

Dipl.-Ökonom Alexander Vogel

Determinanten der Frauenerwerbstätigkeit im Haushaltskontext

Im November vergangenen Jahres konnte das Statistische Bundesamt im Rahmen des Gerhard-Fürst-Preises insgesamt drei hervorragende Arbeiten mit einem engen Bezug zur amtlichen Statistik auszeichnen. Die von Herrn Professor Dr. Hans Wolfgang Brachinger (Universität Freiburg Schweiz/Université de Fribourg Suisse), dem Vorsitzenden des unabhängigen Gutachtergremiums, vorgetragene Laudationes wurden in Ausgabe 12/2006 (S. 1229 ff.) dieser Zeitschrift bereits veröffentlicht. Daran anknüpfend stellen nun die drei Preisträger ihre Arbeiten in eigenen Beiträgen näher vor. Den Anfang macht Dipl.-Ökonom Alexander Vogel, dessen bei Professor Dr. Joachim Merz an der Universität Lüneburg entstandene Diplomarbeit „Frauenerwerbstätigkeit im Haushaltskontext – Ergebnisvergleich der normalen, tatsächlichen und gewünschten Arbeitszeit mit Daten der Zeitbudgeterhebung 2001/2002 auf Basis des kollektiven Modells“ mit dem Gerhard-Fürst-Preis 2006 in der Kategorie „Diplom- und Magisterarbeiten“ prämiert wurde.

Die meisten Untersuchungen zur Erwerbstätigkeit greifen auf die Erhebung der normalerweise geleisteten Arbeitszeit zurück. Der vorliegende Artikel zielt darauf ab, robuste Ergebnisse bezüglich der Frauenerwerbstätigkeit im Haushaltskontext zu erhalten. Hierfür wird untersucht, ob davon ausgegangen werden kann, dass bisher gewonnene Erkenntnisse zum Erwerbsverhalten von den Methoden der Arbeitszeiterfassung unabhängig sind. Der herkömmlichen Operationalisierung werden dazu die gewünschte und die tatsächlich geleistete Arbeitszeit gegenübergestellt. Die Datengrundlage liefert die Zeitbudgeterhebung 2001/2002 des Statistischen Bundesamtes.

1 Problemstellung

Vor dem Hintergrund einer immer älter werdenden Bevölkerung und dem damit verbundenen anteiligen Rückgang der Erwerbstätigen, wird in der aktuellen politischen Diskussion von der Notwendigkeit einer nachhaltigen Familienpolitik gesprochen. Ziel dieser Politik ist wie bisher eine Erhöhung der Geburtenrate, um der demografischen Entwicklung entgegenzuwirken. Ergänzend kommt die Steigerung der Frauenerwerbstätigkeit als wichtiges Ziel hinzu, damit der zukünftige Arbeits- bzw. Fachkräftemangel vermieden oder zumindest abgemildert werden kann.

Um die Politik in ihren Zielen zu unterstützen, ist es Aufgabe der empirischen Forschung, gesicherte Erkenntnisse bezüglich der Frauenerwerbstätigkeit zu liefern. Die meisten Untersuchungen greifen dabei auf die Erhebung der normalerweise geleisteten Arbeitszeit zurück, womit jedoch zwei Probleme verbunden sind. Erstens kommt es zu Messfehlern, da die Befragten nur sehr schwer einschätzen können, wie viel sie tatsächlich in einer bestimmten Periode gearbeitet haben. Zweitens ergibt sich durch die Erhebung der aktuell beobachteten Arbeitszeit ein Problem der Theoriekonformität, da das Arbeitsangebot im neoklassischen Modell die von den Individuen präferierte Arbeitszeit zur Grundlage hat. Diese muss jedoch nicht zwingend mit der am Markt zustande kommenden Arbeitszeit übereinstimmen.

Die vorliegende Untersuchung greift mit Hilfe der Zeitbudgeterhebung 2001/2002 diese Probleme auf und stellt der herkömmlichen Arbeitszeiterhebung zwei alternativ erfasste Arbeitszeitvariablen gegenüber, um robuste Ergebnisse zu erhalten.

2 Theorie und schätzbares Modell

Um die Einflussgrößen der Arbeitsangebotsentscheidung in Partnerschaft lebender Frauen adäquat zu beschreiben, ist ein Modell nötig, welches den Haushaltskontext und im Speziellen die Koordination des Arbeitsangebotes zwischen den Haushaltsmitgliedern abbildet. Verhandlungsmodelle, welche die Interaktion innerhalb der Familie umfassen, liefern die Spieltheorie. Hier lassen sich nicht-kooperative beziehungsweise kooperative Verhandlungen unterscheiden.¹⁾ Die Basis der vorliegenden Analyse liefert jedoch ein Ansatz von Chiappori²⁾, der auf die Festlegung einer speziellen Verhandlungsform verzichtet und nur die Pareto-effiziente Verteilung³⁾ der Ressourcen des Haushaltes annimmt. Dieser Ansatz, bezeichnet als kollektives Modell, wurde gewählt, da die angenommenen Verhandlungen zwischen den Partnern vielfältiger Form sein können und kein bestimmter Ablauf (wie etwa in Modellen der kooperativen und nicht-kooperativen Verhandlung) festgelegt werden soll.

Bei der Untersuchung der Haushaltsentscheidungen stehen im kollektiven Modell die individuellen Präferenzen der Haushaltsmitglieder im Mittelpunkt. Jedes Mitglied maximiert seinen eigenen Nutzen, wodurch widersprüchliche oder gemeinsame Interessen entstehen, aus denen über Verhandlungen das Verhalten des Haushaltes hervorgeht. Die Ergebnisse der Verhandlungen sind dabei stets Pareto-optimal, was sich durch den Charakter der Haushaltsentscheidung als eines sich wiederholenden Spiels begründet⁴⁾.

Die Verteilung folgt im Ansatz von Chiappori⁵⁾ einem zweistufigen Verfahren. Im ersten Schritt wird das gesamte Haushaltseinkommen nach einer bestimmten Verteilungsregel (Sharing-Rule) auf die Partner verteilt. Von dieser Grundlage ausgehend werden in einem zweiten Schritt die individuellen Entscheidungen über das Arbeitsangebot und den Konsum getroffen. Im Gegensatz zum unitaristischen Modell wird daher keine gemeinsame Nutzenfunktion maximiert. Vielmehr werden die individuellen Nutzenfunktionen so maximiert, dass ein Pareto-effizientes Ergebnis erreicht wird. Die effiziente Allokation ist dabei gleichzeitig die Lösung der individuellen Ausstattung mit einem bestimmten Anteil des Nicht-Arbeitseinkommens⁶⁾. Beide Partner ($i = \text{Frau, Mann}$) ziehen ihren Nutzen (U) aus der Konsumierung von Gütern (C) als auch aus Freizeit (L). So folgt die individuelle Nutzenmaximierung:

$$\text{Max } U_i(C_i, L_i)$$

unter der Bedingung

$$C_i + w_i L_i \leq w_i T + \Phi_i(W_{\text{Frau}}, W_{\text{Mann}}, Y_{\text{Frau}}, Y_{\text{Mann}})$$

Dabei gibt T die insgesamt verfügbare Zeit, w den Stundenlohn und Y das Nicht-Arbeitseinkommen an. Des Weiteren existiert eine „Sharing-Rule“ Φ_i , welche den Verteilungsprozess innerhalb des Haushaltes definiert, nach dem jedes Haushaltsmitglied einen Teil des Nicht-Arbeitseinkommens erhält. Die vom unitaristischen Modell angenommene Aufteilung in Form des zusammengelegten Einkommens ist dabei nur ein spezieller Fall und wird nicht von vornherein angenommen.⁷⁾

Neben den Löhnen und dem Nicht-Arbeitseinkommen gibt es auch im kollektiven Modell analog zum kooperativen Modell⁸⁾ Verteilungsfaktoren, welche die Verhandlungsposition der Haushaltsmitglieder beeinflussen. Diese Verteilungsfaktoren sind definiert als Variablen, die den internen Entscheidungsprozess, nicht jedoch die individuellen Präferenzen beeinflussen.⁹⁾

Im Folgenden wird auf der Grundlage des kollektiven Modells ein schätzbares Modell für die Untersuchung abgeleitet. Es wird die Annahme getroffen, dass die Scheidung als Drohung hinter dem Verhandlungsprozess steht. Somit existieren Verteilungsfaktoren (V), welche die Verhandlungsposition der Partner auf der Grundlage der Situation nach dem Scheitern der Verhandlung beeinflussen. Des Weiteren wird die Sharing-Rule durch die Löhne der Partner (w_f, w_m) sowie durch das Haushaltseinkommen aus Nicht-Erwerbstätigkeit (Y) bestimmt. Die Sharing-Rule selbst wirkt neben dem Lohn der Frau (w_f) und individuellen bzw. haushaltsbezogenen Determinanten (X) wiederum auf die Arbeitsangebotsfunktion. Die individuelle Arbeitsangebotsfunktion (H) der Frau ergibt sich wie folgt:

$$H_f = H_f(w_f, \Phi(w_f, w_m, Y, V), X)$$

Um diese Funktion näher zu spezifizieren, wird in Anlehnung an Hourriez¹⁰⁾ und Chiappori u. a.¹¹⁾ eine semilogarithmische Form für das Arbeitsangebot sowie die Sharing-Rule gewählt. Neben den individuellen Stundenlöhnen nimmt dabei auch das Produkt der Löhne der beiden Partner Einfluss. X und V stehen jeweils für Vektoren, die aus den weiteren erklärenden Variablen bzw. aus den Verteilungsfaktoren bestehen, auf die in Kapitel 6 näher eingegangen wird.

1) Näher in Beblo, M.: "Bargaining over Time Allocation – Economic Modeling and Econometric Investigation of Time Use within Families", Heidelberg, New York 2001.

2) Siehe Chiappori, P.-A.: "Collective labor supply and welfare", Journal of Political Economy, Vol. 100, 1992, S. 437 ff.

3) Pareto-Effizienz ist gegeben, wenn sich keiner der Beteiligten mehr besser stellen kann, ohne dabei einen anderen schlechter zu stellen.

4) Siehe Beblo, M., Fußnote 1, hier: S. 19.

5) Siehe Chiappori, P.-A., Fußnote 2.

6) Siehe Chiappori, P.-A., Fußnote 2, hier: S. 446.

7) Siehe u.a. Vermeulen, F.: "Collective Household Models: Principles and Main Results", Journal of Economic Surveys, Vol. 16, Issue 4, 2002, S. 533 ff.

8) Siehe z. B. Beblo, M., Fußnote 1, hier: S. 18 f.

9) Siehe Chiappori, P.-A./Fortin, B./Lacroix G.: "Marriage Market, Divorce Legislation and Household Labor Supply", Université Laval, Département d'économique, Cahiers de recherche, Nr. 0103, 2001.

10) Siehe Hourriez, J.-M.: "Estimation of a Collective Model of Labor Supply with Female Nonparticipation", vorgestellt im Rahmen der Konferenz "Interactions within the Family: Collective Approach and Bargaining Models", 28. bis 29. Oktober 2005 in Turin; http://www.iza.org/conference_files/fam2005/hourriez_j2365.pdf (Stand: 6. März 2007).

11) Siehe Fußnote 9.

3 Daten der Zeitbudgeterhebung 2001/2002

Die Datengrundlage für die vorliegende Untersuchung liefert die Zeitbudgeterhebung 2001/2002¹²⁾, die durch ihr Erhebungsdesign die Möglichkeit bietet, drei unterschiedliche Arbeitszeitvariablen miteinander zu vergleichen. Nach der Erhebung 1991/1992 war dies die zweite bundesweite Erhebung zur Zeitverwendung der Bevölkerung in Deutschland.

Die Auswahl der Stichprobe erfolgte nach einem Quotenverfahren, wobei etwa 5 400 Haushalte mit etwa 12 600 Personen befragt wurden. Insgesamt wurden dabei rund 37 700 Tagebücher erfasst. Den Kern der Erhebung 2001/2002 stellen die durch die Befragten selbst zu führenden Tagebücher dar. Darin sollten alle Haushaltsmitglieder ab 10 Jahren an zwei Wochentagen sowie an einem Samstag oder Sonntag ihren Tagesablauf in eigenen Worten darlegen.¹³⁾

Neben der Zeiterfassung durch die Tagebücher liefert die Zeitbudgeterhebung zusätzlich umfangreiche Informationen über die teilnehmenden Haushalte und Tagebuch führenden Personen. Hierzu wurden ein Haushaltsfragebogen mit den Haushalt betreffenden Merkmalen sowie ein personenbezogener Fragebogen zur Situation der einzelnen Haushaltsmitglieder verwendet.¹⁴⁾

Durch diese unterschiedlichen Erhebungsinstrumente ergibt sich die Möglichkeit, die durch die Tagebücher erfasste Arbeitszeit einerseits und die Angaben zur normalerweise geleisteten bzw. gewünschten wöchentlichen Arbeitszeit aus dem Personenfragebogen andererseits gegenüberzustellen.

Da Gegenstand der Untersuchung das Arbeitsangebot der Frau in Partnerschaften ist, wurden nur Haushalte des Typs „Paar ohne Kind“ oder „Paar mit Kind(ern)“ ausgewählt. Insgesamt befinden sich unter den 5 171 in den Daten der Zeitbudgeterhebung 2001/2002 vorhandenen Haushalten 1 105 kinderlose Paare sowie 2 159 Paare mit Kind(ern). Zusammen machen sie knapp zwei Drittel (63,2%) der insgesamt befragten Haushalte aus.

Um die Phase der Erwerbsbeteiligung abzubilden, wurden erstens nur Paare ausgewählt, bei denen beide Partner ihre Ausbildungsphase bereits abgeschlossen haben. Zweitens wurden nur Haushalte berücksichtigt, in denen kein Partner über 65 Jahre alt ist, um Effekte des Eintritts in den Ruhe-

stand zu vermeiden. Insgesamt flossen die Daten von 2 416 Paaren in die Untersuchung ein.

4 Arbeitszeit als endogene Variable

Um möglichst robuste Ergebnisse bezüglich der Frauen-erwerbstätigkeit zu erhalten, wurden mit Hilfe der Zeitbudgeterhebung 2001/2002 drei verschiedene Arten der Arbeitszeit modelliert und gegenübergestellt: erstens die häufig verwendete normalerweise geleisteten Arbeitszeit, zweitens die aus den Tagebüchern abgeleitete tatsächliche Arbeitszeit sowie drittens die gewünschte Arbeitszeit.¹⁵⁾

In bisherigen Untersuchungen erfolgte die Erhebung der für bestimmte Aktivitäten verwendeten Zeit zumeist durch Fragen nach der typischen Dauer in einem vorgegebenen Zeitraum. So wird auch im Bereich der Arbeitszeit, als spezieller Form der Zeitverwendung, in den meisten Erhebungen die normalerweise geleistete Arbeitszeit verwendet¹⁶⁾. Diese Variable konnte mit Hilfe des Personenfragebogens gebildet werden, da hier Informationen über die Erwerbsbeteiligung der Befragten vorliegen, aus denen die normalerweise geleisteten Wochenstunden ohne gelegentliche Überstunden und die unbezahlten Mittagspausen in der Haupt- sowie Nebentätigkeit hervorgehen. Auf ein Hinzurechnen der Pendelzeit wurde verzichtet, da diese Angabe nur für die Haupterwerbstätigkeit vorliegt.

Problematisch bei dieser Erfassungsform ist jedoch, dass nur wenige Befragte ihre tatsächlich geleistete Wochenarbeitszeit kennen. Vielmehr neigen die Befragten aus Gründen der Einfachheit dazu, die vertraglich festgelegten bzw. weit verbreitete Wochenarbeitszeiten, wie etwa 38 oder 40 Stunden anzugeben, auch wenn die tatsächlich geleistete Arbeitszeit stark davon abweicht.¹⁷⁾ Daraus folgt eine Konzentration auf bestimmte Spitzenzeiten und somit eine geringe Varianz der ermittelten Arbeitszeiten.

Hingegen können sich die Befragten gut an den Ablauf des letzten Tages erinnern und so Angaben über Anfangs- und Endzeitpunkte ihrer Aktivitäten machen, woraus sich wiederum die Dauer der Aktivitäten errechnen lässt.¹⁸⁾ Eine darauf abzielende Form der Zeiterfassung ist die über selbstgeführte Tagebücher, wobei die Befragten chronologisch ihre Aktivitäten an dem zu beschreibenden Tag aufführen. In den Tagebüchern sind die oft vernachlässigten Arbeitspausen, Überstunden oder auch Stunden für einen Nebenjob sorgfältig erfasst, was es ermöglicht, genauere Daten über die tatsächliche Arbeitszeit zu erhalten.¹⁹⁾ Des Weiteren ist anzunehmen, dass bei der konventionellen Erhebungs-

12) Die verwendeten Daten der Zeitbudgeterhebung 2001/2002 können über die Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder genutzt werden. Für nähere Informationen zu den Daten sowie zu möglichen Zugangswegen siehe <http://www.forschungsdatenzentrum.de>.

13) Siehe Ehling, M.: „Zeitbudgeterhebungen 1991/92 und 2001/02 – Kontinuität und Wandel“ in Statistisches Bundesamt (Hrsg.): „Alltag in Deutschland. Analysen zur Zeitverwendung“, Band 43 der Reihe „Forum der Bundesstatistik“, Wiesbaden 2004, S. 10 ff.

14) Siehe Fußnote 13.

15) Eine ausführliche Darstellung der Modellierung der Arbeitszeitvariablen findet sich in Vogel, A.: „Zur Analyse von Aktivitäten mit Hilfe der Zeitbudgeterhebung 2001/2002 am Beispiel der Arbeitszeit“ in Rehberg, K.-S. (Hrsg.): „Die Natur der Gesellschaft“, Verhandlungsband des 33. Kongresses der Deutschen Gesellschaft für Soziologie, 2007, in Vorbereitung.

16) Siehe Dragstra, A./Tijdens, K.: „How many hours do you usually work? An analysis of the working hours questions in 26 large-scale surveys in 6 countries and the European Union“, AIAS Working Paper Nr. 05/31, Amsterdam, 2005.

17) Siehe Borjas, G. J. u. a.: „Labor Economics“, Boston, 3. Auflage, 2005.

18) Siehe Gershuny, J.: „Informal Economic Activity and Time Use Evidence“ in Merz, J./Ehling, M. (Hrsg.): „Time Use – Research, Data and Policy“, Baden-Baden 1999, S. 13 ff.

19) Siehe Klevorick, N. A.: „Estimates of a Labor Supply Function Using Alternative Measures of Hours of Work“ in Hamermesh, D. S./Pfann, G. A. (Hrsg.): „The Economics of Time Use“, Contributions to Economic Analysis, 271, Amsterdam 2004, S. 149 ff.

Tabelle 1: Deskriptive Gegenüberstellung der drei Arbeitszeitvariablen
Wochenarbeitszeit in Stunden

Nur haupterwerbstätige Frauen	Beobachtungen	Mittelwert	Median	Standardabweichung	Varianzkoeffizient ¹⁾
Normale Arbeitszeit	1 300	29,7	30,0	12,3	0,41
Tatsächliche Arbeitszeit	1 300	24,0	24,2	15,7	0,65
Gewünschte Arbeitszeit	1 300	26,9	29,0	9,7	0,36

1) Varianzkoeffizient definiert als Standardabweichung dividiert durch das arithmetische Mittel.

Quelle: Eigene Berechnungen, Zeitbudgeterhebung 2001/2002.

methode die Befragten dazu neigen, relativ seltene Ereignisse (z. B. die Betreuung von kranken Kindern), die zur Abwesenheit am Arbeitsplatz führen, nicht zu beachten. Einen Nachteil der Tagebuchdaten stellt die sehr kurze Zeitspanne dar, da normalerweise nur wenige Tage je Befragten erfasst werden. So ist kritisch anzumerken, dass zwar eine breitere Varianz erreicht werden kann, es im Gegenzug aber gerade auf individueller Ebene zu einer Überschätzung jener seltenen Ereignisse in den Tagebüchern kommen kann. Die Arbeitszeitermittlung über Tagebücher bietet allerdings eine Alternative, der nicht ausreichenden Berücksichtigung von zufälligen und nichtzufälligen Abweichungen durch die herkömmliche Erfassung entgegenzutreten.

Daher wurde zur zweiten Arbeitszeitmodellierung das Erhebungsinstrument der Tagebücher genutzt. Dabei wurden alle bezahlten Aktivitäten der Haupt- und Nebenerwerbstätigkeit einschließlich Überstunden zu einer Tagesarbeitszeitvariablen zusammengestellt. Nach Generierung der tatsächlichen Tagesarbeitszeit an den Tagen der Befragung wurde in Anlehnung an Carlin und Flood²⁰⁾ je Individuum eine synthetische Woche erzeugt. Da in der Zeitbudgeterhebung zwei Wochentage sowie ein Wochenendtag zur Verfügung stehen, wurde ein Gewicht von 2,5 für Wochentage und ein Gewicht von 2 für Wochenendtage verwendet.

Ein weiteres Problem bei der Erhebung der normalerweise geleisteten Arbeitszeit liegt in der daraus resultierenden Erfassung der aktuell beobachteten Arbeitszeit. Ausgehend von den theoretischen Grundlagen des Arbeitsangebotes wird jedoch angenommen, dass die einzelne Person die Arbeitszeit so bestimmen kann, dass ihr Nutzen maximiert wird. Diese optimale Arbeitszeit für das Individuum muss jedoch nicht mit der übereinstimmen, die auf dem Markt realisiert wird, und ist folglich nicht durch Verwendung der tatsächlichen bzw. normalerweise geleisteten Arbeitszeit zu erfassen. Um dieser Problematik entgegenzutreten, wurde auf die Frage nach der gewünschten wöchentlichen Arbeitszeit unter Berücksichtigung einer daraus resultierenden Änderung des Verdienstes zurückgegriffen. Bei der Interpretation ist jedoch im Vergleich zur normalerweise geleisteten Wochenarbeitszeit zu beachten, dass die Angabe nur die Haupterwerbstätigkeit umfasst. Für nicht erwerbstätige Personen liegen keine Angaben über ihre gewünschte Arbeitszeit vor. Bei der Konstruktion der Variablen wurde die gewünschte Arbeitszeit für alle nicht erwerbstätigen Frauen mit null angenommen, da der in die Schätzung ein-

gehende potenzielle Lohn scheinbar unter ihrem Reservationslohn liegt.²¹⁾ Da geringfügig Erwerbstätigen bzw. gelegentlich oder unregelmäßig Beschäftigten diese Frage nicht gestellt wurde, wurden sie nicht in die Schätzung mit einbezogen. Dies führte zu der geringeren Fallzahl von 1 988 Haushalten.

Damit liegen drei unterschiedliche Messungen der Arbeitszeit vor, die jeweils unterschiedliche Aspekte ansprechen. In Tabelle 1 sind die drei Varianten zusammengestellt, um einen Eindruck über die Lage- und Streuungsparameter zu geben.

Bei der ausschließlichen Betrachtung der haupterwerbstätigen Frauen (n=1 300) weist die normale Arbeitszeit mit knapp 30 Wochenstunden die höchste mittlere Stundenanzahl auf. Die 24 Wochenstunden der synthetischen Tagebuchwoche können als durchschnittliche tatsächliche Arbeitszeit unter Berücksichtigung anormaler Ereignisse interpretiert werden. Die gewünschte Arbeitszeit liegt mit durchschnittlich knapp 27 Wochenstunden zwischen normaler und tatsächlicher Arbeitszeit. Da die Frage nach der gewünschten Arbeitszeit jedoch nicht explizit Nebentätigkeiten berücksichtigt, ist der ausgewiesene Wert im Vergleich zu den Nebentätigkeiten umfassenden ersten beiden Maßen unterschätzt.

Wie erwartet zeigt die tatsächliche Arbeitszeit bei der Betrachtung der haupterwerbstätigen Frauen die größte Streuung. Die geringste Streuung weist interessanterweise die gewünschte Arbeitszeit auf – die Präferenzen scheinen also eher dichter beieinander zu liegen.

5 Ökonometrischer Ansatz

Da die in der vorliegenden Untersuchung näher betrachteten abhängigen Variablen Lohn und Arbeitszeit jeweils im Wert null zensiert sind, ist eine einfache Regressions-schätzung mit Hilfe der Methode der kleinsten Quadrate nicht angemessen. Zur Modellierung der Arbeitszeit und ferner des Lohns unter Berücksichtigung der Partizipationsentscheidung wird daher auf zwei alternative statistische Modelle zurückgegriffen: das generalisierte Tobit-Modell (Tobit II) sowie das Double-Hurdle-Modell. Das von Cragg²²⁾ vorgeschlagene Double-Hurdle-Modell ist dabei als Erweiterung des generalisierten Tobit-Modell zu sehen. Um posi-

20) Siehe Carlin, P. S./Flood L.: "Do children affect the labor supply of Swedish men? Time diary vs. survey data", Labour Economics, 1997, S. 167 ff.

21) Somit gibt es dem neoklassischen Ansatz folgend, keine unfreiwillige Arbeitslosigkeit, was durchaus kritisch zu sehen ist.

22) Siehe Cragg, J. G.: "Some statistical models for limited dependent variables with application to the demand for durable goods", Econometrica, 39/5, 1971, S. 829 ff.

tive Werte zu beobachten, müssen zwei Hürden überwunden werden. Übertragen auf die Arbeitszeiterfassung durch Tagebücher muss erstens die Partizipationsentscheidung positiv ausfallen, womit das Individuum den Erwerbstätigen zuzuordnen ist. Zweitens muss die Person tatsächlich am zu beschreibenden Tag arbeiten. Somit berücksichtigt das Double-Hurdle-Modell auch den Fall der Erwerbstätigkeit bei gleichzeitiger Nicht-Partizipation am Tag der Befragung. Dieser Fall besitzt gerade bei der Untersuchung von Tagebücherdaten einen großen Stellenwert. Eine detailliertere Darstellung der ökonomischen Modelle findet sich bei Vogel²³⁾.

6 Determinanten der Frauenerwerbstätigkeit

Bezüglich der Ergebnisse lässt sich einleitend feststellen, dass sowohl die verschiedenen ökonomischen Modelle

als auch die drei Ansätze zur Erfassung der Arbeitszeit bezüglich der Wirkungsrichtungen und Signifikanzen ein sehr konsistentes Bild zeigen. Dies ist aufgrund der unterschiedlichen Spezifikationen durchaus überraschend.

Tabelle 2 gibt einen Überblick über die Ergebnisse für die normale, gewünschte und die tatsächliche Arbeitszeit auf Basis der Schätzung des Tobit II-Modells mit Hilfe des Maximum-Likelihood-Ansatzes. Dieser Ansatz wurde als Grundlage für den Vergleich gewählt, da er im Gegensatz zum Tobit I-Modell eine getrennte Partizipationsgleichung ausweist und gegenüber dem zweistufigen Heckman-Ansatz effektiver ist. Ergänzend werden für die tatsächliche Arbeitszeit die Ergebnisse der Double-Hurdle-Schätzung geliefert.

Einkommensvariablen

Der Lohnsatz sowie das Nicht-Arbeitseinkommen nehmen eine wichtige Stellung in der Arbeitsangebotstheorie ein.

Tabelle 2: Schätzung der normalen, tatsächlichen und gewünschten Arbeitszeit¹⁾

Exogene Variablen	Tobit II (Maximum Likelihood)-Modell			Double-Hurdle-Modell
	normale Arbeitszeit	gewünschte Arbeitszeit	tatsächliche Arbeitszeit	
Sharing-Rule				
(potenzieller) Lohn (ln)	-11,200***	-8,564***	-8,097**	-6,631**
(potenzieller) Partnerlohn (ln)	-11,664***	-9,661***	-16,166***	-12,133***
ln Lohn * ln Partnerlohn	3,366***	3,229***	4,642***	3,685***
Nicht-Arbeitseinkommen im Haushalt ..	-1,726***	-0,579	-2,864***	-1,247*
Verhandlungsstärke				
Ausbildungsverhältnis	3,967	0,8	1,479	-3,593
Altersverhältnis	-10,369	-12,564	-14,7	3,934
Persönliche Variablen				
Abitur	0,492	-0,203	1,105	-0,628
Realschule	0,239	-0,489	2,034	0,542
Universität	8,682***	2,782***	6,811***	6,193***
Berufsfachschule	2,901***	1,199*	1,566	2,223
Alter	-6,845***	-2,596	-7,271**	-4,796
Alter ²	0,163***	0,062	0,189***	0,113
Alter ³	-0,001***	-0,001	-0,002***	-0,001
Schlechte Gesundheit	-0,123	-0,194	-3,061***	-0,261
Haushaltsvariablen				
Partner arbeitet	-3,248***	-2,023**	-1,363	-4,536***
Jüngstes Kind unter 3 Jahre	-12,001***	-4,550***	-23,341***	-14,882***
Jüngstes Kind zwischen 3 und 6 Jahren ..	-8,007***	-4,335***	-12,124***	-8,498***
Jüngstes Kind zwischen 6 und 10 Jahren ..	-5,814***	-3,769***	-8,248***	-7,899***
Anzahl der Kinder	-2,262***	-1,333***	-2,707***	-1,687***
Externe Kinderbetreuung	1,43	-1,077	2,105	-0,238
Pflegefall im Haushalt	2,824	-0,376	-3,377	-4,824
Neue Länder und Berlin-Ost	1,469	5,393***	1,294	0,921
Arbeitslosenquote	0,263*	0,075	0,244	0,357
Tagebuchjahreszeit				
Winter				-1,823
Frühling				-1,651
Sommer				0,188
Konstante	161,73***	96,300***	154,832***	123,747***
Selektionsgleichung				
nur ausgewählte Variablen:				
Ausbildungsverhältnis	1,423**	2,281***	0,548	0,766
Altersverhältnis	-2,188*	-2,319	-1,119	-1,426
Externe Kinderbetreuung	0,336***	0,405***	0,153	0,241*
Neue Länder und Berlin-Ost	0,266*	0,290*	0,224	0,163
Arbeitslosenquote	-0,030**	-0,025*	-0,012	-0,016
...			0,085	0,155*
Atanh ρ	0,004	0,178	1,531***	

1) Angegeben sind die Koeffizienten und das Signifikanzniveau (* für $\alpha = 0,10$, ** für $\alpha = 0,05$ und *** für $\alpha = 0,01$).

Quelle: Eigene Berechnung, Zeitbudgeterhebung 2001/2002.

23) Siehe Vogel, A.: „Frauenerwerbstätigkeit im Haushaltskontext. Ergebnisvergleich der normalen, tatsächlichen und gewünschten Arbeitszeit mit Daten der Zeitbudgeterhebung 2001/2002 auf Basis des kollektiven Modells“, Schriftenreihe „Statistik und Wissenschaft“ (Hrsg.: Statistisches Bundesamt), Band 9, 2007, in Vorbereitung.

Wie oben gezeigt, wird auch die Sharing-Rule im kollektiven Modell maßgeblich von den Löhnen der beiden Partner sowie dem Haushaltseinkommen aus Nicht-Erwerbstätigkeit bestimmt. Vor der Schätzung der Arbeitsangebotsgleichung wurde mit Hilfe des von Heckman²⁴⁾ vorgeschlagenen zweistufigen Verfahrens der logarithmierte Nettostundenlohn für die nicht am Arbeitsmarkt partizipierenden Personen geschätzt.

Für alle drei Arbeitszeitvariablen zeigt sich ein signifikant negativer Einfluss des (potenziellen) logarithmierten Lohnes auf das Arbeitsangebot. Abgeleitet aus der Theorie scheint somit der Einkommenseffekt bei Frauen in Partnerschaften zu überwiegen. Dies bedeutet, dass mit steigendem Lohnsatz das Arbeitsangebot sinkt, da mit einem geringeren Arbeitseinsatz der gleiche Konsum realisiert werden kann. Des Weiteren kommt es bei der tatsächlichen und normalen Arbeitszeit zu einem hoch signifikanten Rückgang der Arbeitszeit mit höherem Nicht-Arbeitseinkommen sowie bei einem steigenden (potenziellen) logarithmierten Stundenlohn des Partners. Unter Annahme der Freizeit als normales Gut sind diese Wirkungsrichtungen theoriekonform. Bei der gewünschten Arbeitszeit zeigt sich im Tobit II (Maximum Likelihood)-Modell kein signifikanter Einfluss des Nicht-Arbeitseinkommens auf das Stundenangebot.

In Tabelle 3 sind die Elastizitäten des Arbeitsangebotes²⁵⁾ bei den drei Arbeitszeitvariablen gegenübergestellt. Am elastischsten reagieren die tatsächlichen Arbeitsstunden. Auf eine Nettolohnerhöhung der Frau um 1 % folgt eine Verringerung des Stundenangebots um 0,72 %. Wird die mögliche Nicht-Arbeit von Erwerbstätigen am Tag der Befragung durch die Verwendung des Double-Hurdle-Modells kontrolliert, nähert sich die Reaktion mit 0,59 % des Stundenangebots jedoch den Werten der beiden anderen Arbeitszeitvariablen an. Am geringsten fällt die Änderung bei der gewünschten Arbeitszeit aus.

Tabelle 3: Arbeitsangebotselastizitäten der Frau
Prozent

Lohnänderung	Änderung der Arbeitsstunden der Frau bei der			
	normalen Arbeitszeit	ge-wünschten Arbeitszeit	tatsächlichen Arbeitszeit	
	Tobit II (Maximum Likelihood)-Modell			Double-Hurdle-Modell
Erhöhung des Nettolohns der Frau um 1%	-0,47	-0,34	-0,72	-0,59
Erhöhung des Nettolohns des Mannes um 1% ...	-0,49	-0,38	-1,43	-1,07

Quelle: Eigene Berechnungen, Zeitbudgeterhebung 2001/2002.

In Bezug auf die Änderung des Partnerlohnes zeigt sich ein ähnliches Bild. Bei der tatsächlichen Arbeitszeit zeigt sich im Vergleich zur normalen und gewünschten Arbeitszeit sowie im Vergleich zu einer Änderung des eigenen Lohnes

eine deutlich elastischere Reaktion. Ein höherer Lohn des Mannes scheint also dazu zu führen, dass die Partnerin beim Auftritt anomaler Ereignisse eher ihr Stundenangebot reduziert.

Faktoren der Verhandlungsstärke

Bei den Faktoren der Verhandlungsstärke handelt es sich im kollektiven Modell um Verteilungsfaktoren innerhalb der Sharing-Rule. Sie beeinflussen das Drohpotenzial der Partner, das aus der hypothetischen Situation nach einer gescheiterten Verhandlung und der daraufhin folgenden Scheidung resultiert. Darunter werden vornehmlich externe Variablen, wie etwa das Geschlechterverhältnis oder die Scheidungsgesetzgebung, verstanden. Da eine Zuspiegelung solcher Variablen nur auf Bundeslandebene möglich gewesen wäre, wird ersatzweise auf interne Faktoren zurückgegriffen. Als Ausdruck der Dominanz zwischen den beiden Partnern wurden zwei Faktoren der Verhandlungsstärke konstruiert: einerseits das Verhältnis der Lebensalter und andererseits das Verhältnis der Ausbildungsjahre der beiden Partner.

Um positive zwischen null und eins normierte Werte zu erhalten, wurde das Verhältnis der Alter als Anteil an der Summe der beiden Partnerlebensalter gebildet. Je höher der Wert, desto älter ist die Frau im Vergleich zu ihrem Partner. Daraus resultiert unter der Annahme, dass der ältere Partner es schwerer hat, nach einer Scheidung einen neuen Partner zu finden, eine schwächere Verhandlungsposition. Analog ergibt sich im Fall des Ausbildungsverhältnisses: Je höher der Wert, desto höher ist der Ausbildungsstand der Frau gegenüber dem ihres Mannes. Unter der Annahme, dass sich damit bessere externe Alternativen realisieren lassen, bedeutet dies eine bessere Verhandlungsposition der Frau.

Das Verhältnis der Lebensalter sowie der Ausbildungsdauer der beiden Partner als Faktoren der Verhandlungsstärke zeigen in keiner der separat geschätzten Gleichungen für das Arbeitsstundenangebot einen signifikanten Einfluss. Sie scheinen jedoch einen Einfluss darauf zu haben, ob die Frau arbeitet oder nicht. Für die normale und die gewünschte Arbeitszeit zeigen die Partizipationsgleichungen einen schwach signifikanten Einfluss auf das Arbeitsangebot. Je schwächer sich die Verhandlungsmacht der Frau darstellt, desto geringer ist die Partizipationswahrscheinlichkeit. Eine mögliche Erklärung liegt in der Vernachlässigung der Haushaltsproduktion in der vorliegenden Untersuchung. So ist denkbar, dass bei einer schwachen Verhandlungsposition die Frau einen großen Anteil der Arbeit im Haushalt leisten muss, was jedoch in der Freizeit-Arbeitszeit-Betrachtung nicht ersichtlich wird. Eine weitere Erklärung außerhalb der neoklassischen Theorie ist ein direkter Nutzen aus der Arbeit selbst, zum Beispiel durch Anerkennung, Bestätigung oder andere nichtmonetäre Anreize. So ist es für die Frau sinnvoll, gerade bei einer hohen Verhandlungsmacht ein höheres Arbeitsangebot durchzusetzen.

24) Siehe Heckman, J. J.: "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47/1, 1979, S. 153 ff.

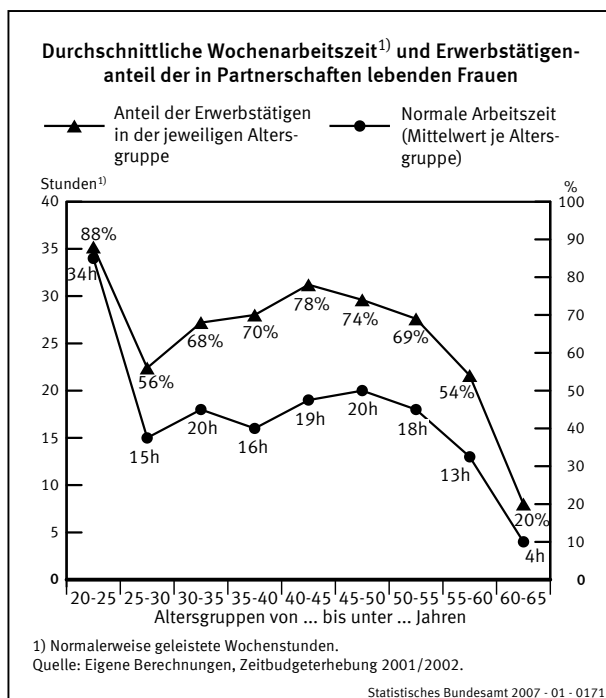
25) Die Arbeitsangebotselastizität wurde empirisch nach der Formel $(\delta H_u / \delta w) * (w / H_u)$ durch Division des Koeffizienten des logarithmierten Lohnes der Frau/des Mannes aus dem Tobit II (Maximum Likelihood)-Modell bzw. dem Double-Hurdle-Modell durch die jeweilige mittlere Arbeitszeit der Frau berechnet.

Humankapitalvariablen

Bei der Betrachtung der Humankapitalvariablen lässt sich feststellen, dass der Schulabschluss keinen Einfluss auf das Arbeitsangebot der Frau hat. In keiner der Schätzungen zeigte sich ein signifikanter Einfluss. Bezüglich der Berufsausbildung zeigt sich konform zur Humankapitaltheorie mit höherem Abschluss eine Ausweitung des Arbeitsangebotes.

Lebensalter

Der Einfluss des Alters auf das Arbeitsangebot der Frau zeigt einen Verlauf in drei Phasen. Zunächst eine hohe Erwerbsbeteiligung bei Berufseintritt, gefolgt vom zeitweisen Auscheiden aus dem Erwerbsleben (wegen Geburt oder Erziehung von Kindern) und schließlich von einem Wiedereintritt in die Erwerbstätigkeit. Das Schaubild zeigt für die in Partnerschaften lebenden Frauen einen hohen Anteil von Erwerbstätigen²⁶⁾ sowie ein hohes durchschnittliches Arbeitsstundenangebot in der Altersgruppe der 20- bis unter 25-Jährigen. Nach dem Abfallen der beiden Kurven erreichen das Arbeitsstundenangebot und der Anteil der Erwerbstätigen in den Altersgruppen zwischen 40 und 50 Jahren erneut ein Maximum.



In der Arbeitsangebotsfunktion wurde diesem speziellen Verlauf durch Einschluss der zweiten und dritten Potenz des Alters Rechnung getragen. Die Koeffizienten für alle drei zeigen die erwarteten Vorzeichen (erste und dritte Potenz des Alters negativ, zweite Potenz positiv). Bis auf das Tobit II-

Modell der gewünschten Arbeitszeit und das Double-Hurdle-Modell der tatsächlichen Arbeitszeit zeigt sich überwiegend ein hoch signifikanter Einfluss des Alters der Frau auf ihr Arbeitsangebot.

Kinder und Kinderbetreuung

Wie zu erwarten zeigen die Altersvariablen des jüngsten Kindes einen zumeist hoch signifikant negativen Einfluss auf die Partizipationswahrscheinlichkeit sowie auf das Stundenangebot. Dieser negative Effekt ist umso geringer, je älter das jüngste Kind ist. Auch die Anzahl der Kinder im Haushalt zeigt einen hoch signifikanten Einfluss auf alle drei Arbeitszeitvariablen. Sowohl das Stundenangebot als auch die Wahrscheinlichkeit zu arbeiten nehmen mit zunehmender Anzahl von Kindern ab.²⁷⁾

Dementgegen wirkt die Tatsache, ob die Möglichkeit der externen Kinderbetreuung in Anspruch genommen wurde, positiv auf die Partizipationsbereitschaft. Zwar zeigt sich kein signifikanter Einfluss auf das Stundenangebot, es lässt sich jedoch bei der normalen und gewünschten Arbeitszeit ein hoch signifikant positiver Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, dass die Frau erwerbstätig ist, ausmachen. Dieser Effekt zeigt sich nicht in den Schätzungen mit der tatsächlichen Arbeitszeit. Es ist zu vermuten, dass der Grund hierfür in der Berücksichtigung nicht alltäglicher Ereignisse liegt. So könnte die Nicht-Erwerbstätigkeit der Frau in der Tagebuchwoche aus Krankheit des Kindes (bzw. der Kinder) oder dem Ausfall der normalerweise vorhandenen externen Betreuung resultieren. Insofern ist ein positiver Einfluss der Variablen nicht zu erwarten, da in den angesprochenen Fällen eine externe Betreuung nicht in Anspruch genommen werden konnte.

Gesundheitszustand

Der allgemeine Gesundheitszustand hat in allen Partizipationsgleichungen einen hoch signifikanten Einfluss. Wie erwartet, hat ein schlechter Gesundheitszustand einen negativen Effekt auf die Wahrscheinlichkeit, erwerbstätig zu sein. Auf das Stundenangebot hat der Gesundheitszustand nur bei der Messung der tatsächlichen Arbeitszeit einen Einfluss. Hier wird wiederum der Vorteil der Zeiterfassung über das Tagebuch, auch anormale Ereignisse wie etwa Krankheit zu berücksichtigen, deutlich.

Pflegefall im Haushalt

Die Tatsache, ob sich im Haushalt eine pflegebedürftige Person befindet, spielt eine untergeordnete Rolle. In keinem der geschätzten Ansätze ist diese Variable signifikant.

Erwerbsstatus des Partners

Der Einfluss des Erwerbsstatus des Partners zeigt in den Daten zwei Effekte. Einerseits kommt es in der Partizipa-

26) Anteil der erwerbstätigen Frauen an allen Frauen.

27) In der vorliegenden Untersuchung wurde die Anzahl der Kinder als exogen in der Arbeitsangebotsgleichung betrachtet. Die Vernachlässigung der möglicherweise simultanen Fertilitäts- und Angebotsentscheidung ist bei der Interpretation der Ergebnisse zu beachten.

tionsgleichung zu einer stark signifikanten Erhöhung der Wahrscheinlichkeit, erwerbstätig zu sein, wenn der Partner arbeitet. Andererseits zeigt sich ein signifikant bzw. hoch signifikant negativer Einfluss auf das Stundenangebot, wenn der Partner einer Erwerbstätigkeit nachgeht. Zu vermuten ist daher, dass die Frau im Hinblick auf ihre Verhandlungsposition ebenfalls arbeitet, wenn ihr Partner erwerbstätig ist. Dies jedoch dann in geringerem Maße als es nötig wäre, wenn sie Alleinverdienerin wäre.

Beim Vergleich der Arbeitszeitvariablen zeigt sich der Partizipationseffekt nicht im Falle der gewünschten Arbeitszeit. Der Rückgang des Stundenangebots lässt sich in den Schätzungen für die tatsächliche Arbeitszeit nur im Double-Hurdle-Modell erkennen.

Regionale Variablen

Um etwaige Nachfragerestriktionen mit zu berücksichtigen, wurde die regionale Arbeitslosenquote als erklärende Variable mit einbezogen. Als weitere regionale Komponente wurde die Dummy-Variablen neue Länder und Berlin-Ost verwendet. Auch wenn eine Korrelation mit der Variablen Arbeitslosenquote besteht, wurden beide Variablen aufgenommen, um neben der Arbeitsmarktsituation auch kulturelle Unterschiede im Bezug auf den Umgang mit der Erwerbstätigkeit von Frauen mit einzubeziehen.

Sowohl für die gewünschte als auch für die normale Arbeitszeit zeigen die regionalen Variablen neue Länder und Berlin-Ost sowie die regionale Arbeitslosigkeit in den Partizipationsgleichungen einen schwach signifikanten Einfluss. Dabei ist für Frauen im Osten Deutschlands die Wahrscheinlichkeit, erwerbstätig zu sein, höher als für Frauen im Westen. Der negative Einfluss der Höhe der regionalen Arbeitslosigkeit auf die Partizipationswahrscheinlichkeit spiegelt die Restriktion der Nachfrageseite wider. Interessanterweise hat die Höhe der Arbeitslosigkeit einen schwach signifikant positiven Einfluss auf das Stundenangebot der normalen Arbeitszeit. Dies könnte ein Indiz dafür sein, dass Erwerbstätige in einer Region mit hoher Arbeitslosigkeit sich durch ihre schlechtere Verhandlungsposition gegenüber dem Arbeitgeber gezwungen sehen, mehr Arbeit anzubieten.

Im Fall der gewünschten Arbeitszeit zeigt sich des Weiteren ein hoch signifikant positiver Einfluss der Variablen neue Länder und Berlin-Ost auf das Stundenangebot. So scheinen sich die Frauen im Osten Deutschlands eine höhere Arbeitszeit zu wünschen, als sie effektiv zustande kommt.

Auf die tatsächliche Arbeitszeit haben die regionalen Variablen keinen signifikanten Einfluss.

7 Zusammenfassung der Ergebnisse

Zusammenfassend zeigt sich ein sehr homogenes Bild in den Schätzergebnissen der verschiedenen Arbeitszeitvariablen. Insbesondere trifft dies auf die Wirkungsrichtungen der Löhne zu, welche relevant sind, um die etwaigen Effekte durch Änderungen der Löhne abzuschätzen. Die ermittelten

Elastizitäten des Arbeitsstundenangebots in Bezug auf eine Änderung des Lohnes der Frau liegen im Bereich von $-0,34\%$ für die gewünschte bis $-0,59\%$ für die tatsächliche Arbeitszeit.

Es zeigen sich jedoch auch Unterschiede zwischen der normalen Arbeitszeit und den alternativen Arbeitszeitvariablen. Bei der tatsächlichen Arbeitszeit wird die Berücksichtigung von anomalen Ereignissen sowohl in der Variablen zum Gesundheitszustand als auch in der Variablen zur externen Kinderbetreuung deutlich. So wirkt sich Krankheit negativ auf das Stundenangebot in der synthetischen Tagebuchwoche aus. Gleichzeitig verliert die externe Kinderbetreuung ihren signifikanten Einfluss, da es beispielsweise Fälle gibt, in denen nur die Mutter bzw. die Eltern die Kinderbetreuung übernehmen können (Krankheit des Kindes, geschlossener Kindergarten usw.). Der Vorteil der Variablen gewünschte Arbeitszeit liegt in der theoriekonformen Betrachtung der Präferenzen der Individuen. Dies drückt sich zum Beispiel im sichtbar werdenden Wunsch der Frauen in den neuen Ländern und Berlin-Ost aus, mehr Arbeitsstunden anzubieten – ein Effekt, den die normale Arbeitszeit nicht erfasst.

Im Hinblick auf die familienpolitische Diskussion liefern die Ergebnisse dieser Studie zwei Anhaltspunkte: Erstens scheint auf Basis der Ergebnisse der Zeitbudgeterhebung 2001/2002 mit einer Erhöhung der Löhne keine Ausweitung des Arbeitsangebotes der Frauen verbunden zu sein. Zweitens wirkt sich das Vorhandensein von Kindern negativ auf das Arbeitsangebot aus, wobei sich die Wirkung mit zunehmendem Alter der Kinder abschwächt. Die Inanspruchnahme externer Kinderbetreuungsmöglichkeiten wirkt sich dagegen positiv auf das Arbeitsangebot von Frauen aus. So konnte die Bereitstellung externer Betreuungseinrichtungen dazu beitragen, eine höhere Geburtenrate mit einer Steigerung der Frauenerwerbstätigkeit zu vereinen. [\[1\]](#)

Auszug aus Wirtschaft und Statistik

© Statistisches Bundesamt, Wiesbaden 2007

Vervielfältigung und Verbreitung, auch auszugsweise, mit Quellenangabe gestattet.

Herausgeber: Statistisches Bundesamt, Wiesbaden

Schriftleitung: N. N.
Verantwortlich für den Inhalt:
Brigitte Reimann,
65180 Wiesbaden

- Telefon: +49 (0) 6 11/75 20 86
- E-Mail: wirtschaft-und-statistik@destatis.de

Vertriebspartner: SFG Servicecenter Fachverlage
Part of the Elsevier Group
Postfach 43 43
72774 Reutlingen
Telefon: +49 (0) 70 71/93 53 50
Telefax: +49 (0) 70 71/93 53 35
E-Mail: destatis@s-f-g.com

Erscheinungsfolge: monatlich



Allgemeine Informationen über das Statistische Bundesamt und sein Datenangebot erhalten Sie:

- im Internet: www.destatis.de

oder bei unserem Informationsservice
65180 Wiesbaden

- Telefon: +49 (0) 6 11/75 24 05
- Telefax: +49 (0) 6 11/75 33 30
- www.destatis.de/kontakt

