ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Steiner, Markus

Article

Das Arbeitsangebotsverhalten von Frauen in Österreich

Wirtschaft und Gesellschaft (WuG)

Provided in Cooperation with:
Kammer für Arbeiter und Angestellte für Wien

Suggested Citation: Steiner, Markus (1999) : Das Arbeitsangebotsverhalten von Frauen in Österreich, Wirtschaft und Gesellschaft (WuG), ISSN 0378-5130, Kammer für Arbeiter und Angestellte für Wien, Wien, Vol. 25, Iss. 4, pp. 449-469

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/332558

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

Das Arbeitsangebotsverhalten von Frauen in Österreich

Markus Steiner

1. Einleitung

Die vorliegende Arbeit soll dem Umstand Rechnung tragen, daß die empirische Untersuchung des Frauenerwerbsverhaltens und dessen Veränderung in Österreich in den neunziger Jahren nur wenig betrieben worden ist. Dies muß aber unter folgenden Aspekten als Vernachlässigung gewertet werden.

Zum einen geben die augenscheinlichen Verschiebungen in der Erwerbsbeteiligung von Frauen Anlaß, auch die Verschiebungen in den Determinanten, die dafür verantwortlich sind, neu zu spezifizieren. Zum anderen ist das Thema der Frauenbeschäftigung – wenn auch nicht explizit – in den Nationalen Plan für Beschäftigung Österreichs eingegangen. Die Erkenntnis, der Diskriminierung auf den Arbeitsmärkten entgegenwirken zu müssen, greift also zunehmend Platz.

Ein weiterer Grund für die Analyse ist der Umstand, daß die Veränderung sozialer Rahmenbedingungen sich auch auf partnerschaftliche und familiäre Bindungen auswirkt, was wiederum Frauen in prekäre Lebensumstände bringen kann. Das betrifft sowohl Mehrfachbelastungen durch Arbeit und Kindererziehung von Alleinstehenden als auch die mangelnde rechtliche und materielle Absicherung im Alter für Frauen mit keinen oder zu wenigen Versicherungsjahren. Hier gilt es, mögliche Steuerungsmaßnahmen aufzudecken.

Die folgenden Abschnitte beinhalten zunächst einen internationalen Vergleich der Eckdaten von Frauenbeschäftigung vor allem mit Ländern aus der EU. Es wird eine Diskussion der theoretischen Erklärungsansätze angeschlossen, die mit den österreichischen Arbeitsmarktdaten auf deren Erklärungspotential geprüft werden. Im Anschluß wird das empirische Modell vorgestellt, mit dem aus dem Mikrozensus der „Europäischen Arbeitskräfteerhebung" Österreichs die Parameter für Frauenerwerbsbeteiligung geschätzt und interpretiert werden.

2. Status und internationaler Vergleich der Erwerbsquoten

2.1 Allgemeine Entwicklungen

In den westlichen Industrienationen steigt die Erwerbsbeteiligung der Frauen spätestens seit den achtziger Jahren deutlich. Wie der World Labour Report 1998 der ILO[1] belegt, nähern sich die Beschäftigungsquoten von Frauen jenen der Männer in den OECD-Nationen – aber doch auf recht unterschiedliche Weise wie Geschwindigkeit (Tabelle 1).

Traditionell hoch ist seit jeher die Erwerbsbeteiligung von Frauen in den nordeuropäischen Staaten Dänemark, Finnland und Schweden, die auch deutlich über jener der USA liegt. Unter den exemplarisch ausgewählten Nationen bildeten 1980 Belgien, Italien und die Niederlande die Schlußlichter. Sie schlossen in der Folgeperiode bis 1996 jedoch deutlich auf.

In der Reihung der Veränderungen der Erwerbsquoten in Prozentpunkten gehen niedrige Werte im Jahre 1980 mit hohen Veränderungen in der Folge einher. Durchbrochen wird dieser Zusammenhang von Schweden, das trotz hohen Niveaus der Frauen-Erwerbsbeteiligung 1980 seither eine Veränderung deutlich über dem Median angeführter Vergleichsländer aufweist.

Tabelle 1: Erwerbsbeteiligung international laut ILO

	Frauen			Männer		
	1980	1996	Veränd. %-Punkte	1980	1996	Veränd. %-Punkte
Niederlande	24,9	36,8	11,9	55,1	56,5	1,4
Norwegen	38,2	46,8	8,6	57,0	56,3	-0,7
Schweden	44,0	51,3	7,3	57,4	57,0	-0,4
Italien	25,7	32,6	6,9	55,1	56,6	1,5
US	39,1	45,4	6,3	58,2	56,4	-1,8
Belgien	26,6	32,7	6,1	54,2	50,4	-3,8
UK	36,3	42,4	6,1	60,0	57,6	-2,4
Dänemark	46,1	51,4	5,3	60,3	60,9	0,6
Deutschland	36,6	41,1	4,5	60,2	59,4	-0,8
Frankreich	34,7	38,7	4,0	54,2	51,0	-3,2
Österreich	34,5	36,9	2,4	56,7	56,8	0,1
Finnland	45,4	47,4	2,0	55,9	54,5	-1,4
Mittel (ungew.)	36,0	42,0	6,0	57,0	56,1	-0,9
Max	46,1	51,4	11,9	60,3	60,9	1,5
Min	24,9	32,6	2,0	54,2	50,4	-3,8
Median	36,5	41,8	6,1	56,9	56,6	-0,8

Erwerbsbeteiligung in Prozent der Gesamtbevölkerung
Quelle: ILO (1998) 264f

Unter den ausgewählten Nationen liegt in der Reihung nach der Prozentpunkt-Veränderung von 1980 auf 1996 nur Finnland mit 2,0 hinter Österreich mit 2,4%-Punkten, hatte aber 1980 mit einer Quote von 45,4% ein Niveau,

das Österreich auch 1996 nicht erreichen konnte. Nach den Berechnungen der ILO konnte Österreich seine Position in der Frauenerwerbsbeteiligung im unteren Drittel der vergleichbaren Industrienationen daher nicht verbessern und hat durch die deutlich unterdurchschnittliche Zunahme sogar an Boden verloren.

Gegen den internationalen Trend hat sich hingegen die Erwerbsquote der Männer in Österreich sogar erhöht. Sie lag noch 1980 mit 56,7% unter dem Schnitt der verglichenen Länder (57,0%). Im Untersuchungszeitraum legte die Männerbeschäftigung mit +0,1%-Punkten entgegen der durchschnittlichen Abnahme von 0,9%-Punkten auf 56,8% zu. Positive Wachstumsraten weisen unter den Vergleichsländern nur noch Italien, die Niederlande und Dänemark aus.

Tabelle 2: Erwerbs- und Ausbildungsquoten 1997
Frauen im Alter zwischen 15 und 24 Jahren

	Erwerbs-quote	Ausbildungs-quote [1)]
Finnland	28,3	72,8
Frankreich	21,9	69,1
Belgien	21,8	67,8
Dänemark	63,4	67,7
Schweden	31,4	67,2
Deutschland	41,9	66,4
Spanien	20,0	65,4
Niederlande	55,4	63,0
Luxemburg	32,1	60,8
Portugal	32,6	59,4
Irland	35,6	58,7
Griechenland	19,4	58,2
Italien	20,3	56,8
Österreich	**51,4**	**54,2**
UK	53,5	47,1
EU 15	32,7	61,5
Pearson Corr.	–0,262	(0,33)

[1)] Anteile der in Ausbildung (Schule, Universität, andere berufsbezogene Ausbildung) befindlichen Personen der Altersgruppe
Quelle: EUROSTAT, Erhebung über Arbeitskräfte 1997[2]

Die EUROSTAT-Erhebung über Arbeitskräfte 1997[3] weist Österreich eine wesentlich bessere Stellung zu. Im Vergleich zu den EU 15-Staaten mit einer Frauen-Erwerbsquote[4] von 45,6% an den Personen ab 15 Jahren liegt Österreich mit 48,7% deutlich über dem Durchschnitt.[5] Höhere Quoten weisen Dänemark (59,0%), Schweden (56,5%), Finnland (54,7%), Großbri-

tannien (53,2%), die Niederlande (50,6%) und Portugal (49,4%) auf; abgeschlagen liegen dagegen Italien und Griechenland mit 34,8% und 36,2%.

Die Frauen-Erwerbstätigenquote liegt in Österreich mit 47,0% um 7,1%-Punkte über dem Wert der EU-15 von 39,9% an der Wohnbevölkerung ab 15 Jahren. Sie liegt damit nur wenig unter der von Finnland, Schweden und Großbritannien, aber beträchtlich unter der von Dänemark mit 55,2%. Eine wesentliche Determinante dafür dürfte unter anderen in der hohen Erwerbsquote bei Frauen zwischen 15 und 24 Jahren zu finden sein. Der Wert von 55,4% für Österreich liegt auffallend über dem EU 15-Schnitt von 32,7%.

Die hohen Erwerbstätigenquoten korrelieren leicht negativ mit den Quoten der Ausbildungsbeteiligung von Frauen in dieser Altersgruppe.

In der EU 15 liegt die Ausbildungsbeteiligung der 15- bis 24-jährigen Frauen bei 61,5%, Österreich erreicht dagegen einen Wert von 54,2%. Nur das Vereinigte Königreich hat eine noch geringere Ausbildungsquote bei Frauen dieser Altersgruppe. Am deutlichsten ist der Abstand Österreichs zur EU 15 in der Altersgruppe von 19 bis 22 Jahren, in der die Ausbildungsquote 26% unter dem Durchschnitt liegt.

2.2 Erwerbsquoten nach Familienstand

Die nach dem Familienstand differenzierten Erwerbsquoten zeigen in Österreich wie auch in den anderen Ländern der Gemeinschaft deutliche Unterschiede. Eindeutig ist das Nord-Süd-Gefälle mit äußerst niedrigen Quoten in Italien, Griechenland und Spanien und hohen in Finnland, Schweden und Dänemark.

Österreich liegt mit 48,7% in der oberen Hälfte, zeigt aber bei ledigen Frauen mit 62,2% einen ausgeprägten Abstand zum EU-Durchschnitt von 54,2%. Der österreichische Wert für verwitwete und geschiedene Frauen weist keinen prägnanten Unterschied zur entsprechenden Erwerbsquote der EU 15 auf.

Die zum Teil deutlichen internationalen Unterschiede lassen sich „vor allem auf differierende demografische Muster wie auf statistische Anteilshäufigkeiten zurückführen".[6] Eine genauere Unterscheidung ist durch die fehlende Differenzierung zwischen „verwitwet" und „geschieden" im internationalem Vergleich kaum möglich, soll aber Gegenstand genauerer Abgrenzung in der folgenden empirischen Untersuchung auf nationaler Ebene sein.

2.3 Erwerbstätigkeit nach Wirtschaftssektoren

Die Verteilung der Erwerbstätigen in der EU 15 auf die Wirtschaftssektoren Land- und Forstwirtschaft, Industrie und verarbeitendes Gewerbe sowie Dienstleistungen war 1997 5,0%: 29,5%: 65,5%.[7] Durch stark abweichende Struktur mit starkem Gewicht des Agrarsektors stechen hier Griechenland (19,8%), Portugal (13,3%) und Frankreich (10,9%) hervor.

Österreich ist trotz noch immer traditioneller Strukturen mit einer Gewichtung von 6,9%: 29,6%: 63,5% in Europa in bezug auf die Tertiärisierung im Mittelfeld positioniert. Der Anteil des Dienstleistungssektors liegt um 2,1%-

Tabelle 3: Erwerbsquoten nach Familienstand

Frauen	Gesamt	Ledig	Verheiratet	Verwitwet, Geschieden
Belgien	41,0	43,8	46,8	20,2
Dänemark	59,0	72,5	63,7	28,5
Deutschland	48,2	58,9	51,9	26,7
Finnland	54,7	56,2	63,4	31,7
Frankreich	48,2	52,4	52,6	30,1
Griechenland	36,2	44,4	39,0	16,3
Irland	42,7	52,6	41,5	17,1
Italien	34,8	43,6	35,8	14,9
Luxemburg	38,1	52,1	37,6	22,8
Niederlande	50,6	70,7	48,2	25,5
Österreich	**48,7**	**62,2**	**51,4**	**25,4**
Portugal	49,4	46,7	56,4	29,1
Schweden	56,5	60,5	64,5	34,5
Spanien	36,7	48,0	35,8	17,9
UK	53,2	63,2	57,5	32,4
EU 15	45,6	54,2	48,3	25,7

Quelle: EUROSTAT 1997[8]

Punkte unter dem europäischen Schnitt, die Verschiebung ist in Österreich aber deutlicher ausgefallen.

Diese Struktur hat auch spürbaren Einfluß auf die Frauenbeschäftigung in Österreich. Frauen sind mit einem Anteil von 7,7% vergleichsweise stark in der Land- und Forstwirtschaft beschäftigt, leicht unterdurchschnittlich in der Industrie, aber mit 77,6% (gegenüber 80,1% im Gemeinschaftsschnitt) deutlich geringer im Dienstleistungsbereich vertreten.

Unter den Ländern mit den höchsten Frauenerwerbsquoten finden sich wiederum Dänemark und die Niederlande mit entsprechenden Anteilen des tertiären Sektors von 83,8% und 88,3%.

Weitere Verschiebungen zum tertiären Sektor, der Frauenbeschäftigung tendenziell begünstigt, wie in obengenannten beiden Ländern sollten in den nächsten Jahren auch in Österreich positive Wirkungen zeigen.[9]

3. Theoretische Ansätze

3.1 Drei-Phasen-Theorie

Das Drei-Phasen-Modell von Myrdal/Klein[10] betont in seinem Erklärungsansatz das sich mit dem Lebensalter verändernde Erwerbsverhalten von Frauen. Die erste Phase beginnt mit dem Eintritt ins Erwerbsfähigenalter und endet mit der Geburt des ersten Kindes. Es folgt die Phase der Kinder-

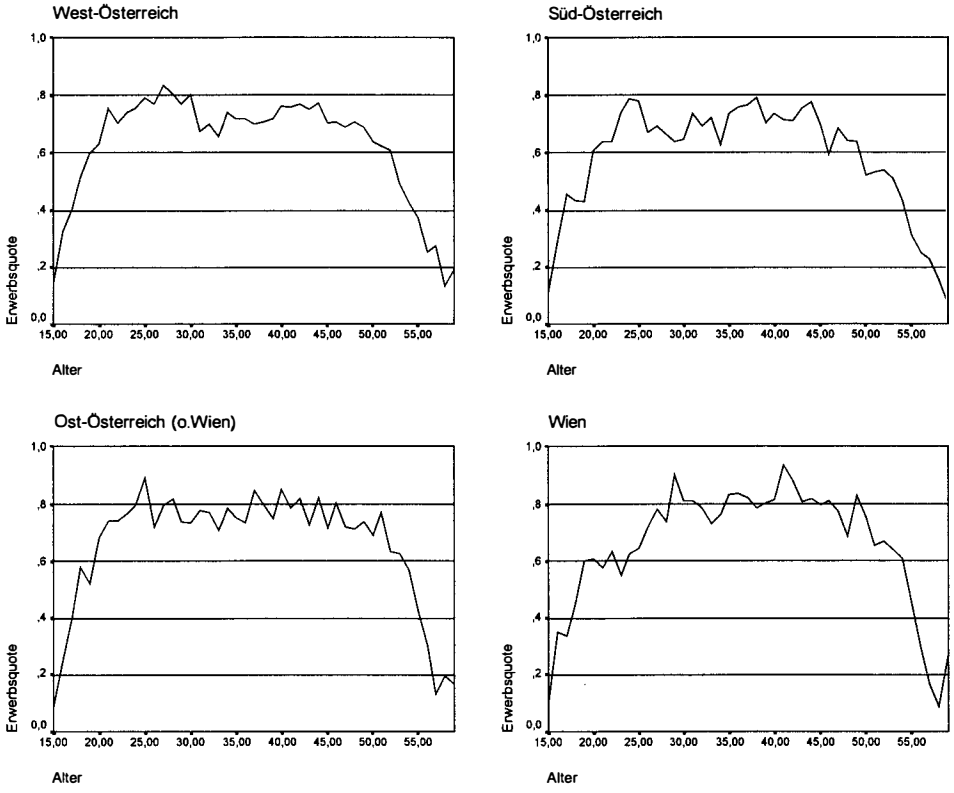
Tabelle 4: Erwerbsverteilung nach Geschlecht und Sektoren 1997

Frauen	Land- u. Forstwirtschaft	Industrie u. V. Gewerbe	Dienstleistungen[1)]
Belgien	2,1	13,2	84,7
Dänemark	1,7	14,5	83,8
Deutschland	2,6	18,9	78,5
Griechenland	23,1	13,4	63,5
Spanien	6,1	13,6	80,2
Frankreich	3,4	14,5	82,2
Irland	3,5	17,2	79,3
Italien	5,9	21,4	72,7
Luxemburg	1,2	6,6	92,1
Niederlande	2,4	9,4	88,3
Österreich	**7,7**	**14,6**	**77,6**
Portugal	15,2	20,3	64,5
Finnland	5,3	13,9	80,8
Schweden	1,7	11,7	86,6
UK	1,1	13,2	85,7
EU 15	4,0	15,9	80,1
Männer			
Belgien	3,0	37,4	59,6
Dänemark	5,5	36,0	58,6
Deutschland	3,2	46,5	50,3
Griechenland	17,9	27,7	54,3
Spanien	9,5	38,7	51,8
Frankreich	5,7	36,3	58,0
Irland	15,6	35,8	48,5
Italien	6,9	37,5	55,6
Luxemburg	3,0	33,3	63,7
Niederlande	4,6	32,1	63,3
Österreich	6,2	41,2	52,5
Portugal	11,7	39,8	48,5
Finnland	10,0	39,6	50,5
Schweden	4,7	38,2	57,1
UK	2,5	38,0	59,5
EU 15	5,6	39,2	55,1

Angaben in % von 100
Quelle: EUROSTAT; Arbeitskräfteerhebung 1997

erziehung und Konzentration auf den Haushalt. Die dritte Phase tritt mit zunehmender Selbständigkeit der Kinder ein. Entsprechend diesen Phasen sollte sich die Erwerbsquote von einem hohen Wert über den Rückzug aus dem Erwerbsleben zu wieder steigender Erwerbsbeteiligung bewegen. Bei Männern ist dagegen ein auf hohem Niveau relativ konstanter Verlauf der Erwerbsquote unterstellt.

Abbildung 1: Frauenerwerbsquoten nach Region und Alter



Quelle: Mikrozensus 1/1997, eigene Berechnungen

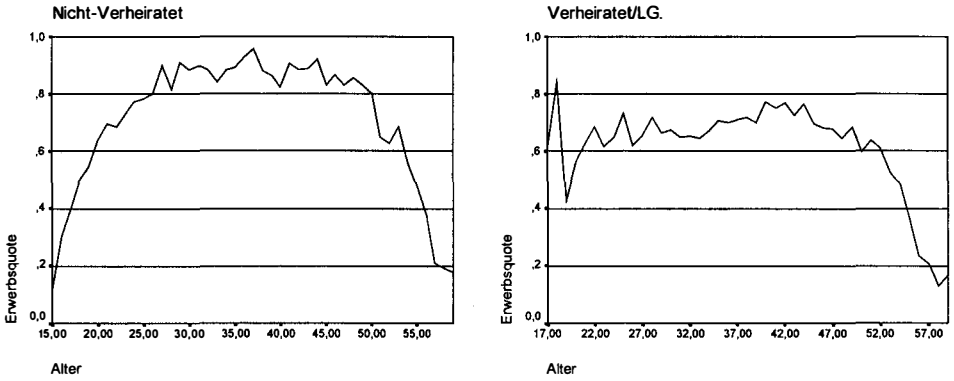
Obige Grafiken veranschaulichen den Erwerbsquotenverlauf in West-, Süd-, Ost-Österreich und Wien.[11] Vorweg bemerkenswert erscheinen die unterschiedlichen Niveaus, die in den Regionen erreicht werden. In Süd-Österreich werden in keiner Phase 80% übertroffen, in Wien werden hingegen Spitzen von über 90% ausgewiesen.

Dem nach der Phasen-Theorie unterstellten Erwerbsverhalten nähern sich – wenn auch nur schwach – am ehesten West- und Süd-Österreich. Der Phase hoher Erwerbsneigung folgt die im Vergleich zum „idealtypischen" Verlauf nur wenig ausgeprägte Reduktion in der Zeit der Kindererziehung; darauf nimmt die Erwerbsquote wieder zu. Für Ost-Österreich und Wien ist ein solcher Phasenverlauf kaum mehr als in schwachen An-

sätzen zu erkennen. Es sind nur mehr leichte Einbrüche zu erkennen, die mit der Geburt von Kindern zusammenfallen dürften, die aber nicht sonderlich persistent sind. Der Wiedereinstieg in den Beruf erfolgt augenscheinlich schneller, als das Modell unterstellt. Auffällig ist in Wien der langsamere Anstieg der Erwerbsquote, der auf längere Ausbildungszeiten zurückgeht.

In allen Regionen entspricht der Verlauf weitgehend jenem, der für Männer angenommen wird, am stärksten in Ost-Österreich.

Abbildung 2: Frauenerwerbsquoten nach Familienstand und Alter



Quelle: Mikrozensus 1/1997, eigene Berechnungen[12]

Die Grafiken für verheiratete und in Lebensgemeinschaften lebenden Frauen wie für nicht verheiratete Frauen sollen Unterschiede im Erwerbsverhalten dieser beiden Gruppen verdeutlichen. Für nicht verheiratete Frauen wird – wie dargestellt – nicht zu Unrecht ein Verlauf der Erwerbsquote unterstellt, der dem von Männern gleicht. Dem raschen Anstieg folgt der relativ konstante, deutlich über dem Niveau der verheirateten Frauen liegende Verlauf. Selbst bei den Verheirateten findet sich der Erwerbszyklus von Myrdal/Klein kaum bestätigt, obwohl diese Gruppe auch heute am ehesten den Modellannahmen entsprechen müßte.

Es gibt daher begründete Zweifel daran, daß das Drei-Phasen-Modell für das Frauenerwerbsverhalten hinreichende Erklärungen liefern kann.

3.2 Nachfrageorientierte Ansätze

Diese Ansätze gehen im wesentlichen davon aus, daß Nicht-Erwerbstätigkeit von Frauen mangels geeigneter Arbeit erzwungen ist. Dieses Fehlen von adäquaten Jobs hat konjunkturelle und strukturelle Ursachen. Vor allem mittels Zeitreihenanalysen wurde der zu unterstellende „prozyklische" Verlauf der Frauenbeschäftigung untermauert.[13] Boomphasen mobilisieren deutlich das vorhandene Erwerbspotential, vice versa.

Der andere Faktor, der Frauenerwerbsbeteiligung determiniert, ist die strukturelle Veränderung einer Wirtschaft. Verlagerungen der Beschäfti-

gungsstruktur in den tertiären Sektor heben tendenziell den Frauenanteil. Zum einen geht der Zuwachs im Dienstleistungssektor wie oben diskutiert mit steigender Frauenbeschäftigung einher, zum anderen zeigt der internationale Vergleich (vgl. Tabellen 3 und 4), daß Länder mit starker Gewichtung auf diesem Sektor hohe Frauenerwerbsquoten ausweisen. Nicht unbeachtet bleiben sollte aber der Umstand, daß es sich gerade bei den neuen tertiären Jobs häufig um atypische und Teilzeitbeschäftigung handelt. Diese Arbeitsformen sind beruflicher Weiterqualifizierung nicht gerade dienlich und können in weiterer Folge das Konkurrieren mit Männern auch im Dienstleistungssektor erschweren. In Schweden wie in Dänemark wird die hohe Frauenbeschäftigung vor allem durch den öffentlichen Sektor getragen, der zwar Arbeitsplatzsicherheit bietet, nicht aber mit den Karrieremöglichkeiten der Privatwirtschaft konkurrieren kann.

3.3 Neoklassische Ansätze

Den neoklassischen Ansätzen – an die sich auch die vorliegende Untersuchung anlehnt – gemeinsam ist die zentrale Rolle des Lohnsatzes. Veränderungen in den Lohnsätzen wirken über den Substitutionseffekt und den Einkommenseffekt. Ersterer führt etwa bei einer Lohnerhöhung zu steigenden Opportunitätskosten von Freizeit, verstärkt somit auch die Erwerbsneigung. Entgegengesetzt wirkt der Einkommenseffekt, da mit geringerem zeitlichen Arbeitseinsatz das Einkommen konstant gehalten werden kann.[14]

Der erzielbare Lohnsatz ist selbstverständlich keine exogen vorgegebene Größe, sondern bestimmt sich aus zahlreichen Faktoren. Entscheidende Bedeutung kommt natürlich der Arbeitsnachfrage zu, die in diesen Arbeitsangebotsmodellen allerdings vernachlässigt wird.

Deutlich positiv auf Lohnsätze und damit auf die Erwerbsbeteiligung wirkt sich das Bildungsniveau aus. Tabelle 5 verdeutlicht, daß mit zunehmender abgeschlossener Schulbildung die Erwerbsneigung von Frauen steigt. Der wachsende Anteil von Frauen mit höheren Qualifikationen läßt mit den damit verbundenen Lohnniveaus eine insgesamt zunehmende Erwerbsneigung erwarten.

Seit der ersten Hälfte der achtziger Jahre hat sich der Anteil derjenigen Frauen, die nur eine Pflichtschule abgeschlossen haben, um 13,3%-Punkte verringert. Alle anderen Kategorien verzeichneten deutliche Zuwächse - herausragend der akademische Bereich, der seinen Anteil mehr als verdreifachen konnte. Den geringsten Zuwachs verzeichneten die mittleren Schulen mit einem Plus von 1,4%-Punkten.

Merklicher Einfluß ist auch vom Familienstand, dem Vorhandensein von Kindern und dem sonstigen Familieneinkommen zu erwarten. Den Familienstand betreffend ist zu unterstellen, daß der Bedarf an eigenem Einkommen – im Sinne materiellen Versorgungsbedarfs aufgrund nicht vorhandenen Partnereinkommens – bei nicht verheirateten Frauen beträchtlich höher ist und dieser sich bei verheirateten Frauen neben anderen Faktoren auch durch die Höhe des Partnereinkommens bestimmt.

Tabelle 5: Verteilung der Frauen-Schulbildung (in %)

	1997	1980-84
Pflichtschule	42,5	55,8
Lehrabschluß	26,4	18,6
BMS	12,7	11,3
AHS	6,4	8,0
BHS	6,8	
Universität	5,2	1,7

Quelle: Mikrozensus 1/1997, eigene Berechnungen; Zweimüller (1987) 166

In der ersten Hälfte der achtziger Jahre lag die Zahl der Eheschließungen pro Jahr noch bei 6,4 von 1.000 Personen, bis 1995 ist sie auf 5,4 Personen gesunken. Im gleichen Zeitraum hat die Zahl der Ehescheidungen von 1,9 auf 2,1 je 1.000 Personen zugenommen.[15] Tendenziell ist daher von der Zunahme der Zahl der nicht verheirateten Frauen auszugehen, was eine positive Wirkung auf die Erwerbsbeteiligung haben sollte.

Tabelle 6: Frauen und Familienstand in Österreich

	Anteile in %
Ledig	25,5
Verheirate	53,4
Verwitwet	14,6
Geschieden	6,5
Total	100,0

Quelle: Mikrozensus 1/1997, eigene Berechnungen

Die Verringerung der Geburtenzahlen ist als Indikator für steigende Frauenerwerbsbeteiligung zu sehen. Kamen zu Beginn der achtziger Jahre auf 1.000 Personen noch durchschnittlich 12,4 Geburten, waren es 1995 nur mehr 11,3 Geburten.

Zum einen verringert Kindererziehung, die ohne Zweifel auch heute vorrangig Frauen zufällt, unmittelbar durch die Versorgungspflichten die Möglichkeit der Teilnahme am Erwerbsleben. Daneben ist aber der Effekt der Unterbrechung der Erwerbstätigkeit wegen Geburt und Erziehung auf die Berufserfahrung nicht zu vernachlässigen. Auch wenn jene das Ausmaß der Karenzzeit nicht überschreitet, ist beträchtlicher Einfluß anzunehmen. Die Berufserfahrung ist freilich unter der Kategorie Bildungsniveau einzuordnen und hat, wie oben diskutiert, grundsätzlich positive Wirkung auf die Erwerbsneigung – eine Berufsunterbrechung wirkt sich in diesem Zusammenhang demnach negativ aus.

4. Das Modell

4.1 Methodik

Die hier vorliegende Untersuchung versucht, aufgrund von individuellen Charakteristiken die Partizipationsneigung von Frauen in Österreich zu überprüfen. Analysiert wird hiermit ein temporärer Querschnitt, der den Einfluß sozio-ökonomischer Parameter auf das Arbeitsangebotsverhalten aufdecken soll. Die Variabilität der Parameter in der Zeit durch konjunkturelle Entwicklungen, Veränderungen der Wirtschaftsstruktur und Veränderungen in der gesellschaftlichen Stellung von Frauen haben dabei natürlich im Längsschnitt wesentlichen Anteil an Verschiebungen. Gerade aber diese Veränderungen geben Anlaß für diese Analyse, um einerseits Hinweise auf einen Wandel in den Parametern zu erhalten, andererseits natürlich auch, um die Zunahme der Arbeitsangebotswahrscheinlichkeit – die es ohne Zweifel gibt – zu quantifizieren.

Analysiert wird hier daher, welche Einflußgrößen relevanten und verifizierbaren Einfluß auf die individuelle Entscheidung über das Arbeitsangebot haben. Geschätzt wird diese dichotome Entscheidung über das Eintreten oder Nicht-Eintreten mittels einer logistischen Regression.

Die Wahrscheinlichkeit des Eintretens des Ereignisses „Arbeitsangebot" ergibt sich aus:[16]

$$p = \frac{1}{1 + e^{-Z}}$$

wobei sich Z als Linearkombination darstellt:

$$Z = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + \ldots + b_nX_n^{17}$$

Die Wahrscheinlichkeit des Nicht-Arbeitsangebots ergibt sich aus:

$$p' = 1 - p$$

Die Beziehung zwischen der Wahrscheinlichkeit und der erklärten Variablen ist nicht-linear und schwankt unabhängig von der absoluten Größe von Z zwischen 0 und 1. Die Parameter für Z werden mittels *Maximum-Likelihood*-Methode geschätzt. Die Koeffizienten der Schätzung geben nicht unmittelbar den Einfluß auf die Partizipationswahrscheinlichkeit wieder, wohl aber ihre Bedeutung und Vorzeichen für diese. Das quantitative Ausmaß ist vom Niveau der Partizipationsquote bestimmt. Die Quantifizierung der Effekte wird über die Fixierung eines Niveaus ermöglicht, das mit den individuellen Charakteristika einer "hypothetischen Frau" korrespondiert, deren Spezifika an gegebener Stelle unten dargestellt werden. Von diesem Niveau lassen sich dann die Effekte der Veränderung von einzelnen Parametern ceteris paribus errechnen.

4.2 Daten

Für diese Untersuchung wurden die jüngsten zugänglichen Daten des Mikrozensus, jener vom März 1997 einschließlich des Sonderprogramms Arbeitskräfteerhebung verwendet. Aus diesen wurde die Stichprobe aller Frauen im Alter zwischen 15 und 60 Jahren gezogen. Diesen Daten wurden entsprechend mit den erforderlichen Daten von Ehegatten und Lebensgefährten wie auch den Daten von im Haushalt lebenden Kindern bis zum vollendeten 26. Lebensjahr ergänzt. Die verbliebene Stichprobe umfaßt 18.617 Datensätze. In den Berechnungen wurde das Gewicht der Hochrechnung Variante 1 verwendet. Folglich repräsentieren diese Datensätze 2,477.073 in Österreich lebende Frauen im oben spezifizierten, erwerbsfähigen Alter.

Anders als in verschiedenen anderen Studien[18] sind in diese Untersuchung auch die Datensätze von SchülerInnen und StudentInnen wie auch die Sätze von PensionistInnen eingegangen. In den Daten sind, um sie bestmöglich an die Definition der aggregierten Erwerbsquote anzunähern, weiters Selbständige enthalten.

Von diesen Frauen waren nach *Labour Force*-Konzept 1,628.593 Erwerbspersonen, das sind 65,7% dieser Stichprobe. Von den Personen im eingegrenzten, erwerbsfähigen Alter waren zum Zeitpunkt der Erhebung 62,3% beschäftigt, das entspricht 1,542.024 Personen.

Im Grundprogramm wie im Sonderprogramm „Europäische Arbeitskräfteerhebung" sind weder individuelle noch Haushaltseinkommensdaten erhoben. Die Erhebung dieser Daten ist u.a. Gegenstand des September-Sonderprogramms „Haushaltsführung - Kinderbetreuung". Eine Verknüpfung der Datensätze ist mit Verlust eines Viertels der Daten möglich, der aus der Achtel-Rotation der Stichprobe jeder Quartalserhebung des Mikrozensus rührt.

Die Verknüpfung der Arbeitskräfteerhebung mit Einkommensdaten aus dem Septemberprogramm wirft mehrere Probleme auf, welche die Ursache dafür sind, daß das Haushaltseinkommen in diese Untersuchung keinen Eingang gefunden hat. Dessen Einfluß soll daher über andere Parameter approximiert werden.

Der eine Problemkreis betrifft den Stichprobenumfang selbst. Die Einkommensbefragung richtet sich an alle Personen über 15 Jahren, ausgenommen Selbständige, freiberuflich Tätige und mithelfende Familienangehörige. Eine Verknüpfung würde daher zum Verlust dieser Datensätze führen, die zur Erhaltung der aggregierten Erwerbsquote hier einfließen sollen, und zu Verzerrungen, die gerade für Frauen relevante Bereiche von Beschäftigung betreffen.

Zwei weitere Punkte die unmittelbar die Einkommensdaten betreffen, sind im Zusammenhang mit der Untersuchung von zentraler Bedeutung. Erstens werden Einkommensangaben im Sonderprogramm entgegen dem Grundprogramm des Mikrozensus auf freiwilliger Basis erhoben. Dieser Umstand gewinnt dann an Bedeutung, wenn das Erwerbsverhalten derer, die diese Auskunft nicht erteilt haben, systematisch von demjenigen der

Personen abweicht, die diese Angaben gemacht haben. Müssen diese in der Folge wegen nicht vorhandener Einkommensdaten aus der Stichprobe ausgeschlossen werden, kann das zu nicht kontrollierbaren Verzerrungen im Koeffizienten für das Haushaltseinkommen führen.

Zweitens bestehen Unsicherheiten über die Richtigkeit der gemachten Einkommensangaben. Mit der Annahme, daß höhere Einkommen eher zu niedrig, untere Einkommen eher zu hoch angegeben werden,[19] ist mit einer Überschätzung des Einkommenskoeffizienten zu rechnen.

Es gibt einen weiteren Grund, Haushaltseinkommen nicht in die Untersuchung einzuführen. Studien mit vergleichbarer Ausrichtung, in die das Einkommen eingeflossen ist, wiesen diesem Parameter im Vergleich zu den anderen sozio-ökonomischen Einflußgrößen durchwegs geringe Koeffizienten zu. So erhält Zweimüller (1987) für Österreich einen Koeffizienten für das sonstige Haushaltseinkommen von 0,008. Dieser führt bei einer Erhöhung des Haushaltseinkommens um über ein Drittel zu nur knapp 5% Verringerung der Arbeitsangebotswahrscheinlichkeit. Hingegen führt die Veränderung von „Partner in unterer beruflicher Stellung" auf „gehobene berufliche Stellung" zu einer Veränderung von -39,6%.[20] Bei einigen Untersuchungen zeigt sich zudem das Problem der Kollinearität zwischen sonstigem Haushaltseinkommen und der beruflichen Stellung des Partners.

In der vorliegenden Untersuchung soll mit obigen Überlegungen und der Annahme, daß das Einkommen des Partners stark mit der beruflichen Stellung korreliert, eben dieser Einkommenseffekt unter den Parametern der beruflichen Stellung des Partners subsumiert werden.[21]

5. Ergebnisse der Schätzungen

Im folgenden sind die Ergebnisse der Schätzungen der Partizipationsfunktion wiedergegeben.

Die abhängige Variable wurde nach dem Labour *Force-Konzept* der ILO[22] spezifiziert und in die dichotomen Ausprägungen „*Labour Force* aktiv" und „*Labour Force* inaktiv" übergeführt.

Als erklärende Variablen sind die Gruppen Alter, Anzahl und Alter der Kinder, Schulbildung, Familienstand und Stellung des Partners im Beruf, Staatsbürgerschaft und regionale Zuordnung eingegangen. Zusätzlich wurde die Variable Schulbesuch eingeführt, die den beträchtlichen Einfluß von Schulbesuch und Studium von Personen unter 35 Jahren erklären soll. Des weiteren hat sich die Notwendigkeit ergeben, eine Korrekturvariable einzusetzen, die Datensätzen Rechnung trägt, die nach den Kriterien der ILO eindeutig den Ausprägungen der abhängigen Variablen „aktiv" und „inaktiv" zugeordnet werden können, in der Beantwortung der Frage nach den Gründen für keine aktive Arbeitssuche – aktive Arbeitssuche ist ein wesentliches Kriterium für die ILO-Zuordnung – aber inkonsistent mit dieser Klassifikation erscheinen. Aus der Gesamtstichprobe betrifft das 805 Personen. Die Durchführung der Schätzung unter Ausschluß dieser Datensätze brachte vernachlässigbare, zum Teil nicht berechenbare Veränderungen in den Ko-

effizienten und ebenso nur unwesentliche Verbesserungen in den Schätzgüte-Indikatoren. Aus Gründen der Vollständigkeit der Stichprobe ist auch deshalb die Entscheidung für den Einsatz der Korrekturvariablen gefallen.

Die Schätzungen für die Partizipationsfunktion wurden für Stichproben „Gesamt", „Verheiratet" und „Nicht-Verheiratet" durchgeführt. In den Teilstichproben haben sich die erwartet starken Unterschiede in den Koeffizienten ergeben, auf die unten detailliert eingegangen wird. Zur Festlegung eines Referenzwertes für die Partizipationswahrscheinlichkeit wurde eine „hypothetische Frau" definiert, deren Eigenschaften wie folgt sind: Alter 30 Jahre, verheiratet, Partner in unterer beruflicher Stellung, je ein Kind im Alter von 0 bis 3 Jahren und im Alter von 3 bis 6 Jahren, höchste abgeschlossene Schulbildung Pflichtschule, ÖsterreicherIn, lebt in West-Österreich, gegenwärtig kein Schulbesuch oder Studium. Die „hypothetische Frau" ist in der Schätzung „Nicht-Verheiratet" – ceteris paribus – ledig.

Für alle Schätzungen werden in den folgenden Tabellen die Koeffizienten sowohl unter Ein- wie Ausschluß von KarenzurlauberInnen angegeben. Wie sich leicht erkennen läßt, ergeben sich unter Einbeziehung von diesen für den Koeffizienten „Kinder von 0 bis 3" unplausibel niedrigere Werte als für die Koeffizienten von Kindern höherer Altersgruppen. Die Ursache liegt in dem Umstand, daß nach ILO-Kriterien im Mikrozensus KarenzurlauberInnen als beschäftigt eingestuft werden.

Die Altersvariablen wie die Variablen der Anzahl der Kinder nach Altersgruppen gehen in absoluten Größen in die Schätzungen ein. Alle anderen Variablen sind kategoriale Variablen, anhand derer die Gruppenzugehörigkeit geprüft wird. Die Koeffizienten der Gruppen innerhalb einer Variable geben demgemäß die relative Veränderung der Partizipationswahrscheinlichkeit zur Basisgröße an, die mit Ausnahme der Schätzungen „Gesamt" und „Verheiratet" in der Variable „Familienstand" mit den Ausprägungen der hypothetischen Frau korrespondieren.

Aus der Zusammenfassung der Schätzergebnisse in Tabelle 7 geht hervor, daß mit Ausnahme der beiden Koeffizienten für die Kinderaltersgruppen 12-15 Jahre und 15-18 Jahre in der Teilschätzung der „Nicht-Verheirateten" alle eingeführten Koeffizienten hochsignifikant sind (1%-Niveau).

Die Unterschiede in den Schätzungen unter und ohne Einbezug der KarenzurlauberInnen zeigen – ausgenommen die Kinderaltersgruppe von 0-3 Jahren – im wesentlichen kaum erhebliche Auswirkungen. Die Koeffizienten sind allesamt im Vorzeichen ident und verschieben sich in der Größe wenig. Dramatisch sind, wie erwartet und oben diskutiert, die Änderungen in den Koeffizienten der untersten Kinderaltersgruppe. Das gibt Hinweis, daß ein Ausschluß dieser Personengruppe zentral für diesen Parameter ist, in den anderen Determinanten aber nur geringe Verzerrungen hervorruft.

Das McFadden $P^{2\,23}$ weist für die Grundschätzung mit einem Wert von 0,3118 ein Niveau auf, das trotz der nicht von "Spezialgruppen" gesäuberten Stichprobe zu vergleichbaren Studien annehmbar erscheint, zumal der Anteil der entsprechend kategorisierten Individuen knapp 78% beträgt, das

heißt, daß dieser Anteil an unabhängigen Variablen richtig den beiden Ausprägungen der abhängigen Variablen zugeordnet werden kann.

Bei den getrennten Schätzungen kann bei den Nicht-Verheirateten eine eindeutige Verbesserung sowohl im P^2 als auch im Prozentsatz der erklärten Fälle erreicht werden. Die Zunahme der erklärten Fälle um 7,2%punkte deutet auf eine bessere Anpassung hin als im Vergleich zur Gesamtschätzung. Wenig zufriedenstellend entwickelt sich hingegen das P^2 bei der Schätzung der Verheirateten, das 0,2083 beträgt. Der Prozentsatz der erklärten Fälle erreicht mit 72,93% noch immer ein hinreichendes Niveau.

Der relativ niedrige Wert des P^2 ist unter Betrachtung der Wahrscheinlichkeitsverteilung dieser Schätzung wohl auf eine leichte Verzerrung der Partizipationswahrscheinlichkeit nach oben zurückzuführen.

Diese Vermutung stützt sich zudem auf die angeschlossenen Prüfungen, welche Personengruppen für diese verantwortlich sein könnten. Unter Ausschluß der Personen, die in der Mikrozensus-Befragung angegeben haben, aus persönlichen oder familiären Gründen keine Arbeit zu suchen, wurde ein P^2 von 0,53 erreicht und konnten nahezu 93% der Fälle erklärt werden.

Ergebnisse einer solchen Schätzung sind aber für die Beurteilung der Grundgesamtheit nur wenig sinnvoll, da dadurch systematisch Nicht-Erwerbspersonen ausgeschlossen sind, die Partizipationswahrscheinlichkeit daher wesentlich zu hoch ausgewiesen wird.

Die Aufnahme dieser Befragungsvariablen als zusätzliche Parameter ist an den Alternativausprägungen, für die nicht kontrolliert werden konnte, gescheitert. Die Einführung von Proxy-Variablen, die diesen Effekt abdecken sollten, konnten nur wenig zu einer Verbesserung der Ergebnisse beitragen, es scheint daher, daß in den persönlichen und familiären Gründen für die Nicht-Erwerbstätigkeit Ursachen subsumiert sind, die durch die Mikrozensus-Befragung nicht zusätzlich durch andere Variablen abgedeckt und aufgelöst sind.

In Tabelle 8 sind die umgerechneten Werte für die Partizipationswahrscheinlichkeit der „hypothetischen Frau" mit oben definierten Basisgrößen und unterschiedlichen individuellen Charakteristika aus den drei Schätzungen wiedergegeben. Dabei ist zu beachten, daß die Basisgröße der „Nicht-Verheirateten" im Unterschied zu den anderen bezüglich des Familienstandes „ledig" ist.

Es zeigt sich aus allen hier angestellten Berechnungen, daß gegenüber den Schätzungen von Zweimüller (1987) die Partizipationswahrscheinlichkeit von Frauen über den gesamten Bereich deutlich zugenommen hat.

Weist Zweimüller für das Basisszenario der „hypothetischen Frau" noch eine Wahrscheinlichkeit von stark unter 30% aus, so liegt sie mit den Daten für 1997 bei gut 35% bei der Gesamtschätzung und nochmals höher bei der getrennten Schätzung der „Verheirateten". Eine Ursache für diese so starke Abweichung nach oben kann zum Teil in der anders konstruierten regionalen Variablen liegen, da in West-Österreich die Frauenerwerbsbeteiligung den Bundesschnitt übertrifft.

Unverkennbar fallen natürlich die Basisszenarien der getrennten Schätzungen auseinander, wobei ein Teil dieser Diskrepanz der unterschiedli-

Tabelle 7: Ergebnisse der Schätzungen

Merkmal	Kategorie	Gesamt		Nicht-Verheiratet		Verheiratet	
Karenzurlaub		ohne	mit	ohne	mit	ohne	mit
Alter		0,4352	(0,4300)	0,4513	(0,4503)	0,3746	(0,3580)
Alter quadr.		-0,0063	(-0,0063)	-0,0066	(-0,0066)	-0,0056	(-0,0054)
Anzahl Kinder							
Alter zwischen	0-3	-1,2160	(-0,2833)	-1,3623	(-0,4168)	-1,2265	(-0,3284)
	3-6	-0,8326	(-0,8221)	-0,7624	(-0,7267)	-0,8570	(-0,8586)
	6-9	-0,7534	(-0,7663)	-0,6666	(-0,7139)	-0,7617	(-0,7748)
	9-12	-0,6886	(-0,7153)	-0,8592	(-0,8205)	-0,6479	(-0,6835)
	12-15	-0,3712	(-0,3758)	0,0393[1]	(0,0702)	-0,3847	(-0,3925)
	15-18	-0,2922	(-0,2959)	0,0076[2]	(-0,0171)	-0,2970	(-0,2963)
	18-26	-0,0592	(-0,0602)	0,2576	(0,2438)	-0,0973	(-0,0937)
Höchste abgeschl. Schulbil.	Pflichtschule	b	b	b	b	b	b
	Lehrabschluß	0,5389	(0,5493)	1,1969	(1,2141)	0,2350	(0,2462)
	BMS	0,8420	(0,8661)	1,5720	(1,5613)	0,5227	(0,5658)
	AHS	0,3499	(0,4155)	0,1573	(0,1571)	0,5143	(0,5968)
	BHS	1,0366	(1,0490)	1,0317	(1,0225)	1,0444	(1,0630)
	Universität	1,5498	(1,5424)	2,1219	(2,1153)	1,3296	(1,3383)
Familienstand							
Ledig		b	b	b	b	-	-
Verheiratet/	untere	-0,6112	(-0,6000)	-	-	b	b
Lebens-	mittlere	-0,8591	(-0,8170)	-	-	-0,2338	(-0,2045)
gemeinsch. –	gehobene	-1,1981	(-1,1758)	-	-	-0,6061	(-0,5979)
berufl. Stellung	selbständig	0,7825	(0,7672)	-	-	1,3702	(1,3460)
d. Partners:	nicht erw.	-0,7411	(-0,7114)	-	-	-0,2292	(-0,2110)
Verwitwet		-0,6160	(-0,5924)	-0,6426	(-0,6468)	-	-
Geschieden		0,3979	(0,4265)	0,4289	(0,4218)	-	-
Staatsbürger-schaft	Österr.	b	b	b	b	b	b
	ehem. YU.	0,3852	(0,3992)	0,9577	(0,9501)	0,1275	(0,1478)
	Türkei	-0,3497	(-0,4062)	0,7262	(0,7105)	-0,6692	(-0,7249)
	Andere	-0,5788	(-0,6148)	-0,0526	(-0,0437)	-0,8248	(-0,8786)
Regional	West	b	b	b	b	b	b
	Süd	-0,2937	(-0,3054)	-0,4281	(-0,4220)	-0,2413	(-0,2648)
	Ost (o. Wien)	0,0834	(0,0990)	-0,1355	(-0,1369)	0,1825	(0,1988)
	Wien	0,0538	(0,0293)	-0,1808	(-0,1669)	0,1816	(0,1349)
Schulbesuch (-35)	ja	-9,5004	(-10,3908)	-10,7074	(-10,6364)	-7,3405	(-7,3163)
LFII - zweifelhaft	ja	14,5988	(16,2483)	17,7930	(17,5409)	8,4090	(8,1743)
Constant		-5,3203	(-5,2225)	-5,6425	(-5,6243)	-4,6195	(-4,2533)
P^2 (adj.)		0,3118		0,4741		0,2083	
% erklärte Fälle		77,90		85,12		72,93	

Nicht gekennzeichnete Koeffizienten sind signifikant auf 1%-Niveau
[1] signifikant auf 5%-Niveau
[2] insignifikant
Die Basisgrößen der kategorialen Variablen sind mit „b" gekennzeichnet, nicht ausgewiesene Werte sind für die entsprechende Schätzung nicht verfügbar.

Tabelle 8: Individuelle Partizipationswahrscheinlichkeiten (PP)

	Gesamt		Nicht-Verheiratet		Verheiratet	
	PP[4]	+/-%[3]	PP[4]	+/-%	PP[4]	+/-%
Basis [1]	**0,3557**	-	na	na	**0,3764**	-
[2]	-	-	**0,4580**	-	na	na
10 Jahre älter	0,3425	-3,85	0,4316	-6,12	0,3365	-11,85
keine Kinder	0,8107	56,12	0,8762	47,72	0,8290	54,60
BMS	0,5617	36,67	0,8028	42,94	0,5044	25,39
Universität	0,7223	50,75	0,8758	47,70	0,6952	45,86
Partner gehobene Berufsstellung	0,2349	-51,44	na	na	0,2477	-51,97
Geschieden	0,6023	40,94	0,5648	18,90	na	na
Süd-Österreich	0,2916	-22,00	0,3552	-28,96	0,3216	-17,02
Wien	0,3681	3,37	0,4136	-10,74	0,4198	10,36

[1] Basis: 30jährige Frau, verheiratet mit Partner unterer beruflicher Stellung, je 1 Kind zwischen 0-3 und 3-6 Jahren, Pflichtschulabschluß, ÖsterreicherIn, wohnhaft in West-Österreich;
[2] Basis: ledig, sonst wie [1]
[3] Veränderung in Prozent zum Basisszenario
[4] Partizipationswahrscheinlichkeit

chen Altersverteilung der Teilstichproben zugeordnet werden muß, da der Altersdurchschnitt der ledigen Frauen unter dem der verheirateten anzugeben ist.

Die Alters-Variable geht sowohl direkt als auch quadriert ein, um der Veränderung des Einflusses über die Zeit Rechnung zu tragen. Konsistent mit dem Verlauf der Erwerbsbeteiligung, die ihren Zenit im Alter von 30 Jahren erreicht, nimmt die Erwerbswahrscheinlichkeit wesentlich schwächer ab als noch in den frühen achtziger Jahren.[24] Stärker ausgeprägt als bei nicht verheirateten (6,12%) ist die Abnahme bei verheirateten Frauen (11,85%). Gründe für das relativ zur Basisgröße schnellere Sinken der Erwerbsquote der verheirateten gegenüber den nicht-verheirateten Frauen könnten im schwierigeren Wiedereinstieg nach der Kindererziehung gefunden werden, da die Phase der Unterbrechung in dieser Gruppe auch länger angenommen werden kann: Der Druck ein eigenes Erwerbseinkommen zu erlangen, ist bei nicht verheirateten Frauen stärker. Eine längere Unterbrechung bringt, wie bereits oben diskutiert, des weiteren das Problem abnehmender Berufserfahrung mit sich, das sich vor allem bei höheren Qualifikationen niederschlägt.

Verwischt wird der Einfluß des Lebensalters trotz der verwendeten Regionalvariable ohne Zweifel durch die starken Divergenzen unter den Bundesländern.[25]

Wie zu erwarten, üben Kinder einen erheblichen Einfluß auf die Partizipationsneigung von Frauen aus; sind keine Kinder vorhanden, steigt die Partizipationswahrscheinlichkeit zur Basisgröße um 56,1%. Betrachtet man die Gesamtschätzung, wirkt sich die Anzahl von Kindern zunehmend negativ aus, nimmt aber mit dem Lebensalter der Kinder wieder ab.

Krasse Unterschiede im Wirkungsmuster werden hier durch die getrennten Schätzungen aufgedeckt. Bei Nicht-Verheirateten zeigt sich mit Kindern im Alter von 0 bis 3 Jahren ein stärker negativer Einfluß auf die Erwerbsneigung, der aber prägnant schneller abnimmt als bei Verheirateten. Ab einem Alter des Kindes von etwa 12 Jahren verkehrt sich der Effekt sogar ins Positive[26] – am stärksten betrifft dies Frauen mit Kindern, die im Studienalter sind. Es dürfte hier der steigende materielle Versorgungsbedarf für die Kinder gegenüber der direkten Betreuungsleistung dominieren, was die Erwerbsneigung daher noch steigert.

Kaum wesentliche Unterschiede sind zwischen dem Reaktionsmuster der Verheirateten und der Gesamtschätzung zu konstatieren. Die Existenz von Kindern wirkt aber in (fast) allen Altersgruppen der Kinder stärker erwerbsmindernd, was unmittelbar plausibel erscheint, da der dämpfende Effekt der Nicht-Verheirateten entfällt.

Ebenso eindeutig wie die Wirkung von Kindern ist auch der Effekt durch das Bildungsniveau. Steigende schulische Ausbildung wirkt offenkundig positiv auf das Erwerbsverhalten. Hat eine Frau statt einem Pflichtschulabschluß eine Berufsbildende Mittlere oder Höhere Schule besucht, steigt ihre Partizipationswahrscheinlichkeit auf 56,2% respektive auf 60,9%. Ist die betrachtete Frau Akademikerin, steigt die Erwerbsneigung um über 50%. Augenfällig ist, daß eine Allgemein bildende Höhere Schule sehr wohl auch positiv wirkt, aber bei weitem nicht so stark wie bei berufsbildenden Schulen. Zweimüller errechnete für die Daten aus 1983/84 noch, daß eine AHS zwar wie hier schwächer als eine BHS-Ausbildung wirkt, aber stärker als ein BMS-Abschluß.[27] Diese Entwicklung kann sicher zum Teil darauf zurückgeführt werden, daß AHS-Absolventinnen heute weniger unmittelbar ins Berufsleben übertreten, sondern vermehrt eine akademische Ausbildung anschließen.

Bezüglich des Familienstandes kann ausgesagt werden, daß verheiratete Frauen tendenziell geringere Erwerbsneigung aufweisen als nicht-verheiratete. Die Partizipationswahrscheinlichkeit fällt mit der steigenden beruflichen Stellung des Partners. Durchbrochen wird dies nur von Frauen mit selbständigem Partner. Die Erwerbstätigkeit von diesen Fällen ist geprägt von der Mithilfe im eigenen Betrieb – in der verwendeten Stichprobe sind auch landwirtschaftliche Betriebe enthalten.

Eine enorme Wirkung auf das Erwerbsverhalten hat erwartungsgemäß eine Scheidung. Die Gesamtschätzung weist gegenüber der Basisgröße der „hypothetischen Frau" eine Steigerung um 40,9% auf 60,23% aus. Auch gegenüber ledigen Frauen hebt sich die Erwerbswahrscheinlichkeit – wie aus der getrennten Schätzung ersichtlich – nochmals um 18,9%. Sehr deutlich zeigt sich hier das Durchschlagen des entstehenden Versorgungsbedarfs vor allem auch im Hinblick auf zukünftige Pensionsansprüche, wenn die Erwerbsquoten von Geschiedenen im Altersverlauf betrachtet werden. Sie steigen in den Alterskohorten über 30 Jahren sprunghaft an, erreichen ihren Höhepunkt im Alter von 35-39 Jahre mit 93,0% und liegen damit gut 20%-Punkte über verheirateten Frauen. Die Erwerbsquoten liegen im gesamten Bereich signifikant über denen von Verheirateten und Ledigen.

Zu den hier erhaltenen Werten bezüglich der Wirkungen, die aus der Staatszugehörigkeit resultieren, kann leider auf keine Referenzwerte zurückgegriffen werden. Zweimüller (1987) hat die Staatsbürgerschaft auf die Ausprägungen „Österreicherin" und „Ausländerin" aggregiert. Eine vergleichende Schätzung mit diesen Aggregaten ergab ähnliche Koeffizienten. Der begründete Verdacht, daß die Variable durch unzulässige Überlagerungen nur verzerrte Ergebnisse liefert, war Anlaß für die Differenzierung in verwendeter Form.

Die Erwerbsneigung von ledigen Frauen aus dem ehemaligen Jugoslawien und der Türkei liegt deutlich über dem von österreichischen, kein Unterschied in relevanter Größenordnung besteht bei Frauen aus anderen Ländern, wobei diese Personengruppe dominiert ist von Frauen aus EU-Ländern.

Die Partizipationswahrscheinlichkeit von verheirateten Ausländerinnen unterscheidet sich vor allem bei Frauen aus der Türkei auffällig. Die Ursachen dafür mögen im wesentlichen in kulturellen Unterschieden zu suchen sein, könnten aber auch durch die Restriktionen des Aufenthaltsrechts bedingt sein. Auffällig ist auch die äußerst geringe Erwerbsneigung von verheirateten Frauen aus „anderen" Ländern, deren Stichprobenanteil allerdings nur sehr gering ist.

Die regionalen Unterschiede, die sich aus den Gesamtschätzungen ergeben, zeigen, daß Ost-Österreich bezogen auf die Basisgröße West-Österreich leicht höhere Erwerbsneigung aufweist. Um 6,4%-Punkte darunter liegt Süd-Österreich. Noch auffälliger sind die Differenzen bei Betrachtung von verheirateten und nicht verheirateten Frauen. Die Gründe dafür könnten in der unterschiedlichen Altersstruktur der Stichproben für Süd-Österreich und dem schwierigen Berufseinstieg aufgrund von hoher Jugendarbeitslosigkeit (das vor allem in der Steiermark), in Ost-Österreich in etwas längeren Ausbildungszeiten liegen.

6. Schlußfolgerungen für arbeitsmarktpolitische Maßnahmen

Zwei Parameter dominieren erwartungsgemäß die Erwerbsentscheidung von Frauen.

Das Vorhandensein von Kindern hat entscheidenden Einfluß, wobei sich das Lebensalter der Kinder in Abhängigkeit vom Familienstand ganz unterschiedlich auswirkt. Verheiratete Frauen steigen auch mit fortgeschrittenem Alter der Kinder deutlich seltener wieder ins Erwerbsleben ein als ledige.

Es ist wenig plausibel, daß nicht verheiratete Frauen einen besseren Zugang zu Kinderbetreuungseinrichtungen hätten, anzunehmen ist eher, daß diese aus einer Zwangslage intensiver nach solchen suchen und daher auch weniger annehmbare Lösungen akzeptieren müssen.

Die Verbesserung der Versorgung mit solchen Einrichtungen – wie sie im NAP im Bereich Vereinbarkeit von Familie und Beruf vorgesehen sind – sollten dazu beitragen, die Frauenerwerbsquoten anzuheben.

Gleichzeitig könnte etwa die Förderung von geteilter Karenz ähnliche Wirkung zeigen.

Verkürzte Kinderbetreuungszeiten würden zudem bedeuten, daß Frauen eine geringere Einbuße an Berufserfahrung erleiden. Höhere Bildung – eben nicht nur Schulbildung – bedeutet wiederum unabhängig vom Familienstand erhöhte Erwerbsneigung. Auch Teilzeitlösungen in und nach der Karenz erscheinen als probates Mittel, den Wiedereinstieg ins Berufsleben zu erleichtern.

Höhere abgeschlossene Schulbildung von Frauen resultiert unmittelbar in einer höheren Erwerbsneigung von Frauen, wobei berufsbildende Ausbildungen hier größere Wirkungen zeigen als etwa eine Allgemein Höherbildende Schule. Die Förderung von aus- und weiterbildenden Maßnahmen ist daher als arbeitsmarktpolitische Maßnahme angezeigt.

Und schließlich könnte auch ein Umbau des Sozialstaates von abgeleiteten Sozialleistungen (aufgrund von Ehe und Familie definiert) in Richtung eigenständiger Sozialleistungen einen weiteren Anreiz zur Steigerung der Frauenerwerbstätigkeit bringen.

Der österreichische Nationale Aktionsplan für Beschäftigung deckt zwar grob obige beiden Bereiche ab, nur mag man zum Teil detaillierte Zielvorgaben der Maßnahmen vermissen, was der Umsetzung und Zielerreichung nicht dienlich sein kann.

Anmerkungen

[1] ILO (1998) 264f.
[2] Vgl. ÖSTAT (1999) 95, 107.
[3] Quelle: ÖSTAT (1999) 93f.
[4] Die Erwerbsquote ist das Verhältnis aller Erwerbspersonen zu den Personen über 15 Jahre. Die Erwerbstätigenquote schließt hingegen arbeitslose Personen aus, gibt also gemeinsam mit der Erwerbsquote Aufschluß über die Arbeitslosenquote.
[5] Die sehr unterschiedlichen Erwerbsquoten der Länder und deren Veränderungen „hängen sowohl vom sehr unterschiedlichen Ausmaß der Arbeitslosigkeit ab, als auch von ziemlich unterschiedlichen Anteilen junger Menschen (unter 15 Jahren) ... Deswegen werden Erwerbsquoten von EUROSTAT vorzugsweise auf die Wohnbevölkerung ab 15 Jahren bezogen." zit. ÖSTAT (1999) 91. Aus der unterschiedlichen Konstruktion der Erwerbsquote von ILO und EUROSTAT leiten sich auch die auffälligen Diskrepanzen in den Länderquoten ab.
[6] Zit. ÖSTAT (1997) 92.
[7] Quelle: ÖSTAT (1999) 98.
[8] Vgl. ÖSTAT (1999) 93.
[9] Vgl. ÖSTAT (1999) 98.
[10] Vgl. Myrdal, Klein (1960).
Das Modell stammt aus den sechziger Jahren. Bereits damals konnte seine Gültigkeit in Frage gestellt werden, heute ist es keinesfalls mehr als Erklärungsansatz brauchbar, da geschätzterweise maximal 20% der Frauen noch diesem Lebensmuster folgen. Dennoch ist es im folgenden als Referenzmodell sehr dienlich.
[11] Diese Gliederung wurde nach den NUTS 3 - Einheiten des Wohnortes gegliedert. West-Österreich umfaßt die Bundesländer Oberösterreich, Salzburg, Tirol und Vorarlberg, Süd-Österreich Kärnten und Steiermark und Ost-Österreich Burgenland, Niederösterreich und Wien.
[12] Die starken Schwankungen des Graphen für „Verheiratet/Lebensgemeinschaft" bis zum

Alter von 22 Jahren sind auf die geringe Repräsentanz in der Stichprobe zurückzuführen.

[13] Für Österreich vgl. dazu Christl (1982) und Biffl (1980).

[14] Vgl. dazu u.a. Hamermesh/Rees (1993) 48f.

[15] vgl. dazu Demographisches Jahrbuch Österreichs, ÖSTAT 35f.

[16] Vgl. u.a. Judge (1988) 786f.

[17] Die Vektoren $X_1 \ldots X_n$ repräsentieren die individuellen Ausprägungen nach Alter, Anzahl der Kinder u.a.; die Koeffizienten $b_0 \ldots b_n$ sind, entsprechend zugeordnet, Ergebnis der folgenden Schätzungen.

[18] Vgl. dazu Zweimüller (1987) 172.

[19] Vgl. Zweimüller (1987) 173.

[20] Zu einem wesentlich höheren Koeffizienten für das zusätzliche Haushaltseinkommen gelangt Franz (1981) für Deutschland. In dieser Studie wird allerdings die berufliche Stellung des Partner wesentlich geringer differenziert, und sie steht daher nicht im Widerspruch zu obigen Annahmen.

[21] Hierbei darf auch nicht außer acht gelassen werden, daß die Einkommen anderer Personen als das des Partners ebenfalls in das sonstige Haushaltseinkommen eingehen, aber bei weitem nicht die Relevanz für das Arbeitsangebot haben, wegen Irrelevanz sogar zu nicht kontrollierbaren Verzerrungen führen können.

[22] Vgl. dazu u.a. ÖSTAT (1999) 26ff.

[23] Wegen der Ähnlichkeit der Konstruktion wird dieses des öfteren auch als pseudo-R2 der Kleinst-Quadrat-Schätzung bezeichnet. Es ergibt sich aus

$\rho^2 = 1 - \frac{\ln l(\Omega)}{\ln l(\omega)}$, wobei $l(\Omega)$ dem Wert der Likelihood Funktion im Maximum der Schätzung entspricht, $l(\omega)$ dem Wert der Funktion unter der Hypothese, daß die Koeffizienten $\beta_2 = \ldots = \beta_n = 0$ sind, d.h., daß nur die Konstante verschieden 0 ist. Vgl. dazu u.a. Judge (1988) 794.

[24] Vgl. Zweimüller (1987) 178.

[25] Vgl. dazu Darstellungen unter Punkt 3.1.

[26] Abgeschwächt wird dieser Schluß durch die geringere Signifikanz der Koeffizienten für die Altersklassen zwischen 12 und 18 Jahren, er bestätigt sich aber wieder in dem, auf 1%-Niveau signifikanten Koeffizienten für die höchste Altersgruppe.

[27] Vgl. Zweimüller (1987) 175.

Literatur

Biffl, G., Schwankungen der Erwerbsbeteiligung im Konjunkturverlauf; in: Wirtschaftspolitische Blätter 3 (1980) 73-83.

Christl, J., An Econometric Model of Labor Supply, in: Empirica (1982) 155-174.

Franz, W., Schätzungen regionaler Arbeitsangebotsfunktionen mit Hilfe der Tobit-Methode und des Probit-Verfahrens, in: Jahrbuch für Regionalwissenschaft 2 (1981) 171-181.

Hamermesh, D.; Rees, A.; The Economics of Work and Pay (New York 1993).

ILO, World Labour Report, Industrial Relations, Democracy and Social Stability 1997-98 (International Labour Office, Genf 1998).

Myrdal, A.; Klein, V., Die Doppelrolle der Frau in Familie und Beruf (Köln 1960).

ÖSTAT, Beschäftigung und Arbeitsmarkt, Die Arbeitskräfteerhebung der EU - Internationale Daten 1997, in: Statistische Nachrichten 2 (1999) 90-108.

ÖSTAT, Mikrozensus, Jahresergebnisse 1997 (Wien 1999).

Zweimüller, J., Bestimmungsgründe der Frauenerwerbs-beteiligung, in: Rothschild, K.;Tichy, G., Arbeitslosigkeit und Arbeitsangebot in Österreich (Wien 1987) 161-190.