektiv als sicher empfinden. Die Arbeitsplatzzufriedenheit stellt in dem in Abschnitt 5 folgenden ökonomischen Modell die zu erklärende Variable dar. Der überwiegende Teil (89,1 %) der unselbständig beschäftigten Frauen im Bezirk Spittal/Drau ist mit ihrem Arbeitsplatz zufrieden. Ähnliches gilt für die Arbeitsplatzsicherheit: 86,6 % der befragten Frauen sind der Meinung, dass ihr Arbeitsplatz sicher ist.

Tabelle 2: Arbeitsplatzzufriedenheit und -sicherheit der befragten Frauen

| | Ja | Nein |
|---------------------------|--------|--------|
| Arbeitsplatzzufriedenheit | 89,1 % | 10,9 % |
| Arbeitsplatzsicherheit | 86,6 % | 13,4 % |

Quelle: Eigene Berechnungen und Darstellung

4 Methodische Grundlagen

Mithilfe eines ökonomischen Modells soll in weiterer Folge die Arbeitsplatzzufriedenheit von Frauen im Bezirk Spittal/Drau erklärt werden. Bevor in Abschnitt 5 die Schätzergebnisse präsentiert werden, wird an dieser Stelle ein Überblick über die methodologischen Grundlagen gegeben. Aufgrund der Fülle kann dies allerdings nur grob erfolgen; zur Vertiefung sei auf ökonomische Fachliteratur verwiesen (Greene, 2007; Long, 1997; Tutz, 2000; Verbeek, 2008; Wooldridge, 2000).

Normalerweise werden in multiplen Regressionsmodellen abhängige Variablen mit „quantitativer“ Bedeutung verwendet. Im vorliegenden Fall weist die abhängige Variable Arbeitsplatzzufriedenheit jedoch eine binäre Ausprägung (*Dummy-Variable*: Zufrieden = 1; Nicht zufrieden = 0) auf; spezielle Schätzverfahren sind hierfür unabdingbar. Zur Bestimmung der Determinanten der Arbeitsplatzzufriedenheit von Frauen auf Basis des verwendeten Datensamples aus dem Jahr 2007 würde sich zunächst die Schätzung eines „Linear Probability Modells“ (LPM) anbieten, welches grundsätzlich die Anwendung des klassischen multiplen Regressionsmodells auf ein Modell mit binärer abhängiger Variable darstellt und folgende Form aufweist:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \epsilon \quad (4.1)$$

Da die zu erklärende Variable y jedoch nur die beiden Werte 0 oder 1 annehmen kann, können die Schätzkoeffizienten β_j nicht in der üblichen Weise (Veränderung von y in Folge einer *ceteris paribus* Veränderung von x_j um eine Einheit) interpretiert werden. Die abhängige Variable ändert sich bei einer Veränderung der x_j entweder von 0 auf 1 bzw. umgekehrt. Nichts destotrotz hat das LPM eine nützliche Interpretationsmöglichkeit: da die abhängige Variable nur die Werte 0 bzw. 1 annehmen kann, gilt stets $P(y = 1|\mathbf{x}) = E(y|\mathbf{x})$. Daraus folgt:

$$P(y = 1|\mathbf{x}) = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + \epsilon \quad (4.2)$$

Dieses Modell gibt demnach die „Erfolgs-Wahrscheinlichkeit“ als lineare Funktion der x_j an, dass y den Wert 1 annimmt oder eben nicht ($y = 0$). Dies wird auch als „response probability“ bezeichnet. Da sich die Wahrscheinlichkeiten der beiden möglichen Ausprägungen der abhängigen Variable definitionsgemäß auf 1 summieren (müssen), gilt weiters $P(y = 0|\mathbf{x}) = 1 - P(y = 1|\mathbf{x})$, ebenfalls als lineare Funktion der x_j . Der jeweilige Schätzkoeffizient β_j misst im LPM daher die Veränderung der Wahrscheinlichkeit, dass $y = 1$ eintritt, infolge einer (*ceteris paribus*) Veränderung der unabhängigen Variable x_j um eine Einheit. Formal lässt sich dies wie folgt darstellen:

$$\Delta P(y = 1|\mathbf{x}) = \beta_j \Delta x_j \quad (4.3)$$

Grundsätzlich ist das LPM einfach – mittels OLS (Ordinary Least Squares) bzw. WLS (Weighted Least Squares) – zu schätzen und auch zu interpretieren, es ist jedoch mit drei wesentlichen Einschränkungen behaftet.

Einerseits können – für unterschiedliche Ausprägungskombinationen der x_j – solche y -Werte resultieren, die außerhalb des zulässigen Wertebereichs liegen und demnach kleiner als 0 bzw. größer als 1 ausfallen. Zum Zweiten ist der marginale Effekt einer Veränderung von x_j konstant, d.h. unabhängig vom Niveau der Variable x_j .¹⁰ Darüber hinaus ergibt sich ein weiteres Problem des LPM aus der Verletzung der „Gauss-Markov-Annahme“ der *Homoskedastizität*. Die Varianz der „Schätzfehler“ (Residuen) ist aufgrund der Verletzung dieser Annahme nicht konstant, wor-

¹⁰Ein frei gewähltes Beispiel soll dieses Problem illustrieren: die ökonomische Theorie geht davon aus, dass die Erwerbsbeteiligung von Frauen – unter anderem – negativ von der Anzahl der Kinder abhängt. Allerdings ist anzunehmen, dass der Effekt des ersten Kindes am größten ist, während der negative Einfluss auf die Erwerbsbeteiligung mit jedem weiteren Kind abnehmen dürfte/wird. Genau dieser abnehmende Effekt wird in einem LPM jedoch **nicht** berücksichtigt.

aus falsche Standardfehler und verzerrte t- bzw. F-Statistiken resultieren; die Signifikanz der geschätzten Koeffizienten kann nicht verlässlich beurteilt werden. Um dieses Problem handhaben zu können, müssten Schätzungen mit korrigierten bzw. heteroskedastie-robusten Standardfehlern durchgeführt werden. Die beiden weiteren Einschränkungen (Wahrscheinlichkeiten < 0 oder > 1 möglich, konstante marginale Effekte einer Veränderung der x_j) können dadurch aber nicht gelöst werden; es benötigt erweiterte Schätzverfahren.

Diesbezüglich sind *Limited Dependent Variable*-Modelle (LDV) heranzuziehen, die jedoch schwieriger zu interpretieren sind. Bei Vorliegen einer binär codierten abhängigen Variable wie im vorliegenden Fall, wird ein sogenanntes „Binary Response Model“ (BRM)¹¹ mit einer *response probability*

$$P(y = 1|\mathbf{x}) = P(y = 1|x_1, x_2, \dots, x_k) \quad (4.4)$$

verwendet, wobei \mathbf{x} den Vektor der erklärenden Variablen darstellt. Im LPM wäre die „response probability“ linear in β_j , im BRM wird zusätzlich eine Transformation der Form

$$P(y = 1|\mathbf{x}) = G(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k) = G(\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}) \quad (4.5)$$

vorgenommen. G stellt dabei eine Transformationsfunktion dar, die garantiert, dass für alle reellen Zahlen (und Kombinationen der x_j) stets Werte zwischen 0 und 1 resultieren ($0 < G(z) < 1$). Da es sich wie bereits erwähnt bei den vom BRM generierten Werten um Wahrscheinlichkeiten handelt, liegen diese – wie erforderlich – strikt im zulässigen Wertebereich zwischen 0 und 1, auch wenn ein geschätzter y -Wert („fitted value“) des Modells größer als 1 bzw. kleiner als 0 resultieren würde. Mehrere Verteilungsfunktionen bieten sich für eine solche Transformation an, zwei davon werden aber standardmäßig in der ökonometrischen Analyse verwendet. Im sogenannten *Logit-Modell* stellt $G(\cdot)$ die logistische Verteilungsfunktion

$$G(z) = \exp(z)/[1 + \exp(z)] = \Lambda(z) \quad (4.6)$$

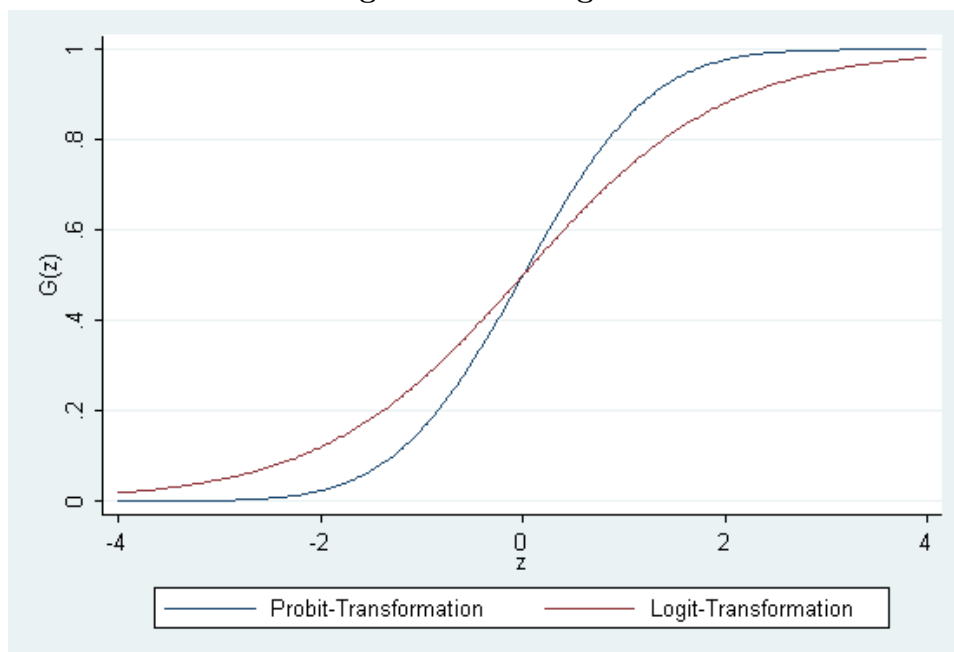
¹¹Weitere Beispiele für LDV-Modelle wären Multiresponse-Modelle, wo die abhängige Variable ebenfalls kategorial ist, jedoch mehr als zwei Ausprägungsmöglichkeiten aufweist. Darüber hinaus zählt das „Tobit-Modell“ zur Kategorie der LDV-Modelle, wobei hier die abhängige Variable beispielsweise eine Nicht-Negativitätsbedingung aufweisen kann, sprich die Daten nach unten oder auch noch oben „abgeschnitten“ sind (Wooldridge, 2000, S. 529).

dar; es handelt sich demnach um die kumulative Verteilungsfunktion für eine logistische Zufallsvariable. Im *Probit-Modell* wird hingegen die Verteilungsfunktion der Standard-Normalverteilung angenommen:

$$G(z) = \Phi(z) \equiv \int_{-\infty}^z \phi(v)dv \quad (4.7)$$

Beide Funktionen sind streng monoton steigend: $G(z) \rightarrow 0$ wenn $z \rightarrow -\infty$ und $G(z) \rightarrow 1$ wenn $z \rightarrow \infty$. Während ein LPM „fitted values“ kleiner 0 bzw. größer 1 generieren könnte, führt die Transformation der z -Werte zu einem Wertebereich strikt zwischen 0 und 1, der für Wahrscheinlichkeiten zwingend erforderlich ist (vgl. Abbildung 10). Beide Transformationen liefern im Wesentlichen ähnliche Ergebnisse, der Verlauf der Funktionen weicht jedoch – speziell an den Rändern – marginal voneinander ab.

Abbildung 10: Verteilungsfunktionen



Quelle: Eigene Darstellung

Weiters ist es möglich, aber nicht zwingend notwendig, Logit- bzw. Probit-Modelle von einem darunterliegenden *Latent Variable Model* herzuleiten. Demnach wäre y^* eine unbeobachtete oder latente Variable, wie etwa das Nutzenniveau zweier möglicher Entscheidungsalternativen. y^* kann durch

$$y^* = \beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta} + \epsilon, \quad y = 1 \text{ wenn } y^* > 0 \quad (4.8)$$

bestimmt werden (Verbeek, 2008, S. 202), wobei der jeweilige Nutzen der beiden Entscheidungsmöglichkeiten durch den Vektor der beobachteten Variablen \mathbf{x} erklärt wird. Bei Überschreiten eines bestimmten Nutzenniveaus (hier $y^* > 0$), wird Entscheidung 1 getroffen ($y = 1$; z.B. Partizipation am Arbeitsmarkt). Allgemein weist die „Indikatorfunktion“ y folglich den Wert 1 zu, wenn $y^* > 0$ bzw. 0, wenn $y^* \leq 0$. Dabei gilt die Annahme, dass die Residuen ϵ unabhängig von \mathbf{x} sind und entweder eine logistische Verteilung (Logit) aufweisen bzw. standard-normalverteilt sind (Probit). In beiden Fällen ist ϵ symmetrisch um 0 verteilt woraus folgt, dass für alle reellen Zahlen z gilt: $1 - G(-z) = G(z)$. Aus Gleichung (4.8) kann schließlich die *response probability* für y bestimmt werden:

$$\begin{aligned} P(y = 1|\mathbf{x}) &= P(y^* > 0|\mathbf{x}) = P(\epsilon > -\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}|\mathbf{x}) \\ &= 1 - G[-(\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta})] = G(\beta_0 + \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}) \end{aligned} \quad (4.9)$$

Dieser Ausdruck entspricht exakt Gleichung (4.5). Hieraus können in weiterer Folge die partiellen/marginalen Effekte einer Veränderung der x_j berechnet werden. Für eine detaillierte Beschreibung des „Latent Variable Model“ sei abermals auf die ökonomische Fachliteratur verwiesen (Wooldridge, 2000, S. 532f. aber auch Greene, 2007; Long, 1997; Tutz, 2000; Verbeek, 2008).

Während LPMS normalerweise mit OLS bzw. WLS geschätzt werden, ist zum Schätzen von LDV-Modellen – aufgrund der nicht-Linearität von $E(y|\mathbf{x})$ – die Maximum-Likelihood-Methode unverzichtbar. Der „Maximum Likelihood Estimator“ (MLE) für β_j maximiert dabei die Log-Likelihood-Funktion. „Hierfür gibt es jedoch keine mathematische Gleichung, mit der die Koeffizienten direkt berechnet werden. Stattdessen werden die Koeffizienten durch gezieltes und wiederholtes (iteratives) Ausprobieren bestimmt“ (Kohler und Kreuter, 2006, S. 285). Weiters kann angeführt werden, dass dieses Schätzverfahren konsistente, asymptotisch effiziente und normalverteilte Koeffizienten generiert. Für Details siehe Wooldridge (2000), S. 533f. bzw. Greene (2007); Long (1997); Tutz (2000) oder Verbeek (2008).

Viel Wesentlicher erscheint an dieser Stelle der Umstand, dass auch im Logit - bzw. Probit-Modell die Schätzkoeffizienten nicht unmittelbar interpretiert werden können. Vielmehr kann anhand des Regressionsergebnisses zunächst nur die Signifikanz und die Richtung des Einflusses (positiv oder negativ) bestimmt werden. Nach wie vor beschreiben die Koeffizienten einen linearen Zusammenhang zwischen x_j und der abhängigen Variable – unabhängig vom Niveau der x_j .

Durch Einsetzen in das logistische Regressionsmodell können für unterschiedliche Kombinationen der x_j weiters die *fitted values* – sogenannte „Logits“ (z) – berechnet werden:

$$\text{Logit } z = \hat{y} = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k \quad (4.10)$$

Auf Basis dieser „Logits“ wird durch Transformation mittels $G(z)$ – siehe Gleichung (4.6) bzw. (4.7) – schließlich die Erfolgs-Wahrscheinlichkeit für $y = 1$ für bestimmte Ausprägungen der x_j berechnet. Aufgrund der nicht-linearen Natur der hierzu herangezogenen Verteilungsfunktion variieren diese mit dem Niveau der x_j und liegen stets im zulässigen Wertebereich zwischen 0 und 1. Aus dem Regressionsergebnis kann auf diese Weise die Wahrscheinlichkeit für bestimmte (Personen)gruppen etc. berechnet werden. Beispielsweise die Wahrscheinlichkeit mit dem Arbeitsplatz zufrieden zu sein, wenn Arbeitsplatzsicherheit vorliegt, höchstens die Pflichtschule absolviert wurde und das Alter der Befragten 40 Jahre beträgt (vgl. Abschnitt 5).

Darüber hinaus gibt es für das Logit-Modell eine aussagekräftigere Darstellung und Interpretation der Ergebnisse mittels des sogenannten *Odds-Ratios* (Exponentialkoeffizient). Zunächst werden die *Logit's* für einen bestimmten Wert von x_j berechnet, anschließend für den Wert $x_j + 1$.¹² Durch Exponieren werden die wenig informativen Logits in *Odds* umgerechnet:

$$\text{Odds} = \frac{P(y = 1|\mathbf{x})}{1 - P(y = 1|\mathbf{x})} = \frac{\exp(z)/[1 + \exp(z)]}{1 - \{\exp(z)/[1 + \exp(z)]\}} = e^{\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k}$$

bzw.

$$e^{\beta_0 + \beta_1 (x_1 + 1) + \dots + \beta_k x_k} \quad (4.11)$$

Dividiert man die beiden Odds, resultiert das „Odds-Ratio“, also die Chance bzw. das Risiko, wie sich die Wahrscheinlichkeit verändert, wenn x_j um eine Einheit steigt:

$$\text{Odds - Ratio} = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 (x_1 + 1)}}{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1}} = \frac{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1} + e^{\beta_1}}{e^{\beta_0 + \beta_1 x_1}} \quad (4.12)$$

¹²Beispielsweise wird das Logit für eine Person mit Arbeitsplatzsicherheit und einmal für eine Person ohne berechnet. Eine ausführliche Erklärung der Interpretation von Logit-Modellen findet sich im Rahmen der eigenen empirischen Analyse in Abschnitt 5.

Alternativ kann das Odds-Ratio auch direkt durch Exponieren des jeweiligen Koeffizienten generiert werden

$$\text{Odds - Ratio} = e^{\beta_j} \quad (4.13)$$

welches stets im Wertebereich zwischen 0 und $+\infty$ liegt. Das Odds-Ratio gibt demnach an, welchen Einfluss die einzelne erklärende Variable auf die abhängige Variable hat.¹³ Ein Odds-Ratio größer als 1 weist auf eine höhere Chance bzw. ein höheres Risiko hin, Werte kleiner als 1 dementsprechend auf eine geringere (diese entsprechen einem negativen Schätzkoeffizienten). Bei kategorialen Variablen gibt der Exponentalkoeffizient jenen Faktor wieder, um den sich die Chance – d.h. das Wahrscheinlichkeitsverhältnis von $P(y = 1)$ und $P(y = 0)$ – im Vergleich zur Referenzgruppe verändert. Bei metrisch skalierten Variablen drückt dieses aus, wie sich die Chancen erhöhen, wenn die erklärende Variable um eine Einheit steigt. Weitere Details zur Interpretation von Logit-Modellen folgen im Rahmen der eigenen empirischen Analyse anhand der Schätzergebnisse für Arbeitsplatzzufriedenheit von Frauen im Bezirk Spittal/Drau im nun folgenden Abschnitt. Auch werden dort Maßzahlen und Tests zur Bestimmung der Regressionsgüte präsentiert.

5 Empirische Analyse

Aufbauend auf den in Abschnitt 3 ausführlich beschriebenen Datensatz soll zur Erklärung der Determinanten der Arbeitsplatzzufriedenheit von Frauen im Bezirk Spittal/Drau ein binäres ökonometrisches Modell geschätzt werden, dem eine umfangreiche Aufbereitung und Umcodierung des Datensamples vorausging. Die Binärvariable *Arbeitsplatzzufriedenheit* fungiert dabei als zu erklärende Größe, zahlreiche unabhängige Variablen wurden in das Modell integriert. So wurden in einem Ausgangsmodell insgesamt zwölf Variablen eingebunden, von denen ein Einfluss auf die Arbeitsplatzzufriedenheit von Frauen erwartet werden kann. Diese sind im Detail:

- Stellung im Beruf (Arbeiterin/Angestellte (Referenz), Facharbeiterin/Leitende Angestellte, Öffentlicher Dienst; Dummy-Codierung)
- Beschäftigungsumfang (Teilzeit (Referenz), Vollzeit; Dummy-Variable)
- Branche (Handel (Referenz), Gesundheit, Tourismus, Finanz-Dienstleistungen, Dienstleistungen, Industrie, Gewerbe; Dummy-Codierung)

¹³Bei Probit-Modellen erfolgt die Interpretation einer Regression mittels der „marginalen Effekte“. Diesbezüglich sei auf ökonometrische Literatur wie etwa Long (1997) verwiesen.

- Betriebsgröße (Kleinbetrieb (Referenz), Mittelbetrieb, Großbetrieb; Dummy-Codierung)
- Betriebsratstätigkeit im Unternehmen (Ja, Nein (Referenz); Dummy-Variable)
- subjektive Arbeitsplatzsicherheit (Ja, Nein (Referenz); Dummy-Variable)
- Wegzeit zum Arbeitsplatz (in Minuten; metrisch skaliert)
- Alter (in Jahren; metrisch skaliert)
- Bildungsniveau (höchstens Pflichtschule (Referenz), höher als Pflichtschule; Dummy-Variable)
- beruflicher Weiterbildungskurs absolviert (Ja, Nein (Referenz); Dummy-Variable)
- Regionalität (Land (Referenz), Stadt; Dummy-Variable)
- Mobilität (steht ein KFZ zur Verfügung: Ja, Nein (Referenz); Dummy-Variable)

Der Großteil dieser Variablen war in der Ausgangsschätzung jedoch insignifikant; auf eine Darstellung des Regressionsergebnisses wird aus diesem Grund verzichtet. Schritt für Schritt wurden – unter Verwendung der Rückwärts-Elimination – insignifikante Variablen aus der Schätzgleichung eliminiert. Mittels eines „Likelihood-Ratio-Tests“ (ähnlich einem F-Test) wurde überprüft, ob die verwendeten Variablen in der Grundgesamtheit signifikant von Null verschieden sind oder ob die Güte der Regression zunimmt, wenn man eine bestimmte zusätzliche Variable in das Modell integriert. Die Null-Hypothese ($H_0: \beta_j = 0$) konnte durchwegs – für alle neun Variablen sowohl einzeln als auch gesamt – nicht verworfen werden; der Likelihood-Ratio-Test für das Gesamtmodell (zwölf Variablen) verglichen mit dem reduzierten Modell (drei Variablen) weist einen p-Wert von 0,9615 aus. Es ist folglich davon auszugehen, dass die insignifikanten Variablen keinen Einfluss auf die Arbeitsplatzzufriedenheit haben. Zusätzlich wurden Korrelationen zwischen der abhängigen und den erklärenden Variablen berechnet wie auch Kontingenztafel-Analysen durchgeführt. Diese zeigten bereits im Vorfeld, dass vielfach kein Zusammenhang zwischen Arbeitsplatzzufriedenheit und den unabhängigen Variablen bestehen dürfte.

Eine Berechnung der *Informationskriterien*¹⁴ nach Akaike (AIC) und Schwarz (BIC) bestätigt darüber hinaus die vergleichsweise geringere Erklärungskraft des umfangreicheren Modells. Beim Gesamtmodell mit insgesamt zwölf erklärenden Variablen beträgt das AIC 248,4; das BIC 337,2. Im Vergleich dazu betragen im (reduzierten) Endmodell mit lediglich drei verbliebenen Variablen das AIC 222,5 und das BIC

¹⁴Für einen Überblick der Berechnung und Interpretation der Informationskriterien nach Akaike bzw. Schwarz vgl. Long (1997), S. 109ff.

237,9. Gemäß beider Informationskriterien ist das reduzierte Modell vorzuziehen.¹⁵ Insgesamt resultierte folgendes Endmodell:

$$\text{Zufriedenheit} = \beta_0 + \beta_1 \text{Sicherheit} + \beta_2 \text{Alter} + \beta_3 \text{Bildung} + \epsilon \quad (5.1)$$

Demnach ist die Arbeitsplatzzufriedenheit von drei Variablen abhängig: (subjektive) Arbeitsplatzsicherheit, Alter und dem Bildungsniveau der Befragten. In Tabelle 3 wird ein Überblick über die in der Schätzung verwendeten Variablen, deren Codierung sowie deren absoluten Häufigkeiten bzw. dem Mittelwert bei metrisch skalierten Variablen (Alter) gegeben, bevor anschließend die Regressionsergebnisse näher erläutert werden:

Tabelle 3: Deskriptive Statistik verwendeter Variablen

| <i>Variable</i> | Codierung | N (Mean) | in % |
|---|---|-----------|--------------|
| Arbeitsplatzzufriedenheit (Abhängige Variable) | 1=Zufrieden 0=Unzufrieden (Referenz) | 312 38 | 89,1 10,9 |
| Arbeitsplatzssicherheit | 1=Sicher 0=Unsicher (Referenz) | 303 47 | 86,6 10,4 |
| Alter | metrisch skaliert | (38,2) | - |
| Schulbildung | 1=Höher als Pflichtschule 0=höchstens Pflichtschule (Referenz) | 321 29 | 91,7 8,3 |

Quelle: Eigene Darstellung

Wie in Abschnitt 4 bereits angedeutet, ist ein LPM mit mehreren Einschränkungen behaftet, die durch Verwendung eines *Binary Response Model* umgangen werden können. Dementsprechend wurde dieses Schätzverfahren herangezogen; Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse der Logit- und Probit-Schätzungen¹⁶ in Bezug auf Arbeitsplatzzufriedenheit gemäß Gleichung (5.1).

Eine direkte Interpretation der Schätzkoeffizienten ist an dieser Stelle nicht möglich. Dennoch können zunächst die Signifikanz sowie die Richtung des Einflusses beurteilt werden. In beiden Modellen sind alle drei unabhängigen Variablen zumindest auf dem 10%-Niveau signifikant und haben jeweils einen positiven Einfluss auf die Arbeitsplatzzufriedenheit von Frauen im Bezirk Spittal/Drau; dieser Einfluss er-

¹⁵Die Informationskriterien wurden dabei nicht nur für die beiden Modelle mit zwölf bzw. drei Variablen berechnet, sondern jeweils einzeln für jede eliminierte Variable. Die Informationskriterien waren in den reduzierten Modellen stets geringer und somit dem Gesamtmodell vorzuziehen.

¹⁶Es wurden heteroskedastie-robuste Standardfehler geschätzt, da im Datensample Homoskedastizität der Residuen nicht festgestellt werden konnte.

Tabelle 4: Schätzmodelle Arbeitsplatzzufriedenheit

| | (1) | (2) |
|--------------------------------------|---------------------|---------------------|
| <i>Unabhängige Variablen</i> | LOGIT | PROBIT |
| Arbeitsplatzsicherheit | 1,566*** (0,000) | 0,851*** (0,000) |
| Alter | 0,049*** (0,003) | 0,026*** (0,002) |
| Schulbildung | 0,992* (0,067) | 0,586** (0,050) |
| Konstante | -1,763** (0,025) | -0,904** (0,042) |
| <i>N</i> | 350 | 350 |
| <i>McFadden Pseudo-R²</i> | 0,1082 | 0,1091 |

Robuste p-Werte in Klammern
Signifikanz: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10

Quelle: Eigene Berechnungen; eigene Darstellung

scheint – insbesondere in Zusammenhang mit der wirtschaftlich prekären Situation des Bezirks – plausibel.

Bei (subjektiver) Arbeitsplatzsicherheit, ist die Wahrscheinlichkeit mit dem Arbeitsplatz zufrieden zu sein, signifikant höher als ohne Vorliegen von Arbeitsplatzsicherheit. Gleiches gilt in Bezug auf das Alter: je älter die Befragte, desto wahrscheinlicher ist es, dass die Person mit ihrem Arbeitsplatz zufrieden ist. Ein abnehmender Effekt mit steigendem Alter (Einbindung von quadriertem Alter in das Regressionsmodell) konnte nicht festgestellt werden. Darüber hinaus sind höher gebildete Frauen – verglichen mit Befragten mit höchstens Pflichtschulabschluss – eher mit ihrem Arbeitsplatz zufrieden. Dieser Einfluss rührt vermutlich daher, dass Frauen mit höherem Bildungsniveau Arbeitsplätze mit attraktiveren Rahmenbedingungen inne haben dürften.

Diese Ergebnisse stehen in Einklang mit den Ergebnissen einer umfangreichen Erhebung über Arbeitsbedingungen in der Europäischen Union, in denen die Arbeitsplatzzufriedenheit einen Themenschwerpunkt darstellt.¹⁷ Parent-Thirion et al. (2007) zeigen, dass im Jahr 2005 in Österreich rund 9 von 10 Personen mit ihrem Ar-

¹⁷Diese Erhebung wird im Auftrag der Europäischen Kommission in 5-Jahres-Abständen durchgeführt, Ergebnisse für das Jahr 2010 liegen diesbezüglich noch nicht vor.

beitsplatz zufrieden sind; ein ähnlich hoher Wert wie im verwendeten Datensample (89,1 %; vgl. Tabelle 3). Die Ergebnisse zeigen, dass die Arbeitsplatzzufriedenheit positiv vom Alter (je älter der/die Befragte, desto weniger unzufrieden mit dem Arbeitsplatz) und vom Bildungsniveau (je höher gebildet der/die Befragte, desto weniger unzufrieden mit dem Arbeitsplatz) abhängt. Den größten (positiven) Effekt auf die Arbeitsplatzzufriedenheit hat laut Parent-Thirion et al. (2007) ebenfalls eine gegebene Arbeitsplatzsicherheit. Andere Einflussfaktoren wie sie in ebenda erhoben wurden (z.B. Betriebsklima, Weiterentwicklungsmöglichkeiten und/oder Aufstiegschancen, angemessene Entlohnung) können in der vorliegenden Seminararbeit nicht als Determinanten identifiziert werden, da solche Faktoren im Datensample nicht erhoben wurden; die IHS-Studie „Bildung, Beschäftigung, Arbeitsmarkt“ verfolgte ein ganz anderes Ziel.

Weitere in der Literatur zitierte Einflussfaktoren auf die Zufriedenheit mit dem Arbeitsplatz (etwa „Motivationsfaktoren“ nach Herzberg; vgl. Herzberg et al., 1959; Herzberg, 1968) können ebenfalls – aufgrund mangelnder Daten – nicht nachgewiesen werden. Andere mögliche Einflussfaktoren für die Daten vorliegen würden – sind wie bereits erwähnt – nicht signifikant und werden demnach nicht berücksichtigt. Nichts desto trotz erscheinen die Schätzergebnisse von der Richtung her plausibel, eine Interpretation des Ausmaßes des Einflusses folgt etwas weiter unten.

Wie üblich, liefern sowohl das Logit- wie auch das Probit-Modell sehr ähnliche Schätzergebnisse. Neben der Richtung des Einflusses, ist die Signifikanz sowie die Größenordnung der Koeffizienten ähnlich.¹⁸ Auch die Erklärungsgüte des Schätzmodells ist mit einem Pseudo- R^2 (nach Mc-Fadden) von rund 0,11 de facto ident, wengleich dieses für Querschnittsdaten als vergleichsweise gering zu bezeichnen ist. Angesichts der geringen Anzahl an erklärenden Variablen jedoch durchaus akzeptabel.¹⁹ Für weitere Auswertungen wurde stets das Logit-Modell herangezogen.

Aus dem Regressionsoutput können nun für verschiedene Personen(gruppen) die Wahrscheinlichkeiten für das Auftreten von Arbeitsplatzzufriedenheit berechnet werden, in dem die wenig aussagekräftigen Logits für bestimmte Kombinationen der x_j berechnet und gemäß Gleichung (4.6) zu Wahrscheinlichkeiten transformiert werden. So beträgt beispielsweise die Wahrscheinlichkeit, dass eine Frau im mittleren Alter

¹⁸Um Logit- und Probit-Koeffizienten miteinander vergleichbar zu machen, müssen die Probit-Ergebnisse mit rund 1,8 multipliziert werden. Dies liefert gemäß Tabelle 4 eine sehr ähnliche Größenordnung.

¹⁹Der Wert der (maximierten) Log-Likelihood-Funktion (nach *Iteration 5*) ist in beiden Fällen mit -107,2 (Logit) bzw. -107,1 (Probit) de facto ident.

(38,2 Jahre) mit subjektiver Arbeitsplatzsicherheit und einem Bildungsniveau höher als Pflichtschule mit ihrem Arbeitsplatz zufrieden ist, 0,93. Im Gegenzug fällt die Zufriedenheitswahrscheinlichkeit bei einer Frau im gleichen Alter mit Arbeitsplatzunsicherheit bzw. höchstens Pflichtschulabschluss mit 0,52 deutlich geringer aus.

Auch kann die Wahrscheinlichkeit für Zufriedenheit mit dem Arbeitsplatz in Abhängigkeit vom Alter berechnet werden. Dabei zeigt sich, dass der Zusammenhang zwischen Alter und Arbeitsplatzzufriedenheit nicht konstant ist und die Zunahme der Zufriedenheitswahrscheinlichkeit pro 10 Jahre Altersunterschied ansteigt, auch wenn diese Unterschiede im vorliegenden Fall nur marginal ausfallen. Diese Wahrscheinlichkeiten könnten für weitere Kombinationsmöglichkeiten der x_j berechnet werden, viel aussagekräftiger als die Wahrscheinlichkeiten, sind jedoch die *Odds-Ratios*, die in Abschnitt 4 bereits kurz vorgestellt wurden. Das Regressionsergebnis mit Odds-Ratios (Exponentialkoeffizienten) anstatt der üblichen Schätzkoeffizienten findet sich in Tabelle 5.

Tabelle 5: Logit-Modell Arbeitsplatzzufriedenheit (Odds-Ratio)

| <i>Unabhängige Variablen</i> | ODDS-RATIO |
|--|---------------------|
| Arbeitsplatzsicherheit | 4,788*** (0,000) |
| Alter | 1,050*** (0,003) |
| Schulbildung | 2,695* (0,067) |
| <i>N</i> | 350 |
| <i>McFadden Pseudo-R²</i> | 0,1082 |
| Robuste p-Werte in Klammern | |
| Signifikanz: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,10$ | |

Quelle: Eigene Berechnungen; eigene Darstellung

Die Richtung des Effektes ist annahmegemäß für jede Variable ident: alle Odds-Ratio weisen einen Wert über 1 auf, der Einfluss ist daher positiv. Die Standardfehler, Regressionsgüte etc. sind gleich wie im Falle einer „normalen“ Logit-Regression.

Je höher das Odds-Ratio, desto höher auch die Chance mit dem Arbeitsplatz zufrieden zu sein. So impliziert ein Odds-Ratio von 4,8 für Arbeitsplatzsicherheit, dass bei Vorliegen von Arbeitsplatzsicherheit die Chance mit dem Arbeitsplatz zufrieden zu sein um rund 4,8 Mal höher ist als bei Frauen mit unsicheren Arbeitsverhältnissen.

Ein Odds-Ratio von 1,05 in Bezug auf das Alter der Befragten bedeutet, dass mit zunehmendem Alter (um ein Jahr) die Chance, mit dem Arbeitsplatz zufrieden zu sein steigt, wenngleich dieser Effekt nur marginal ist. Bei einem über die Pflichtschule hinausgehenden Bildungsniveau ist die Chance auf Arbeitsplatzzufriedenheit 2,7 Mal höher als bei jenen Frauen, die lediglich die Pflichtschule abgeschlossen haben. Speziell am hohen Einfluss von Arbeitsplatzsicherheit auf die -zufriedenheit dürfte sich die prekäre wirtschaftliche Situation des Bezirks widerspiegeln. Frauen sind im Bezirk Spittal/Drau von dieser negativen Situation besonders betroffen; aufgrund geringer Erwerbsbeteiligung, hoher Arbeitslosigkeit sowie einem geringen Lohnniveau stellen sich die Arbeitsmarktaussichten für Frauen besonders schwierig dar. Demnach dürfte bereits der Umstand, in einem sicheren Beschäftigungsverhältnis zu stehen, zu höherer Arbeitsplatzzufriedenheit führen. Andere Einflussfaktoren wie etwa die Wegzeit zum Arbeitsplatz, ob es einen Betriebsrat im Unternehmen gibt, die Branche oder auch die Betriebsgröße scheinen hier nebensächlich zu sein und weisen daher keinen signifikanten Einfluss auf die Arbeitsplatzzufriedenheit auf.

Auf der anderen Seite bringt eine höhere Ausbildung bessere Jobmöglichkeiten mit sich, die wiederum zu höherer Zufriedenheit führen. In Bezug auf das Alter erscheint der (minimale) positive Effekt ebenfalls plausibel und steht in Einklang mit den Ergebnissen anderer Untersuchungen (z.B. Parent-Thirion et al., 2007). Andere Einflussfaktoren wie etwa Aufstiegsmöglichkeiten oder Betriebsklima konnten auf Grund mangelnden Datenmaterials nicht überprüft werden.

Abschließend soll die Güte des Regressionsmodells beurteilt werden. Das R^2 beträgt lediglich 0,101; angesichts der geringen Anzahl an erklärenden Variablen erscheint dies jedoch durchaus akzeptabel. Weiters ist gemäß LR-Test das reduzierte Modell dem umfangreicheren Modell vorzuziehen. Bei der Klassifikation der *fitted values* (Zuweisung der beiden möglichen Ausprägungen 0 und 1 auf Basis der vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten) wird üblicherweise der Wert 1 zugewiesen, wenn das Modell eine Wahrscheinlichkeit von über 0,5 vorhersagt; unterhalb von 0,5 wird der Wert 0 zugewiesen. Insgesamt weist das Modell hohe 89,7 % richtig zu, wenn man einen „Probability-Cut-Off“ von 0,6 heranzieht. Darüber hinaus kann die „Pearson-Chi-Quadrat-Statistik“ zur Beurteilung der Regressionsgüte herangezogen werden. Die Null-Hypothese besagt, dass das verwendete Modell die Daten adäquat abbildet und diese nicht durch Zufallsprozesse erklärt werden. Im Modell beträgt der χ^2 -Wert 101,9 bzw. der p-Wert 0,165; die Null-Hypothese kann demnach nicht verworfen werden und das präsentierte Endmodell kann die Arbeitsplatzzufriedenheit von Frauen im Bezirk Spittal/Drau gut erklären.

6 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Der Bezirk Spittal/Drau ist – besonders für Frauen – durch eine wirtschaftlich prekäre Situation und ungünstige Arbeitsmarktbedingungen gekennzeichnet. Die Arbeitslosenquote von Frauen liegt deutlich über dem Kärnten-Durchschnitt, die Erwerbsquote stellt eine der geringsten österreichweit dar. Frauen fokussieren auf Branchen mit schlechten Arbeitsmarktaussichten und auch allgemein zählt der Bezirk – gemessen am BRP – zu den wirtschaftsschwächsten Regionen Österreichs. Aufbauend auf die Analyse der Wirtschafts- und Arbeitsmarktsituation im Bezirk Spittal/Drau wurde anhand eines Datensamples aus dem Jahr 2007 versucht, mehrere Einflussfaktoren auf die Arbeitsplatzzufriedenheit von Frauen zu bestimmen. Nach einer umfangreichen Darstellung der Datengrundlage und der verwendeten Methodik wurde ein Logit-Modell geschätzt, das insgesamt drei statistisch signifikante Determinanten der Arbeitsplatzzufriedenheit herausfiltern konnte: Arbeitsplatzsicherheit, Bildungsniveau und Alter.

Den größten Effekt hat dabei die subjektive Arbeitsplatzsicherheit: bei gegebener Arbeitsplatzsicherheit ist die Chance mit dem Arbeitsplatz zufrieden zu sein knapp 5 mal so hoch als bei Frauen ohne Arbeitsplatzsicherheit. Insgesamt dürfte es für Frauen in Spittal/Drau schwierig sein, einen Arbeitsplatz zu finden. Wird dieser als sicher empfunden, steigt die Wahrscheinlichkeit mit dem Arbeitsplatz zufrieden zu sein deutlich an. Gleiches gilt in Bezug auf die Ausbildung: je höher das Bildungsniveau, desto eher stellt sich Arbeitsplatzzufriedenheit ein. Dieser Zusammenhang dürfte ebenfalls die ungünstige Arbeitsmarktsituation des Bezirks widerspiegeln, da es allgemein für höherqualifizierte Personen leichter ist, einen Arbeitsplatz zu finden bzw. diesen zu behalten (Statistik Austria, 2010c, S. 90). Darüber hinaus verbessern sich die Arbeitsbedingungen und/oder Aufstiegschancen wie auch das Einkommen mit steigendem Bildungsniveau. Gemäß diverser Studien haben diese Faktoren auch isoliert betrachtet einen positiven Einfluss auf die Arbeitsplatzzufriedenheit (z.B. Parent-Thirion et al., 2007); aufgrund mangelnder Daten konnten diese Faktoren jedoch nicht im Modell berücksichtigt werden. Das Alter hat ebenfalls einen positiven Einfluss auf die Arbeitsplatzzufriedenheit, wenn auch nur marginal. Zusammenfassend stellt diese Untersuchung ein wichtiges Ergebnis für den Bezirk Spittal/Drau dar, welches im Rahmen einer kärntenweiten Studie (mit mehr Beobachtungen) interessant zu überprüfen und bestätigen wäre. Aus Sicht der Wirtschafts- und Arbeitsmarktpolitik gilt es die Anstrengungen voranzutreiben, um die wirtschaftliche Situation zu verbessern und den Konvergenzprozess fortzusetzen.

7 Literaturquellen

Amt der Kärntner Landesregierung (2010). *Statistisches Handbuch des Landes Kärnten - Daten 2009*. Landesstelle für Statistik: Klagenfurt.

Arbeitsmarktservice (2010a). *Arbeitsmarkt & Bildung - Jahr 2009*. AMS-Abteilung ABI: Wien.

Arbeitsmarktservice (2010b). *Personenbezogene Auswertung zur Struktur der Arbeitslosigkeit in Österreich 2009*. AMS-Abteilung ABI: Wien.

Arbeitsmarktservice (2010c). *Arbeitsmarktprofile 2009 - Bundeslandprofile / Bezirksprofile*. Online unter http://ams.at/_docs/001_am-profile09_index.pdf. Download am 16. November 2010.

AMS-Arbeitsmarktdatenbank. Online unter <http://iambweb.ams.or.at/>. Download am 16. November 2010.

Barro, R.J. und Sala-i-Martin, X. (1990). *Economic Growth and Convergence Across the United States*. NBER Working Paper No. 3419.

Barro, R.J. und Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy* 100(2), 223-252.

Barro, R.J. und Sala-i-Martin, X. (2003). *Economic Growth*. 2nd Edition. MIT-Press: Cambridge.

Bodenhöfer, H.J., Bliem, M., Kamleitner, D., Koboltschnig, R.G. Rodiga-Laßnig, P. und Schwarz, M. (2006). *Bildung, Beruf, Arbeitsmarkt: Zukunftsperspektiven für das Bundesland Kärnten*. IHS Kärnten: Klagenfurt.

Bodenhöfer, H.J., Klinglmair, R., Koboltschnig, R.G. und Michael, A. (2007). *Bildung, Beruf, Arbeitsmarkt - Die Situation der Frauen in Kärnten*. IHS Kärnten: Kärnten.

Bodenhöfer, H.J. und Rodiga-Laßnig, P. (2007). Paradigmenwechsel der Regionalpolitik - Das Beispiel Kärntens. In Anderwald, K., Filzmaier, P. und Hren, K. (Hrsg): *Kärntner Jahrbuch für Politik 2007*, S. 76-95. Kärntner Druck- und Verlagsgesellschaft: Klagenfurt.

Bodenhöfer, H.J., Bliem, M., Klinglmair, A., Klinglmair, R., Rodiga-Laßnig, P., Schwarz, M. und Weyerstraß, K. (2010). *Wirtschaftsbericht des Landes Kärnten 2009*. IHS Kärnten: Klagenfurt.

Eurostat-Datenbank. Online unter <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/eurostat/home>. Download am 17. November 2010.

Fischer, B. und Straubhaar, T. (Hrsg.) (1998). *Ökonomische Konvergenz in Theorie und Praxis*. HWWA Studien 41. 1. Auflage. Nomos: Baden-Baden.

de la Fuente, A. (1995). *Catch-up, Growth and Convergence in the OECD*. CEPR Discussion Paper No. 1274.

de la Fuente, A. (1997). The Empirics of Growth and Convergence: a Selective Review. *Journal of Economic Dynamics and Control* 21(1), 23-73.

Greene, W.H. (2007). *Econometric Analysis*. 6th Edition. Prentice Hall International: London.

Hanika, A. (2010). *Kleinräumige Bevölkerungsprognose für Österreich 2010-2030 mit Ausblick bis 2050*. Österreichische Raumordnungskonferenz (ÖROK): Wien.

Herzberg, F., Mausner, B., Snyderman-Bloch, B. (1959). *The Motivation to Work*. 2. Auflage. Wiley: New York.

Herzberg, F. (1968). One more time: how do you motivate employees? *Harvard Business Review* 46(1), S. 53-62.

Kohler, U. und Kreuter, F. (2006). *Datenanalyse mit Stata*. 2. überarbeitete Auflage. Oldenbourg: München/Wien.

Long, S.J. (1997). *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. 1st Edition. Sage Publications: London.

Nöstlinger, F. (2003). *Zur Lebenslage der Frau und der Familie in Kärnten 1960 - 2000*. Amt der Kärntner Landesregierung, Landesstelle für Statistik: Klagenfurt.

Parent-Thirion, A., Macias, E.F., Hurley, J. und Vermeulen, G. (2007). *Fourth European Working Conditions Survey 2005*. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions (Eurofound) im Auftrag der Europäischen Kommission: Luxemburg.

Referat für Frauen und Gleichbehandlung (2004). *Genderstudie - Geschlechterverhältnisse und geschlechtstypische Disparitäten*. Amt der Kärntner Landesregierung: Klagenfurt.

Statistik Austria (2004a). *Volkszählung 2001 - Hauptergebnisse Österreich II*. Statistik Austria: Wien.

Statistik Austria (2004b). *Volkszählung 2001 - Hauptergebnisse Kärnten II*. Statistik Austria: Wien.

Statistik Austria (2009a). *Statistik der Lohnsteuer - Jahr 2008*. Statistik Austria: Wien.

Statistik Austria (2009b). *Demographisches Jahrbuch 2008*. Statistik Austria: Wien.

Statistik Austria (2010a). *Gliederung Österreich in NUTS-Einheiten*. Online unter http://www.statistik.at/web_de/static/gliederung_in_nuts-einheiten_023722.pdf. Download am am 17. November 2010.

Statistik Austria (2010b). *Statistisches Jahrbuch Österreich 2010*. Statistik Austria: Wien.

Statistik Austria (2010c). *Bildung in Zahlen 2008/09 – Schlüsselindikatoren und Analysen*. Wien.

Tutz, G. (2000). *Die Analyse kategorialer Daten: anwendungsorientierte Einführung in Logit-Modellierung und kategoriale Regressionen*. Oldenbourg: München.

Verbeek, M. (2008). *A Guide to Modern Econometrics*. 3rd Edition. Jon Wiley & Sons: Chichester/England.

Wooldridge, J.M. (2000). *Introductory Econometrics: a modern approach*. 1st Edition. South Western College Publishing.