

Steigende Ausgaben für Prävention – Sinkende Arbeitsunfallzahlen:

Eine empirische Studie *

Dr. P. Kemény, K. Scherer

* In Zusammenarbeit mit der Ludwig-Maximilians-Universität München (Lehrstuhl für Ökonometrie, Prof. Dr. H. Schneeweiß und Lehrstuhl für Statistik, Prof. Dr. H. Küchenhoff)

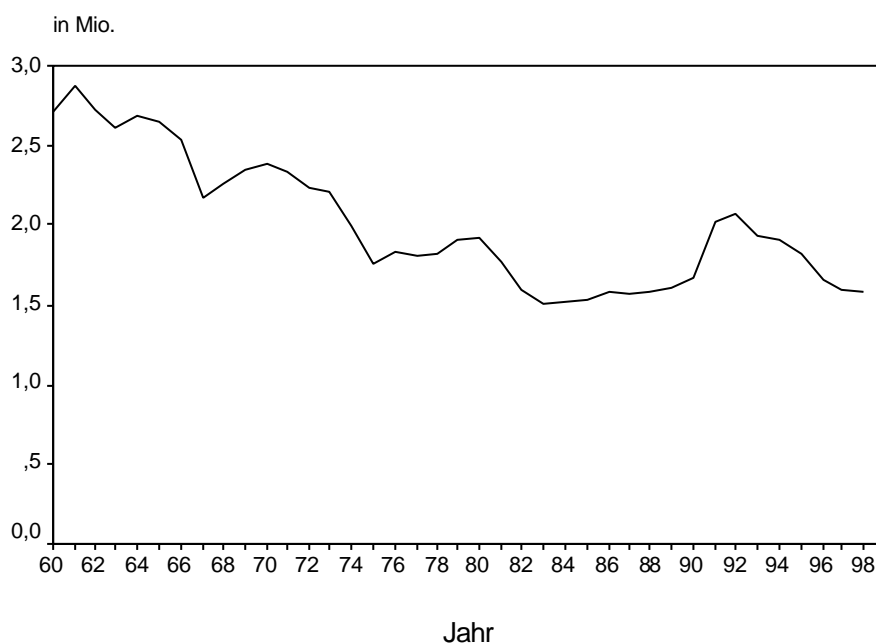
1. Einleitung

In der Bundesrepublik Deutschland ist im Bereich der gesetzlichen Unfallversicherung das Unfallgeschehen seit den 60er Jahren durch eine Abnahme der Arbeitsunfälle gekennzeichnet ¹. Gleichzeitig sind die Kosten für Prävention kontinuierlich angestiegen ². Ausgehend von den Vorarbeiten von Schurig (Manuskript, 1995 ³) wurde mit einem ökonometrischen Ansatz die Frage nach dem Zusammenhang von Kosten und Nutzen der Unfallverhütung empirisch untersucht.

1.1 Entwicklung der Arbeitsunfallzahlen

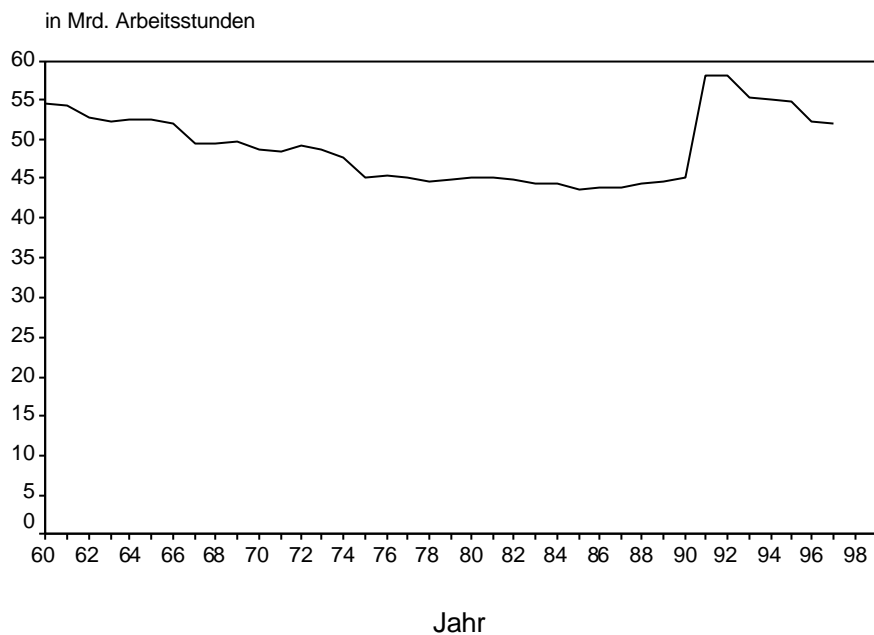
Die Zahl der meldepflichtigen Arbeitsunfälle in der Bundesrepublik Deutschland hat sich seit 1960 von beinahe 3 Millionen auf etwa 1,6 Millionen im Jahre 1998 fast halbiert. Die Zeitreihe in Abbildung 1 zeigt mit geringen Schwankungen die abnehmende Tendenz bis Anfang der 80er Jahre. Im weiteren Verlauf erkennt man nach einer kurzen Stagnation einen Anstieg der Unfallzahlen auf Grund der Vereinigung der beiden deutschen Staaten. Jedoch bereits ab 1993 nehmen die Arbeitsunfallzahlen wieder deutlich ab.

Abbildung 1: Meldepflichtige Arbeitsunfälle



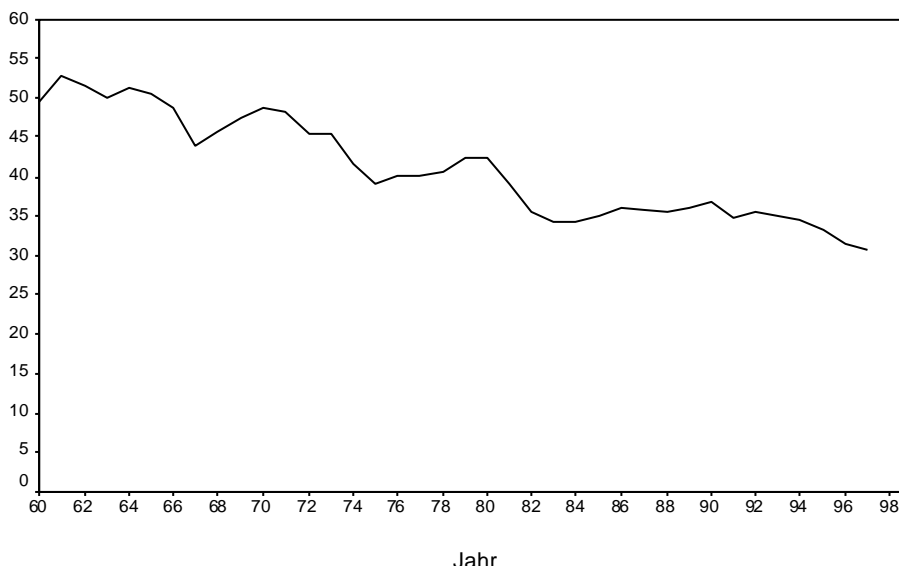
In den letzten vier Jahrzehnten hat sich neben der Art auch die Dauer der Exposition für das Arbeitsunfallrisiko verändert. Die Wochenarbeitszeit ist stetig zurückgegangen. Die Zahl der Erwerbstätigen ist vor der Wende weitgehend stabil geblieben. Als Folge der Wiedervereinigung hat sich die Erwerbsbeteiligung schlagartig um ein Drittel vergrößert. Seit dem Jahr 1992 ist die Erwerbstätigenzahl rückläufig⁴. Abbildung 2 stellt die Veränderungen der insgesamt geleisteten Arbeitsstunden dar⁵. Von 1960 bis 1990 zeigt sich eine geringfügige Abnahme. Die neuen Bundesländer führten dann zu der starken Zunahme der geleisteten Arbeitsstunden. Im Anschluss daran ist das Arbeitsvolumen wieder gesunken.

Abbildung 2: Arbeitsvolumen



Betrachtet man die Entwicklung des Arbeitsunfallgeschehens in Relation zu den Veränderungen des Arbeitsvolumens ergibt sich eine Zeitreihe (vgl. Abbildung 3), die im Wesentlichen dem Verlauf der absoluten Arbeitsunfallzahlen in Abbildung 1 entspricht. Lediglich der abrupte Anstieg des Arbeitsvolumens durch die Wiedervereinigung wird erwartungsgemäß in der Darstellung der relativen Arbeitsunfallzahlen geglättet.

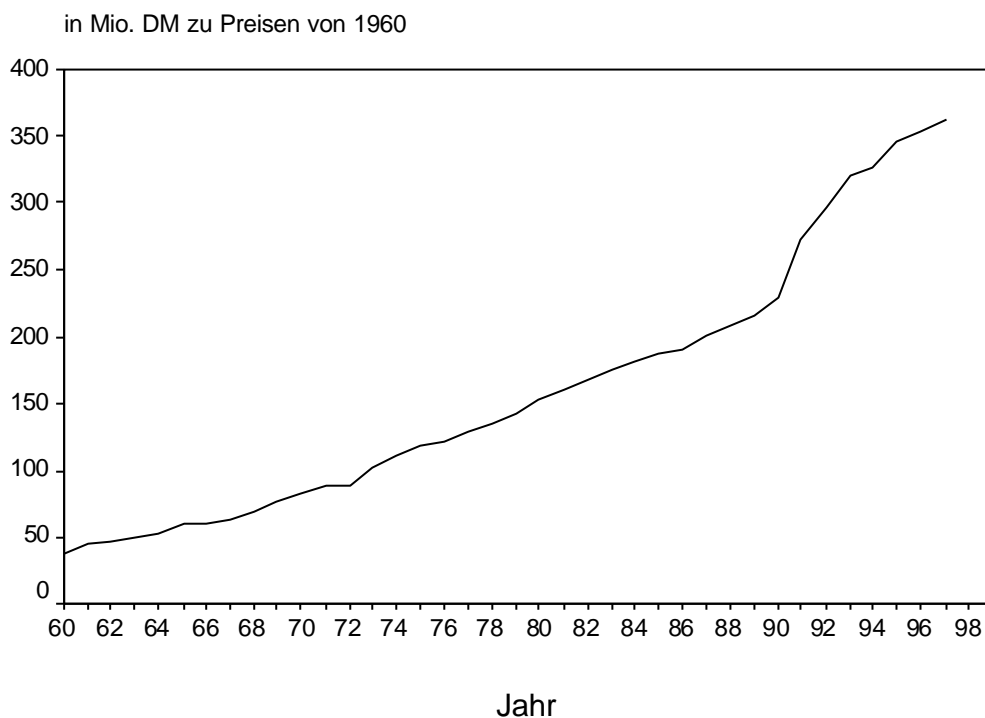
Abbildung 3: Arbeitsunfälle pro 1 Mio. Arbeitsstunden



1.2 Entwicklung der Präventionsausgaben

Die Ausgaben für Prävention sind nominal seit 1960 von damals knapp 40 Millionen DM auf jetzt fast 1,4 Milliarden DM erhöht worden. Zu preisbereinigten und damit über die Jahre hinweg vergleichbaren Kosten gelangt man durch Deflationierung der in jeweiligen Preisen vorliegenden Werte. Abbildung 4 stellt die reale Ausgabenentwicklung für Prävention zu konstanten Preisen des Basisjahres 1960 dar. Demnach sind die Kosten für Unfallverhütung seit 1960 real um das Zehnfache angestiegen. Ohne das Vereinigungsjahr 1990 beträgt die durchschnittliche jährliche Steigerungsrate 6,1% (Minimum: 1,6%, Maximum: 20,6%).

Abbildung 4: Reale Ausgaben für Prävention



2. Methodik

Grundvoraussetzung für die empirische Prüfung des Zusammenhangs zwischen den Arbeitsunfallzahlen und den Präventionsausgaben ist die korrekte Modellspezifikation. Neben den genannten Einfluss- und Expositionsgrößen mussten zum Einen unterschiedliche Grund- und Strukturvariablen (z.B. Bruttoinlandsprodukt, Produktivität und Vereinigung der beiden deutschen Staaten) und zum Anderen verschiedene Prozessvariablen (z.B. Einflussverzögerungen) adäquat (d.h. z.B. unter Vermeidung von Multikollinearitäten) in Modellgleichungssysteme integriert werden. Ein gewichtiges Problem bei der Analyse aggregierter Zeitreihendaten ist die serielle Abhängigkeit, die sog. Autokorrelation. Der Durbin-Watson-Test ergab einen Hinweis auf die Existenz einer positiven Autokorrelation. Als statistisches Verfahren wurde daher die Regressionsanalyse nach der Cochrane-Orcutt-Methode für autoregressive Fehler-Prozesse erster Ordnung angewandt^{6,7}.

3. Ergebnis

Die umfangreichen Modellrechnungen mit verschiedenen Methoden und Kriterien der Variablenselektion führten konsistent zu einem deutlich reduzierten Modell mit den Faktoren Arbeitsvolumen und Ausgaben für Prävention (Tabelle 1). Alle anderen angesetzten Faktoren mussten im Zuge des Selektionsprozesses aus statistischen und sachlogischen Gründen ausscheiden⁸.

Tabelle: Geschätzte Modellparameter

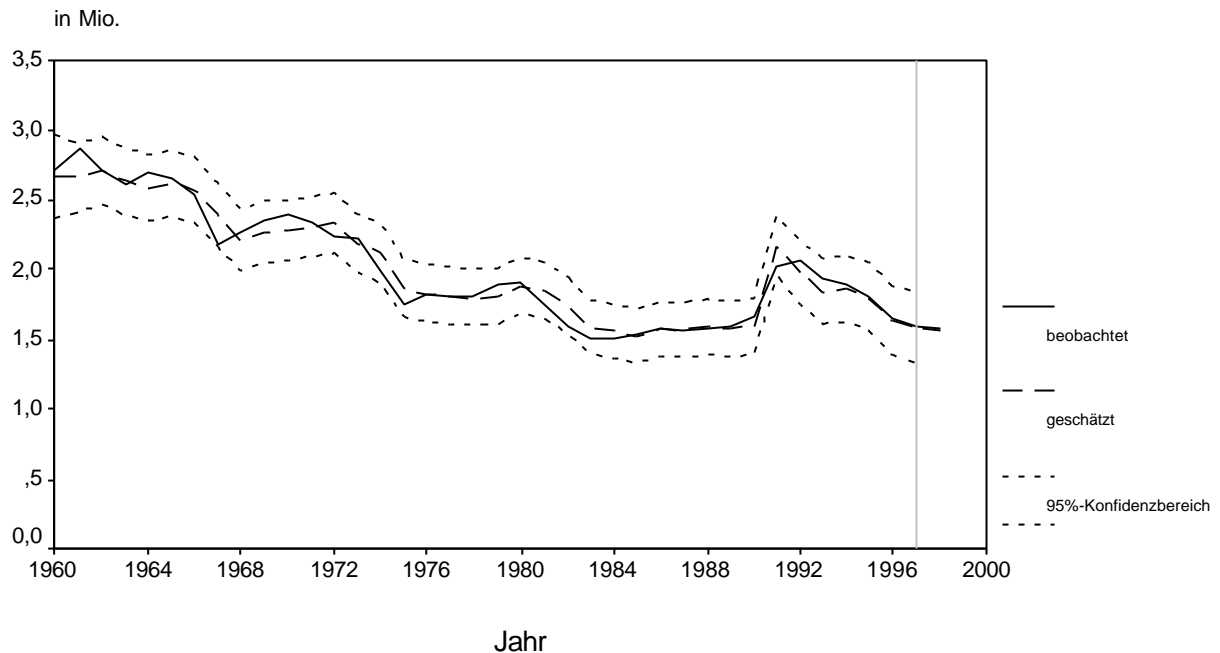
	$\hat{\beta}$	t	p
Arbeitsvolumen	5,1236 E-05	26,7	0,000000
Ausgaben für Prävention (zu Preisen von 1960)	-3,0984 E-03	- 6,8	0,000000

Für die Entwicklung der Arbeitsunfallzahlen hat sich somit eine gute Übereinstimmung von Schätzung und Empirie ergeben (Abbildung 5). Nach dem Modell lässt sich für die gegenwärtige Situation mit knapp 1,6 Millionen Arbeitsunfällen folgende Aussage treffen: Bei einem Arbeitsvolumen von ca. 52 Milliarden geleisteter Arbeitsstunden wären rund 2,7 Millionen Arbeitsunfälle zu erwarten gewesen. Jedoch reduzierten die Ausgaben für Prävention von nominal über 1,3 Milliarden DM die Arbeitsunfallzahl um etwa 1,1 Millionen Unfälle⁹.

Neben der Erklärung des vergangenen und gegenwärtigen Arbeitsunfallgeschehens ist natürlich auch die Prognose in die Zukunft von besonderem Interesse. Für die Modellbildung war der Zeitraum von 1960 bis 1997 maßgeblich. Aus der Studienperspektive beginnt die Vorhersage in die Zukunft also im Jahr 1998. Wie Abbildung 5 zeigt, stimmen Prognose und Beobachtung recht gut überein. Bei gegebener Auflösung der grafischen Darstellung ergibt sich eine Überlappung. In diesem Jahr sind 1.585.364 Arbeitsunfälle angezeigt worden. Das Modell hat 1.567.369 Arbeitsunfälle prognostiziert. Die Differenz liegt somit bei 17.995 Fällen. Dies entspricht einer relativen Abweichung von 1,1%. Die prognostische Güte für die nächsten Jahre kann durch Diskontinuitäten und Strukturbrüche negativ beeinflusst werden. Insofern kann das Prognosevermögen des Modells erst in einigen Jahren abschließend beurteilt werden.

Besonders zu beachten ist dabei, wie sich mit Inkrafttreten des SGB VII der erweiterte Präventionsauftrag (Verhütung arbeitsbedingter Gesundheitsgefahren) auf das Unfallgeschehen auswirken wird. Mit dem Wandel der Arbeitsbedingungen von materieller (herstellen, fertigen) zu immaterieller (planen, steuern, überwachen) Arbeit haben sich auch die Belastungen schwerpunktmäßig vom Körper zur Kognition (Wahrnehmung, Aufmerksamkeit, Gedächtnis) verschoben. Gleichsam hat sich damit auch die unfallepidemiologische Situation verändert. Das Unfallrisiko konzentriert sich auf immer weniger Arbeitsplatzbereiche, für diese aber mit erhöhtem Risiko.

Abbildung 5: Meldepflichtige Arbeitsunfälle



Amerkungen:

- ¹ Geschäftsergebnisse der Spitzenverbände der gesetzlichen Unfallversicherung
- ² Rechnungsergebnisse der Spitzenverbände der gesetzlichen Unfallversicherung
- ³ Schurig HU: Zur Wirkung von Einflussgrößen auf das Arbeitsunfallgeschehen aus Sicht der gesetzlichen Unfallversicherung, 1995, Manuskript
- ⁴ Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland, 1961 – 1999, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden
- ⁵ Als Näherungswert für das Arbeitsvolumen wurde das Produkt aus Vollarbeiterwert und Erwerbstätigenzahl im Inland gebildet. Die Vollarbeiterzahl liegt erst ab 1986 für den gesamten Bereich der gesetzlichen Unfallversicherung vor. Überstunden und Teilzeitarbeit sind somit nicht berücksichtigt worden. Vergleicht man das Ergebnis mit den Angaben des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit, IAB (Quelle: Mikrozensus), so stellt man bei parallelem Verlauf (Kreuzkorrelation $r_{xy} = 0,9$) durchweg höhere IAB-Zahlen fest.
- ⁶ Hartung J, Elpelt B, Klösener KH: Statistik 12. Auflage, OLDENBOURG Verlag München, Wien 1999
- ⁷ Schlittgen R, Streitberg B: Zeitreihenanalyse 8. Auflage, OLDENBOURG Verlag München, Wien 1999
- ⁸ Sowohl teststatistische Gründe ($p = 0,7$) als auch inhaltliche Überlegungen ließen ein Endmodell ohne Absolutglied sinnvoll erscheinen. Dies hat keine negativen Folgen für die Eigenschaften der Schätzfunktionen. Lediglich das auf den Kleinst-Quadrate-Residuen basierende Bestimmtheitsmaß r^2 („Verhältnis erklärter Streuung zur Gesamtstreuung“) ist nicht mehr valide und die Power des Durbin-Watson-Tests ist reduziert.
- ⁹ Zur Art des Zusammenhangs muss hinzugefügt werden, dass anhand der zur Verfügung stehenden Daten und der daraufhin abgestimmten Methodenwahl eine stochastisch-prädiktive Beziehung überprüfbar ist. Kausalität im Sinne von Ursache und Wirkung ist nur im Experiment nachweisbar.

■ Dr. Peter Kemény

■ Kurt Scherer

Bundesverband der Unfallkassen

Fockensteinstraße 1

81539 München