

Der Einfluss von Arbeitsbedingungen und Haushaltskontext auf krankheitsbedingte Fehlzeiten

Eine geschlechterbezogene Analyse auf Basis des Sozio-ökonomischen Panels

Miriam Beblo und Renate Ortlieb

Zusammenfassung. In diesem Beitrag analysieren wir den Einfluss von Arbeitsbedingungen und Haushaltskontext auf krankheitsbedingte Fehlzeiten für Frauen und Männer. Damit sollen Unzulänglichkeiten einer bisher diesen Bereich dominierenden zweigeteilten Forschungsperspektive – mit Fokus auf der Arbeitssphäre für Männer und Fokus auf dem privaten Umfeld für Frauen – überwunden werden. Die empirische Analyse basiert auf Daten des Sozio-ökonomischen Panels. Die Ergebnisse einer Ordered-Probit-Schätzung zeigen, dass sowohl die Arbeitsbedingungen als auch der Haushaltskontext krankheitsbedingte Fehlzeiten beeinflussen, und zwar für Frauen wie für Männer. Geschlechterbezogene Unterschiede bestehen insbesondere in Hinblick auf die relative Bedeutung der Arbeitsbedingungen sowie auf das Zusammenleben mit Kindern über drei Jahren. Diese Ergebnisse belegen die Überlegenheit des von uns gewählten umfassenderen Forschungsansatzes gegenüber der genannten zweigeteilten Forschungsperspektive.
Schlüsselwörter: Fehlzeiten, Arbeitsbedingungen, Haushaltskontext, Ordered-Probit-Schätzung

The impact of working conditions and household context on employee absenteeism. A gender-based investigation with the German Socio-economic Panel

Abstract. This is an investigation of the impact of working conditions and household context on absenteeism of male and female employees. We attempted to overcome the deficiencies of the traditional dualistic research approach with a focus on the job sphere for men and a focus on the private sphere for women. Our empirical analysis is based on the German Socio-economic Panel. The results of an ordered probit estimation strongly support the hypothesis that women's and men's absences are related to both working conditions and household context. Gender differences in absences are for the most part related to the relative impact of working conditions and the presence of children above the age of 3 years at home. These results confirm that our applied, comprehensive comprising research approach is preferable to the mentioned dualistic approach.

Key words: employee absenteeism, working conditions, household context, ordered probit estimation

Gängige Forschungspraxis ist es, bei der Untersuchung von arbeitsbezogenen Einstellungen und Verhaltensweisen primär auf die Arbeitsbedingungen zu fokussieren. Demgegenüber werden Aspekte der privaten Lebenssituation nur selten berücksichtigt. Dabei liegt dies in vielen Fällen nahe.

Im Falle der Forschung zu krankheitsbedingten Fehlzeiten erfolgt nun häufig eine solche Fokuserweiterung, allerdings lässt sich dabei ein spezifisches, mit größeren Unzulänglichkeiten behaftetes Muster beobachten. Dieses Muster lässt sich mit Feldberg und Glenn (1979) wie folgt charakterisieren: Bei der Analyse von arbeitsbezogenen Einstellungen und Verhaltensweisen von *Männern* werden insbesondere die Arbeitsbedingungen betrachtet,

demgegenüber werden Aspekte der privaten Lebenssituation ausgeblendet (so genanntes *job model*). Außerdem werden empirische Befunde auch dann, wenn sie ausschließlich auf Informationen über Männer basieren, verallgemeinernd auf die Gesamtheit der Beschäftigten übertragen, obwohl Arbeitsbedingungen für Frauen möglicherweise anders wirken. Im Gegensatz dazu werden bei der Analyse von arbeitsbezogenen Einstellungen und Verhaltensweisen von *Frauen* häufiger Aspekte der privaten Lebenssituation sowie Personenmerkmale berücksichtigt, wohingegen die Arbeitsbedingungen vernachlässigt werden (so genanntes *gender model*).

Das *job model* und das *gender model* begründen gemeinsam eine zweigeteilte Forschungsperspektive. Diese

wird zumeist implizit eingenommen und hat starke paradigmatische Wirkung: Sie prägt maßgeblich die Formulierung von Untersuchungsfragen, die Wahl des empirischen Datenmaterials wie auch die Ergebnisinterpretation. In Studien zu krankheitsbedingten Fehlzeiten (vgl. z.B. Derr, 1995; Kunz, 2002; Rentsch & Steel, 1998; Sczesny & Thau, 2004; Theis, 1985) bedeutet dies typischerweise, dass zunächst bei der Hypothesenformulierung weder geschlechterbezogene Aspekte noch Aspekte der privaten Lebenssituation explizit thematisiert werden. In den darauf folgenden statistischen Analysen wird das Geschlecht quasi standardgemäß als binäre Einfluss- oder Kontroll-Variable berücksichtigt. Deuten die empirischen Befunde auf vergleichsweise hohe krankheitsbedingte Fehlzeiten von Frauen hin, so wird ad hoc nach Begründungen in der privaten Lebenssituation – insbesondere in Zusammenhang mit familiären Verpflichtungen und mit Verweis auf die daraus entstehende (Doppel-)Belastung – gesucht (vgl. auch die zusammengefassten Beispiele bei Neuberger, 1997; Ortlieb, 2003).

Die Schwächen dieser Vorgehensweise sind offenkundig (vgl. auch Lennon & Rosenfield, 1992; Resch, 2002; Sonntag, 1996): Zum einen werden weder die Arbeitsbedingungen der Frauen noch die private Lebenssituation der Männer im Detail analysiert – auch dann nicht, wenn nach Begründungen für verhältnismäßig hohe Fehlzeiten von Männern gesucht wird. Zum anderen wird *innerhalb* der Gruppe der Frauen und der Gruppe der Männer nicht weiter differenziert, obwohl dies angesichts von sehr heterogenen Lebenssituationen und -verläufen erforderlich erscheint.

Zudem sprechen zahlreiche theoretische Ansätze¹ und empirische (Einzel-)Befunde gegen diese Ergebnisinterpretation. Vorauszuschicken ist, dass empirische Befunde zu geschlechterbezogenen Unterschieden in Hinblick auf krankheitsbedingte Fehlzeiten gemischt sind: Teils liegen die Fehlzeiten von Frauen über denen von Männern (vgl. z.B. Bridges & Mumford, 2001; Mastekaasa & Olsen, 1998; Mathieu & Kohler, 1990; Stephan, 1991; Thalmaier, 2002), teils verhält es sich genau umgekehrt (vgl. z.B. Bürkardt & Oppen, 1984; Deimer, Jaufmann & Wendisch, 1998; Firniss, 1983; Kohler, 2002; Vetter, Küsgens & Schumann, 2005). Die Fehlzeiten unterscheiden sich unter anderem in Abhängigkeit von der verwendeten Messgröße. So ergeben einige Studien zwar häufigere Abwesenheitsperioden für Frauen, die allerdings von kürzerer Dauer sind (vgl. z.B. Farrell & Stamm, 1988; Mastekaasa & Olsen, 1998). Ferner verschwinden geschlechterbezogene Unterschiede häufig, wenn weitere sozio-demografische und arbeitsplatzbezogene Merkmale kontrolliert werden (vgl. z.B. Spencer &

Steers, 1980). Zum Beispiel gilt für Frauen wie für Männer gleichermaßen, dass körperliche Belastungen und Konflikte mit Vorgesetzten krankheitsbedingte Fehlzeiten erhöhen und Autonomie sowie Kontrollmöglichkeiten und soziale Unterstützung diese senken (vgl. z.B. Bürkardt & Oppen, 1984; Fried & Ferris, 1987; Mastekaasa & Olsen, 1998; Rentsch & Steel, 1998; Schmidt, 1996; Schmidt & Daume, 1996; Youngblood, 1984).

Darüber hinaus zeigen sich für Frauen wie für Männer Einflüsse der privaten Lebenssituation auf verschiedene Fehlzeitenmaße (vgl. z.B. Blegen, Mueller & Price, 1988) – allerdings mit geschlechterbezogenen Unterschieden: Für Männer erhöhen Kinder im Vorschulalter sowie der Umstand, nicht verheiratet zu sein, die Fehlzeiten (vgl. z.B. Bridges & Mumford, 2001; Leigh, 1983; Vistnes, 1997). Dagegen erhöhen für Frauen Kinder bis zum Vorschulalter die Fehlzeiten, und der Familienstand hat keinen Einfluss (vgl. ebenda). Weitere Studien ergeben allerdings, dass die Fehlzeiten für Frauen mit zunehmender Kinderzahl sinken (Paringer, 1983) bzw. dass sich geschlechterbezogene Unterschiede überhaupt nicht auf die Kinderzahl zurückführen lassen (Mastekaasa & Olsen, 1998; Scott & McClellan, 1990).

Bei diesen empirischen Ergebnissen handelt es sich nun weitgehend um Einzelbefunde, die teilweise auch nur deskriptiver Natur sind. Nur sporadisch wurden bisher sowohl die Arbeitsbedingungen als auch die private Lebenssituation gemeinsam in multivariaten Modellen für Frauen und Männer berücksichtigt. Die entsprechenden Plädoyers von Feldberg und Glenn (1979), Harrison und Martocchio (1998), Sonntag (1996) sowie VandenHeuvel und Wooden (1995) aufgreifend, wollen wir mittels der folgenden Analysen einen Beitrag zur Schließung dieser Forschungslücke leisten.

Dabei ergeben sich aus den bisherigen theoretischen und empirischen Erkenntnissen folgende *Untersuchungsfragen*:

1. Welchen Einfluss haben Arbeitsbedingungen auf krankheitsbedingte Fehlzeiten? Wir vermuten, dass hohe Belastungen und geringe Entfaltungs- und Einflussmöglichkeiten sowie ein ungünstiges soziales Umfeld am Arbeitsplatz krankheitsbedingte Fehlzeiten erhöhen. Wir vermuten außerdem, dass diese Zusammenhänge gleichermaßen für Frauen und Männer bestehen.

2. Welchen Einfluss hat der Haushaltskontext als spezieller Bereich der privaten Lebenssituation auf krankheitsbedingte Fehlzeiten? Wir vermuten, dass das Zusammenleben mit betreuungsbedürftigen Kindern bzw. pflegebedürftigen Angehörigen die krankheitsbedingten Fehlzeiten erhöht und dass mögliche Entlastungen durch einen (Ehe-)Partner bzw. eine (Ehe-)Partnerin sowie institutionelle Kinderbetreuung die krankheitsbedingten Fehlzeiten senken. Wir vermuten außerdem, dass diese Zusammenhänge gleichermaßen für Frauen und Männer bestehen.

¹ Wir konzentrieren uns in der folgenden Darstellung auf empirische Befunde. Theoretische Ansätze, die z.B. in den angegebenen Quellen diskutiert werden, liegen unserer Analyse ebenfalls zugrunde, werden aber aus Platzgründen nicht expliziert.

Methode

Unsere Analysen basieren auf Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP). Das SOEP ist eine jährliche Befragung von Haushalten und Personen in Deutschland, die seit 1984 durchgeführt wird. Neben Angaben zur Erwerbssituation der Befragten sowie ihrem persönlichen, sozialen und familiären Umfeld enthält der Datensatz auch Informationen über krankheitsbedingte Fehlzeiten. Darüber hinaus wurden in einigen Jahren Fragen zu den Arbeitsbedingungen gestellt, nämlich in den Jahren 1985, 1987, 1995 und 2001. Auf diese Erhebungswellen konzentrieren wir uns im Folgenden.

Wir berücksichtigen dabei alle Befragten zwischen 20 und 55 Jahren, die einer regelmäßigen abhängigen Beschäftigung nachgehen (in Voll- oder Teilzeit, auch geringfügige Beschäftigung). Auszubildende, Selbstständige sowie in Land- und Forstwirtschaft tätige Personen berücksichtigen wir nicht. Der Stichprobenumfang beträgt insgesamt 18 832 Personen (10 974 Männer und 7 858 Frauen).

Abhängige Variable: krankheitsbedingte Fehlzeiten

Krankheitsbedingte Fehlzeiten werden im SOEP retrospektiv mittels einer Frage erhoben, die sich auf das Kalenderjahr vor der aktuellen Befragung bezieht. Es wird nach der Anzahl der Tage gefragt, an denen krankheitsbedingt – unabhängig von einer ärztlichen Arbeitsunfähigkeitsbescheinigung – nicht gearbeitet wurde. Da die Befragten offensichtlich unterschiedlicher Auffassung darüber sind, ob zum Beispiel für eine einwöchige Abwesenheit fünf oder aber sieben Fehltage anzugeben sind, häufen sich die Antworten (neben der Antwortalternative *keinen Tag*) bei Vielfachen von fünf (z. B. 5, 10, 15 Tage) und Vielfachen von sieben (z. B. 7, 14, 21 Tage). Um diese definitionsbedingten Abweichungen aufzufangen, haben wir fünf Kategorien gebildet mit (1) 0 Fehltagen, (2) 1 bis 7 Fehltagen, (3) 8 bis 14 Fehltagen, (4) 15 bis 21 Fehltagen sowie (5) 22 und mehr Fehltagen.

Erklärende Variablen: Arbeitsbedingungen, Haushaltskontext und Kontrollvariablen

Die *Arbeitsbedingungen* werden in den vier von uns analysierten Erhebungswellen des SOEP mittels elf Fragen erhoben. Diese haben wir faktorenanalytisch verdichtet, um die Anzahl der unabhängigen Variablen auf ein praktikables Maß zu reduzieren. Die Faktorenanalyse ergab folgende drei Faktoren:² 1. *Autonomie*: verantwortungsvolle, abwechslungsreiche sowie die persönliche Ent-

wicklung fördernde Tätigkeiten mit großem Handlungsspielraum, 2. *Belastungen* organisatorischer und physischer Art: strenge Leistungskontrolle, Schichtarbeit, körperlich schwere Arbeit sowie belastende Umwelteinflüsse und 3. *soziales Umfeld*: Auskommen mit Vorgesetzten und Kollegen. Alle Variablen wurden so (re-)kodiert, dass eine hohe positive Ausprägung gleichbedeutend ist mit *hoch* (Autonomie, Belastungen) bzw. mit *gut* (soziales Umfeld).

Der *Haushaltskontext* wird im SOEP mittels zahlreicher Variablen erfasst, von denen wir die folgenden sieben aus theoretischen Überlegungen und statistischen Gründen als die besonders relevanten ausgewählt haben: Die Anwesenheit von 1. (Ehe-)Partner/-in im Haushalt, 2. (Ehe-)Partner/-in und Kind(ern) bis zu 16 Jahren im Haushalt (Interaktionsterm), 3. Kind(ern) im Alter von bis zu 16 Jahren im Haushalt, 4. Kind(ern) im Alter von bis zu drei Jahren im Haushalt sowie 5. keine institutionelle Kinderbetreuung für Kind(er) im Alter bis zu drei Jahren, 6. durchschnittlich pro Werktag geleistete Stunden Hausarbeit und Kinderbetreuung sowie 7. pflegebedürftige Person im Haushalt.

Neben den Arbeitsbedingungen und dem Haushaltskontext berücksichtigen wir außerdem *Kontrollvariablen*, die üblicherweise ebenfalls krankheitsbedingte Fehlzeiten (moderierend) beeinflussen (vgl. zusammenfassend z. B. Clegg, 1983; Farrell & Stamm, 1988; Neuberger, 1997; Thalmaier, 2002). Dazu zählen zum einen Personenmerkmale (vgl. Tabelle 1) und zum anderen die Kalenderjahre³.

Zur Betrachtung von geschlechterbezogenen Aspekten führen wir die statistischen Analysen getrennt für Frauen und Männer durch. Durch diese Vorgehensweise können mögliche strukturelle Unterschiede und Gemeinsamkeiten zwischen Frauen und Männern beim Zusammenhang der Einflussvariablen mit krankheitsbedingten Fehlzeiten besser berücksichtigt werden als durch die schlichte Aufnahme einer binären Variable für die Geschlechtszugehörigkeit in einem gemeinsamen Modell (vgl. auch Harrison & Martocchio, 1998; Leigh, 1983; VandenHeuvel & Wooden, 1995).

² Die Faktorenanalyse erfolgte unter Beachtung des Kaiser-Kriteriums (Hauptkomponentenanalyse, Eigenwerte größer gleich 1) mit Varimax-Rotation. Eine der elf Variablen konnte keinem der Faktoren inhaltlich und statistisch eindeutig zugeordnet werden. In die späteren Analysen gehen die Ausprägungen der drei Faktoren ein, die sich als aufsummierte Produkte aus den Ausgangswerten der zehn Variablen und den jeweiligen regressionsanalytisch ermittelten Parametern ergeben. Auf eine Dokumentation wird hier aus Platzgründen verzichtet, sie ist auf Anfrage von den Autorinnen erhältlich.

³ Die Kalenderjahre (Dummy-Variablen) bilden Einflüsse des historischen Kontexts ab wie z. B. die Lage auf dem Arbeitsmarkt, die konjunkturelle Lage oder gesetzliche Rahmenbedingungen.

Tabelle 1. Mittelwerte und Standardabweichungen der erklärenden Variablen

	Männer		Frauen		Unterschied signifikant
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	
<i>Personenmerkmale</i>					
Alter	38.26	9.27	37.67	9.41	**
keine Ausbildung	.17	.37	.20	.40	**
Ausbildung	.67	.47	.64	.48	**
Hochschulabschluss	.17	.37	.16	.36	#
einfache Arbeiter/-innen	.22	.41	.23	.42	#
Facharbeiter/-innen	.34	.47	.06	.23	**
einfache Angestellte	.18	.38	.58	.49	**
höhere Angestellte	.17	.37	.08	.27	**
einfache Beamte	.04	.21	.02	.13	**
höhere Beamte	.05	.22	.03	.18	**
wöchentl. Arbeitsstunden	43.10	8.45	34.89	10.94	**
Betriebszugehörigkeitsdauer	10.27	8.79	8.14	7.56	**
<i>Arbeitsbedingungen</i>					
Faktor 1 <i>Autonomie</i>	.13	1.00	-.15	.97	**
Faktor 2 <i>Belastungen</i>	.22	1.03	-.31	.88	**
Faktor 3 <i>soziales Umfeld</i>	-.03	1.01	.62	.97	**
<i>Haushaltskontext</i>					
mit Partner/-in	.71	.45	.65	.48	**
mit Partner/-in und Kind(ern)	.48	.50	.34	.47	**
mit Kind(ern) ≤ 16 Jahre	.53	.50	.43	.50	**
mit Kind(ern) ≤ 3 Jahre	.13	.33	.05	.21	**
keine institutionelle Kinderbetreuung für Kind(er) ≤ 3 Jahre	–	–	.04	.18	
werktägl. Stunden Hausarbeit und Kinderbetreuung	1.81	1.91	4.67	3.69	**
mit pflegebedürftiger Person	.02	.13	.01	.12	*
<i>N</i>	10 974		7 858		

Anmerkungen. Quelle: Sozio-ökonomisches Panel, Erhebungswellen (mit Bezug auf) 1985, 1987, 1995 und 2001; eigene Berechnungen; durch Rundungen addieren einige Anteile nicht zu 1; # $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$.

Ergebnisse

In Abbildung 1 ist die Häufigkeitsverteilung der *abhängigen Variable* – der fünf Kategorien von krankheitsbedingten Fehlzeiten – aufgeschlüsselt nach Frauen und Männern dargestellt.

Aus Abbildung 1 ist ersichtlich, dass Männer häufiger als Frauen angeben, an keinem Tag gefehlt zu haben (46% der Männer gegenüber 41% der Frauen). Frauen geben demgegenüber häufiger an, eine oder mehrere Wochen gefehlt zu haben. Der arithmetische Mittelwert

beträgt für Männer 10.3 Tage und für Frauen 11.8 Tage. Dieser Unterschied ist statistisch signifikant ($p < .01$). Zu beachten ist, dass diese Werte, die auf den Selbstauskünften der Befragten basieren, die tatsächlichen Fehlzeiten mit großer Wahrscheinlichkeit unterschätzen.

Für einen deskriptiven Überblick über die *erklärenden Variablen* sind in Tabelle 1 Mittelwerte und Standardabweichungen dargestellt.

Um die Einflüsse der erklärenden Variablen auf krankheitsbedingte Fehlzeiten zu überprüfen, haben wir ein Ordered Probit-Modell mithilfe der Maximum Like-

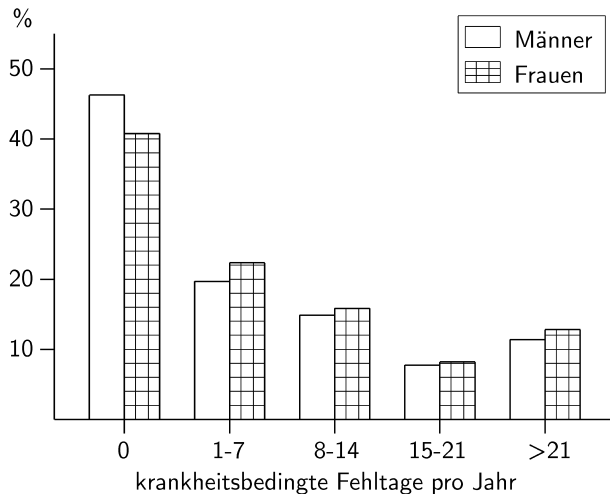


Abbildung 1. Krankheitsbedingte Fehltag – Häufigkeiten der Kategorien für Frauen und Männer (Quelle: Sozio-ökonomisches Panel, Erhebungswellen [mit Bezug auf] 1985, 1987, 1995 und 2001; eigene Berechnungen).

lihood-Methode geschätzt. Dieses multivariate Analyseverfahren eignet sich insbesondere für die Überprüfung des Zusammenhangs zwischen mehreren (kategorial wie metrisch skalierten) Variablen auf der einen Seite und einer ordinal skalierten abhängigen Variable mit mehr als zwei Ausprägungen auf der anderen Seite. Da die Unterschiede in den Kategorien unserer abhängigen Variable nicht kardinal interpretiert werden können (zur Erinnerung: in Kategorie 2 befinden sich alle Personen, die 1 bis 7 Fehltag angeben, und in Kategorie 3 diejenigen, die 8 bis 14 Fehltag angeben), hätten beispielsweise die Ergebnisse einer Kleinst-Quadrate-Schätzung wenig Aussagekraft.

Bei der Interpretation der Schätzkoeffizienten eines Ordered Probit-Modells ist zu beachten, dass sich die Richtung des Einflusses sowie dessen Signifikanz ableiten lassen, dass deren Betrag aber – anders als etwa Beta-Koeffizienten einer Kleinst-Quadrate-Schätzung – keine Aussage über das Ausmaß des Einflusses der jeweiligen Variablen gestattet. Aus Gründen der besseren Interpretierbarkeit (und aus Platzgründen) haben wir die marginalen Effekte der Arbeitsbedingungsfaktoren und der Haushaltskontextvariablen berechnet und weisen diese, getrennt für Frauen und Männer, in den Tabellen 2 und 3 aus. Hier ist allerdings zu beachten, dass ein direkter Vergleich der Größenordnungen von haushalts- und arbeitsplatzbedingten Einflüssen problematisch ist, da die marginalen Effekte auf Basis von unterschiedlichen Änderungen der Basisvariablen berechnet werden. Während es sich bei den Variablen des Haushaltskontextes in erster Linie um Indikatorvariablen mit den Ausprägungen 0 und 1 handelt, variieren die Arbeitsbedingungsfaktoren in der Marginalanalyse jeweils um eine Standardabweichung.

Anhand der Tabellen 2 und 3 lassen sich sowohl für die Arbeitsbedingungen als auch für den Haushaltskontext Unterschiede wie auch Gemeinsamkeiten für Frauen und Männer identifizieren. Für beide Geschlechter haben alle drei Arbeitsbedingungsfaktoren einen statistisch signifikanten Effekt auf die krankheitsbedingten Fehlzeiten, und zwar jeweils in der von uns erwarteten Richtung: *Autonomie*, das heißt, verantwortungsvolle und die persönliche Entwicklung fördernde Tätigkeiten mit großem Handlungsspielraum, senkt krankheitsbedingte Fehlzeiten. Dagegen erhöhen *Belastungen* diese, und ein gutes *soziales Umfeld*, bezogen auf Vorgesetzte und Kollegen, senkt sie wiederum.

Ein Vergleich der marginalen Effekte erlaubt nun noch detailliertere Aussagen über die Wirkungszusammenhänge: Für *Männer* (vgl. Tabelle 2) erhöht sich die Wahrscheinlichkeit an keinem einzigen Tag zu fehlen um 3.1 Prozentpunkte, wenn sich der Faktor *Autonomie* um eine Standardabweichung erhöht. Folglich ist die Wahrscheinlichkeit für höhere Fehltag(kategorien) bei mehr *Autonomie* am Arbeitsplatz geringer. So verringert sich beispielsweise die Wahrscheinlichkeit für mehr als 21 Fehltag um 1.5 Prozentpunkte. Die marginalen Effekte des Faktors *soziales Umfeld* sind etwas geringer, die Wahrscheinlichkeit für keinen Fehltag beträgt 2.6 Prozentpunkte. Demgegenüber verringert eine Erhöhung des Faktors *Belastungen* um eine Standardabweichung die Wahrscheinlichkeit für keinen Fehltag um 3.8 Prozentpunkte und erhöht diejenige für mehr als 21 Fehltag um 1.8 Prozentpunkte.

Der Vergleich mit den Schätzergebnissen für *Frauen* (vgl. Tabelle 3) weist auf eine relativ größere Bedeutung der Arbeitsbedingungen *Belastungen* und *soziales Umfeld* für Frauen als für Männer hin – die marginalen Effekte sind betragsmäßig jeweils größer – bei einem etwas geringeren Stellenwert des Faktors *Autonomie*.

Von denjenigen Variablen, die den *Haushaltskontext* abbilden, haben für *Männer* nur wenige einen signifikanten Einfluss auf krankheitsbedingte Fehlzeiten, nämlich lediglich das Zusammenleben mit Kindern im Alter von bis zu drei Jahren (die Wahrscheinlichkeit für keinerlei Fehltag verringert sich um 3 Prozentpunkte und diejenige für mehr als 21 Fehltag erhöht sich um 1.5 Prozentpunkte) sowie die Anzahl der an einem Werktag geleisteten Stunden für Hausarbeit und Kinderbetreuung. Hier sinkt die Wahrscheinlichkeit für keinen Fehltag um 1.8 Prozentpunkte und diejenige für mehr als 21 Fehltag erhöht sich um 0.9 Prozentpunkte, wenn die häusliche Arbeit um eine Standardabweichung (also um 1.9 Stunden) ausgeweitet wird. Letztere hat für *Frauen* keinen signifikanten Einfluss auf krankheitsbedingte Fehlzeiten – die marginalen Effekte sind vernachlässigbar klein –, wohl aber das Zusammenleben mit einem (Ehe-)Partner und mit Kindern beider Altersgruppen sowie das (Nicht-)Vorhandensein einer institutionellen Betreuung für Kinder

Tabelle 2. Marginale Effekte der Ordered Probit-Schätzung für Männer; abhängige Variable: krankheitsbedingte Fehlzeiten (fünf Kategorien)

	Effekt signifikant ($p < .05$)	Fehltag Männer				
		0	1–7	8–14	15–21	> 21
<i>Arbeitsbedingungen</i>						
Faktor 1 <i>Autonomie</i>	ja	3.05	–.23	–.73	–.62	–1.47
Faktor 2 <i>Belastungen</i>	ja	–3.78	.28	.91	.77	1.83
Faktor 3 <i>soziales Umfeld</i>	ja	2.60	–.19	–.62	–.53	–1.25
<i>Haushaltskontext</i>						
mit Partner/-in	nein	1.38	–.10	–.33	–.28	–.67
mit Partner/-in und Kind(ern)	nein	–2.29	.17	.55	.47	1.11
mit Kind(ern) \leq 16 Jahre	nein	.43	–.03	–.10	–.09	–.21
mit Kind(ern) \leq 3 Jahre	ja	–3.00	.18	.70	.61	1.50
werktägl. Stunden Hausarbeit und Kinderbetreuung	ja	–1.79	.13	.43	.36	.86
mit pflegebedürftiger Person	nein	–4.91	.22	1.11	1.01	2.56
<i>N</i>		10 974				
Pseudo-R ²		.02				

Anmerkungen. Lesehilfe: Die Tabellenwerte geben an, um wieviele Prozentpunkte sich die Wahrscheinlichkeit erhöht, dass eine Person in eine Fehltagkategorie fällt, wenn die jeweilige Variable 1 ist (Dummy-Variable) oder um eine Standardabweichung steigt (kontinuierliche Variable); bei der Schätzung wurden Kontrollvariablen berücksichtigt (s. o.), deren marginale Effekte hier nicht wiedergegeben werden; technische Details: Die marginalen Effekte basieren auf Dichte- bzw. Verteilungsfunktionen, die anhand der Schwellen- und Mittelwerte der Variablen für eine hypothetische Durchschnittsperson errechnet wurden; Quelle: Sozio-ökonomisches Panel, Erhebungswellen (mit Bezug auf) 1985, 1987, 1995 und 2001; eigene Berechnungen.

Tabelle 3. Marginale Effekte der Ordered-Probit-Schätzung für Frauen; abhängige Variable: krankheitsbedingte Fehlzeiten (fünf Kategorien)

	Effekt signifikant ($p < .05$)	Fehltag Frauen				
		0	1–7	8–14	15–21	> 21
<i>Arbeitsbedingungen</i>						
Faktor 1 <i>Autonomie</i>	ja	2.40	–.07	–.55	–.49	–1.29
Faktor 2 <i>Belastungen</i>	ja	–4.31	.12	.99	.88	2.32
Faktor 3 <i>soziales Umfeld</i>	ja	3.46	–.10	–.80	–.71	–1.86
<i>Haushaltskontext</i>						
mit Partner/-in	nein	–1.95	.06	.45	.40	1.04
mit Partner/-in und Kindern	ja	7.29	–.33	–1.73	–1.48	–3.75
mit Kind(ern) \leq 16 Jahre	ja	–6.61	.13	1.50	1.35	3.63
mit Kind(ern) \leq 3 Jahre	ja	–8.65	–.28	1.76	1.78	5.38
keine institutionelle Kinderbetreuung für Kind(er) \leq 3 Jahre	ja	12.71	–1.35	–3.26	–2.49	–5.61
werktägl. Stunden Hausarbeit und Kinderbetreuung	nein	–.00	.00	.00	.00	.00
mit pflegebedürftiger Person	nein	0.60	–.02	–.14	–.12	–.32
<i>N</i>		7 858				
Pseudo-R ²		.02				

Anmerkungen. Siehe Anmerkungen zu Tabelle 2.

im Alter von bis zu drei Jahren⁴. Dabei erhöht das alleinige Zusammenleben mit Kindern krankheitsbedingte Fehlzeiten, wohingegen der Interaktionseffekt zwischen dem Zusammenleben mit Kindern und dem Zusammenleben mit einem Partner wie auch überraschenderweise die Nicht-Inanspruchnahme einer institutionellen Kinderbetreuung krankheitsbedingte Fehlzeiten senken. Die marginalen Effekte weisen für Letzteres eine um 12.7 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit für keinerlei Fehltag aus. Weder für Frauen noch für Männer haben dagegen das Zusammenleben mit einem (Ehe-)Partner/einer (Ehe-)Partnerin ohne Kinder und das Zusammenleben mit einer pflegebedürftigen Person einen signifikanten Einfluss. Einschränkend muss darauf hingewiesen werden, dass bezüglich des Haushaltskontextes die jeweiligen Ausprägungen der Variablen aufgrund gegenseitiger Abhängigkeiten (Multikollinearität) stark von der gewählten Schätzgleichung abhängen. Allerdings zeigen Sensitivitätsanalysen, dass der statistisch signifikante Zusammenhang mit der Privatsphäre insgesamt robust gegenüber alternativen Spezifikationen ist.

Diskussion

Die Ergebnisse unserer Analyse zeigen sehr deutlich, dass krankheitsbedingte Fehlzeiten sowohl von den Arbeitsbedingungen als auch von der privaten Lebenssituation beeinflusst werden, und zwar gleichermaßen bei Frauen und Männern. Dies entspricht unseren in der Einleitung dargestellten Vermutungen. Bei einer differenzierteren Betrachtung lassen sich allerdings auch einige Unterschiede in den Einflussstrukturen für Frauen und Männer identifizieren. Bezüglich der Arbeitsbedingungen (erste Untersuchungsfrage) ist insbesondere interessant, dass krankheitsbedingte Fehlzeiten bei Frauen stärker als bei Männern durch Belastungen sowie durch das soziale Umfeld am Arbeitsplatz beeinflusst werden, wohingegen sie für Männer stärker als für Frauen durch Autonomie am Arbeitsplatz beeinflusst werden. Dieser Befund präzisiert die oben dargestellten Ergebnisse anderer empirischer Studien insofern, als dass über die Feststellung von grundlegenden Gemeinsamkeiten in den Einflussstrukturen eben auch geschlechterbezogene Unterschiede identifiziert werden können. Bezüglich des Haushaltskontextes (zweite Untersuchungsfrage) ist interessant, dass insgesamt weniger Aspekte die krankheitsbedingten Fehlzeiten von Männern beeinflussen als diejenigen von Frauen und dass das Ausmaß an geleisteter Hausarbeit und Kinderbetreuung zwar bei Männern

die krankheitsbedingten Fehlzeiten beeinflusst, nicht aber bei Frauen. Bemerkenswert ist außerdem, dass Frauen, die mit Kindern in einem Haushalt leben, zum einen dann seltener fehlen, wenn auch ihr (Ehe-)Partner im Haushalt lebt, und zum anderen dann, wenn Kleinkinder nicht institutionell betreut werden. Beide Umstände scheinen entlastend zu wirken, wobei die Entlastung bei der Betreuung der Kleinkinder möglicherweise dadurch entsteht, dass die Kinder von anderen Personen versorgt werden, die eine *komfortablere* Betreuung bieten⁵. Auch diese Ergebnisse sind als Präzisierung der oben dargestellten Befunde anderer Studien aufzufassen, da hier die verschiedenen Aspekte des Haushaltskontextes detaillierter betrachtet werden können.

Das Ergebnis, dass die krankheitsbedingten Fehlzeiten der Frauen in unserer Stichprobe im Durchschnitt höher sind als diejenigen der Männer, sollte mit Vorsicht interpretiert werden, da unsere Daten auf Selbstaussagen basieren und in mehreren anderen Studien festgestellt wurde, dass die Selbstaussagen die tatsächlichen Fehlzeiten stets unterschätzen. Dies gilt insbesondere für Männer (vgl. Goldberg & Waldman, 2000; Harrison & Shaffer, 1994; Sczesny & Thau, 2004)⁶. Daneben ist auf weitere Schwächen in Hinblick auf das Datenmaterial hinzuweisen: Zum einen kann aufgrund der Frageformulierung im SOEP nicht – wie sonst üblich – zwischen der Häufigkeit und der Dauer von Fehlzeiten unterschieden werden, und aufgrund des Antwortverhaltens der Befragten kann nicht mit der Anzahl von Fehltagen gerechnet werden. Dadurch entfallen aufschlussreiche Analysemöglichkeiten, und Ergebnisvergleiche mit anderen Studien werden erschwert. Zum anderen basieren die Auswahl und die Formulierung der für unsere Studie relevanten Fragen im SOEP nicht auf einschlägigen theoretischen Konzepten (wie z. B. auf dem Job Characteristics-Modell von Hackman & Oldham, 1980), so dass die Daten deren direkte Überprüfung nicht erlauben. Darüber hinaus wären Informationen über die Qualität konkreter Be- und Entlastungen im Haushaltskontext wünschenswert.

Trotz dieser Einschränkungen in Hinblick auf die Validität und Reliabilität des Datenmaterials halten wir unsere SOEP-basierten Analyseergebnisse für aussagekräftig und fruchtbar, da das SOEP einige Vorzüge aufweist: Dies sind insbesondere die große Anzahl an Fällen und Variablen, die eine umfangreichere Untersuchung von Arbeitsbedingungen und privater Lebenssituation für Frauen und Männer überhaupt erst ermöglichen, sowie

⁴ Die Information über institutionelle Kinderbetreuung für Kinder im Alter von bis zu drei Jahren ist in der Schätzgleichung der Männer nicht berücksichtigt. Diese Variable liefert nicht nur keinen statistisch signifikanten Beitrag zur Erklärung von krankheitsbedingten Fehltagen, sondern sie konterkariert darüber hinaus auch die Korrelation mit der Variable *Kinder im Alter von bis zu drei Jahren im Haushalt*.

⁵ So stehen diese im Gegensatz zur Kinderkrippe oder zum Kindergarten eventuell auch bei besonderen Belastungen zur Verfügung, wie z. B. bei Krankheit des Kindes. Darüber hinaus können bei nicht-institutioneller Kinderbetreuung Engpässe durch ferienbedingte Schließzeiten oder erhöhte Ansteckungsgefahr mit Krankheiten umgangen werden.

⁶ Für die Untersuchung der Einflussstrukturen ist dies im Übrigen unerheblich, da es keinen Grund für die Annahme weiterer struktureller Verzerrungen gibt (vgl. VandenHeuvel & Wooden, 1995).

die Replizierbarkeit und Verfeinerungsmöglichkeit unserer Analysen. Eine solche Verfeinerung in zukünftigen Studien halten wir in Hinblick auf mehrere Variablenbereiche wie zum Beispiel die Arbeits- und Lebenszufriedenheit und die Gesundheit sowie in Hinblick auf Längsschnittdesigns für viel versprechend – Aspekte, die wir in dieser Studie aus Gründen der Komplexitätsreduktion ausgespart haben. Gleichzeitig halten wir – mit der Erweiterung um diese Aspekte – eine umfassende theoretische Fundierung für erforderlich. Wie wichtig es ist, dabei sowohl den Einfluss der Arbeitsbedingungen als auch der privaten Lebenssituation für Frauen und Männer zu betrachten und damit die Unzulänglichkeiten der eingangs beschriebenen zweigeteilten Forschungsperspektive zu überwinden, sollten unsere Ergebnisse gezeigt haben.

Literatur

- Blegen, M. A., Mueller, C. W. & Price, J. L. (1988). Measurement of kinship responsibility for organizational research. *Journal of Applied Psychology*, 73, 402–409.
- Bridges, S. & Mumford, K. (2001). Absenteeism in the UK: A comparison across genders. *Manchester School*, 69, 276–284.
- Bürkardt, D. & Oppen, M. (1984). *Sind Frauen häufiger krank? Arbeitsunfähigkeitsrisiken erwerbstätiger Frauen.* (WZB IIVG Papers 84–216). Berlin: Wissenschaftszentrum Berlin.
- Clegg, C. W. (1983). Psychology of employee lateness, absence, and turnover: A methodological critique and an empirical study. *Journal of Applied Psychology*, 68, 88–101.
- Deimer, K., Jaufmann, D. & Wendisch, N. (1998). Krankenstand: hier und anderswo. *Die Mitbestimmung*, 44, 27–29.
- Derr, D. (1995). *Fehlzeiten im Betrieb. Ursachen und Vermeidungsstrategien.* Köln: Wirtschaftsverlag Bachem.
- Farrell, D. & Stamm, C. L. (1988). Meta-analysis of the correlates of employee absence. *Human Relations*, 41, 211–227.
- Feldberg, R. L. & Glenn, E. N. (1979). Male and female: Job versus gender models in the sociology of work. *Social Problems*, 26, 524–538.
- Firniss, U. (1983). *Betriebliche Fehlzeiten durch Krankmeldung. Bestandsaufnahme und Motivationsforschung. Ein Vergleich zwischen den Verhältnissen in der Bundesrepublik Deutschland und in Schweden.* Frankfurt a. M.: Lang.
- Fried, Y. & Ferris, G. R. (1987). The validity of the job characteristics model: A review and meta-analysis. *Personnel Psychology*, 40, 287–322.
- Goldberg, C. B. & Waldman, D. A. (2000). Modeling employee absenteeism: Testing alternative measures and mediated effects based on job satisfaction. *Journal of Organizational Behavior*, 21, 665–676.
- Hackman, J. R. & Oldham, G. R. (1980). *Work Redesign.* Reading, MA: Addison-Wesley.
- Harrison, D. A. & Martocchio, J. J. (1998). Time for absenteeism: A 20-year review of origins, offshoots, and outcomes. *Journal of Management*, 24, 305–350.
- Harrison, D. A. & Shaffer, M. A. (1994). Comparative examinations of self-reports and perceived absenteeism norms: Wading through Lake Wobegon. *Journal of Applied Psychology*, 79, 240–251.
- Kohler, H. (2002). *Krankenstand – Ein beachtlicher Kostenfaktor mit fallender Tendenz. Entwicklung, Struktur und Bestimmungsfaktoren krankheitsbedingter Fehlzeiten.* (IAB-Werkstattbericht Nr. 1 vom 30.1.2002). Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.
- Kunz, P. (2002). *Fehlzeiten als unternehmenspolitischer Entscheidungsfall. Ursachen – Wirkungszusammenhänge – Maßnahmen.* Wiesbaden: DUV.
- Leigh, J. P. (1983). Sex differences in absenteeism. *Industrial Relations*, 22, 349–361.
- Lennon, M. C. & Rosenfield, S. (1992). Women and mental health: The interaction of job and family conditions. *Journal of Health and Social Behavior*, 33, 316–327.
- Mastekaasa, A. & Olsen, K. M. (1998). Gender, absenteeism, and job characteristics. A fixed effects approach. *Work and Occupations*, 25, 195–228.
- Mathieu, J. E. & Kohler, S. S. (1990). A test of the interactive effects of organizational commitment and job involvement on various types of absence. *Journal of Vocational Behavior*, 36, 33–44.
- Neuberger, O. (1997). *Personalwesen 1. Grundlagen, Entwicklung, Organisation, Arbeitszeit, Fehlzeiten.* Stuttgart: Enke.
- Ortlieb, R. (2003). *Betrieblicher Krankenstand als personalpolitische Arena. Eine Längsschnittanalyse.* Wiesbaden: DUV.
- Paringer, L. (1983). Women and absenteeism: Health or economics? *American Economic Review*, 73, 123–127.
- Rentsch, J. R. & Steel, R. P. (1998). Testing the durability of job characteristics as predictors of absenteeism over a six-year period. *Personnel Psychology*, 51, 165–190.
- Resch, M. (2002). Der Einfluss von Familien- und Erwerbsarbeit auf die Gesundheit. In K. Hurrelmann & P. Kolip (Hrsg.), *Geschlecht, Gesundheit und Krankheit. Männer und Frauen im Vergleich* (S. 403–418). Bern: Huber.
- Schmidt, K.-H. (1996). Wahrgenommenes Vorgesetztenverhalten, Fehlzeiten und Fluktuation. *Zeitschrift für Arbeits- und Organisationspsychologie*, 40, 54–62.
- Schmidt, K.-H. & Daume, B. (1996). Beziehung zwischen Aufgabenmerkmalen, Fehlzeiten und Fluktuation. *Zeitschrift für Arbeits- und Organisationspsychologie*, 40, 181–189.
- Scott, K. D. & McClellan, E. L. (1990). Gender differences in absenteeism. *Public Personnel Management*, 19, 229–253.
- Sczesny, S. & Thau, S. (2004). Gesundheitsbewertung vs. Arbeitszufriedenheit: Der Zusammenhang von Indikatoren des subjektiven Wohlbefindens mit selbstberichteten Fehlzeiten. *Zeitschrift für Arbeits- und Organisationspsychologie*, 48, 17–24.
- Sonntag, S. (1996). Arbeitsbedingungen und psychisches Befinden bei Frauen und Männern. Eine Metaanalyse. *Zeitschrift für Arbeits- und Organisationspsychologie*, 40, 118–126.
- Spencer, D. G. & Steers, R. M. (1980). The influence of personal factors and perceived work experiences on employee turnover and absenteeism. *Academy of Management Journal*, 23, 567–572.
- Stephan, G. (1991). Fehlzeiten: Eine theoretische und empirische Untersuchung mit Individualdaten. *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 24, 583–594.
- Thalmaier, A. (2002). *Eine ökonomische Analyse von Fehlzeiten.* Frankfurt a. M.: Lang.
- Theis, K.-H. (1985). *Fehlzeiten und psychische Beschwerden. Reaktionsformen auf Belastungen im Betrieb.* Spardorf: Wilfer.

- VandenHeuvel, A. & Wooden, M. (1995). Do explanations of absenteeism differ for men and women? *Human Relations*, 48, 1309–1329.
- Vetter, C., Küsgens, I. & Schumann, A. (2005). Krankheitsbedingte Fehlzeiten in der deutschen Wirtschaft im Jahr 2003. In B. Badura, H. Schellschmidt & C. Vetter (Hrsg.), *Fehlzeiten-Report 2004. Gesundheitsmanagement in Krankenhäusern und Pflegeeinrichtungen. Zahlen, Daten, Analysen aus allen Branchen der Wirtschaft* (S. 269–476). Berlin: Springer.
- Vistnes, J. P. (1997). Gender differences in days lost from work due to illness. *Industrial & Labor Relations Review*, 50, 304–323.
- Youngblood, S. A. (1984). Work, nonwork, and withdrawal. *Journal of Applied Psychology*, 69, 106–117.

Eingegangen: 01. 12. 2004
Revision eingegangen: 20. 06. 2005

Dr. Renate Ortlieb

Freie Universität Berlin
Fachbereich Wirtschaftswissenschaft
Institut für Management – Personalpolitik
Boltzmannstraße 20
14195 Berlin
E-Mail: rortlieb@wiwiss.fu-berlin.de