

# Risikokompensation hochqualifizierter Arbeitnehmer am deutschen Arbeitsmarkt

Stefan Arent und Wolfgang Nagl\*

Sicherheit erhöht für viele Menschen die Lebensqualität. Ökonomen sprechen in diesem Fall von Risikoaversion. Dieses Sicherheitsbedürfnis erstreckt sich auch auf den Arbeitsmarkt. Sind Arbeitnehmer Risiken des Arbeitsplatzes oder des Lohnes ausgesetzt, möchten sie dafür entschädigt werden. Neben dem Risiko von physischer Beeinträchtigung (z. B. Bergbau, Militär, Schichtarbeit) stellen in der heutigen Arbeitswelt vor allem Arbeitsplatzunsicherheiten einen bedeutenden Unsicherheitsfaktor dar. Bei Lohnverhandlungen werden Lohnforderungen nicht selten mit einer Arbeitsplatzgarantie verknüpft. Dabei werden Lohnforderungen tendenziell zurückgefahren, um das Risiko eines Arbeitsplatzverlustes zu minimieren. In diesem Beitrag soll generell der Fragestellung nachgegangen werden, ob und inwiefern ein höheres Arbeitsplatzrisiko durch Lohnkompensationen abgegolten wird.

Dieser Artikel fasst eine Untersuchung des IFO INSTITUTS zusammen, in welcher etwaige Risikokompensationen für hochqualifizierte Arbeitnehmer in den fünf größten privatwirtschaftlichen Sektoren („Baugewerbe“, „Verarbeitendes Gewerbe“, „Handel“, „Verkehr und Nachrichtenübermittlung“, „Finanzierung, Vermietung und Unternehmensdienstleister“) in Westdeutschland untersucht wurden. Es erfolgt eine separate Darstellung für Männer und Frauen. Die Beschränkung auf Westdeutschland erfolgt, da der Transformationsprozess am ostdeutschen Arbeitsmarkt noch nicht vollständig abgeschlossen ist.

Die Konzentration auf hochqualifizierte Arbeitnehmer geschieht aus zwei Gründen: Zum einen sorgt die geringe Arbeitslosigkeit bei gut ausgebildeten Fachkräften dafür, dass besser qualifizierte Arbeitnehmer in Lohn- und Arbeitsplatzverhandlungen eine günstige Verhandlungsposition haben und durch ihre Verhandlungsmacht einfacher höhere Löhne bei höheren Risiken durchsetzen können. Zum anderen ist die Tarifdeckung unter niedrig und mittel qualifizierten Arbeitnehmern vermutlich deutlich höher, wodurch Löhne eher kollektiv verhandelt werden. Dies kann wiederum dazu führen, dass kollektiv verhandelte Löhne, im Gegensatz zu individuell verhandelten, das allgemeine Entlassungsrisiko in einzelnen Branchen erhöhen, z. B. wenn ein Teil der Firmen die Lohnerhöhung nicht tragen kann und darauf mit Arbeits-

platzabbau reagiert. Hierdurch entsteht ein Kausalitätsproblem, welches empirisch sehr schwer zu lösen ist.

## Welche Verbindung besteht zwischen Risiko und Lohn?

Der Zusammenhang zwischen Arbeitsplatzrisiko und Löhnen kann theoretisch modelliert werden. Der einfachste Weg ist ein Portfolioansatz. Hierbei vergleicht ein Arbeitnehmer vergleichbare Arbeitsplätze, die jedoch unterschiedliche Entlassungswahrscheinlichkeiten aufweisen. Ein risikoneutraler Arbeitnehmer möchte dabei das gleiche Erwartungseinkommen realisieren, um zwischen beiden Stellen indifferent zu sein. Damit die Erwartungseinkommen, d. h. die Einkommen unter Berücksichtigung des Risikos (Entlassungswahrscheinlichkeit), gleich sind, muss das höhere Risiko mit höheren Löhnen einhergehen.

In der empirischen Literatur wurde der Zusammenhang zwischen dem Arbeitsplatzrisiko und den Löhnen bisher auf zweierlei Arten untersucht. In der ersten Untersuchungsvariante wird die Varianz der Löhne als Maß für Einkommensunsicherheit verwendet. Diese Studien finden einen positiven Lohnausgleich für eine höhere Unsicherheit.<sup>1</sup> Die zweite Untersuchungsart betrachtet die Entlassungswahrscheinlichkeit in einer bestimmten Branche oder für eine bestimmte sozioökonomische Gruppe als exogen gegeben. Hierbei werden nicht Lohnvarianzen, sondern konkrete Risikomaße (z. B. Arbeitslosenquoten oder individuelle Entlassungswahrscheinlichkeiten) verwendet. Die meisten dieser Studien finden ebenfalls einen positiven Zusammenhang zwischen Arbeitsplatzrisiko und Lohn.<sup>2</sup> Im Rahmen dieser Untersuchung wurden Entlassungswahrscheinlichkeiten als Risikomaß herangezogen. Daher reiht sich dieser Beitrag in die zweite Gruppe der empirischen Literatur ein. Wir bestimmten dabei quartalsweise den Anteil der Arbeitnehmer, welche aus Arbeit in Arbeitslosigkeit fielen (branchen- und geschlechtsspezifisch) und zeigen den Einfluss dieses Risikomaßes auf die Löhne.

## Datengrundlage

Um mögliche Risikokompensationen zu identifizieren, wird das BA-BESCHÄFTIGTENPANEL (2008) als Datengrund-

\* Stefan Arent und Wolfgang Nagl sind Doktoranden der Dresdner Niederlassung des ifo Instituts für Wirtschaftsforschung.

lage verwendet. Bei diesem Datensatz handelt es sich um eine etwa zweiprozentige Stichprobe aus allen sozialversicherungspflichtig Beschäftigten in der Bundesrepublik. Das Panel umfasst den Zeitraum von 1998 bis 2007 und stellt quartalsweise Informationen zur Verfügung. Für diese Studie wurde der Zeitraum ab dem ersten Quartal 2000 verwendet, da für den Zeitraum davor keine Informationen bezüglich der Arbeitslosigkeit der Individuen zur Verfügung stehen. Weiterhin erfolgt eine Konzentration auf vollzeitbeschäftigte Arbeitnehmer.

Im BA-BESCHÄFTIGTENPANEL (2008) werden sowohl unterschiedliche individuelle Merkmale (Geschlecht, Alter, Lohn, Bildung etc.) als auch firmenspezifische Informationen (Beschäftigtenzahl, Wirtschaftsbereich, Anteil von jungen und alten Beschäftigten etc.) erfasst. Tabelle 1 gibt einen Überblick über den verwendeten Datensatz.

**Tabelle 1: Datensatzbeschreibung**

Gesamtanzahl Arbeitnehmer	170.700
Anteil Männer	73,04 %
Anteil Hochqualifizierte	10,64 %
Anteil Bauindustrie	6,48 %
Anteil Verarbeitendes Gewerbe	35,73 %
Anteil Handel	14,91 %
Anteil Unternehmensdienstleister	8,21 %
Anteil Nachrichten und Verkehr	5,56 %

Quellen: BA-Beschäftigtenpanel (2008), Berechnungen des ifo Instituts.

Um eine vollständige Analyse zu ermöglichen, wurde der Datensatz um einige Informationen ergänzt. Zunächst wurde für jede Branche der Anteil an Personen bestimmt, welche im Übergang von zwei Perioden arbeitslos wurden. Mit dieser Rate wird das branchen- und geschlechtsspezifische Arbeitsplatz- bzw. Entlassungsrisiko in jedem Quartal abgebildet. Darüber hinaus wurde die Beschäftigungsdauer jedes Individuums im Beobachtungszeitraum berechnet und in die Analyse mit aufgenommen. Weiterhin wurden die Nominallöhne mit der Preissteigerungsrate zu Reallöhnen umgerechnet. Dies war notwendig, damit eine Regressionsanalyse verwertbare Ergebnisse erzeugt.<sup>3</sup>

Der modifizierte und erweiterte Datensatz erlaubt es, ein erstes deskriptives Bild des Zusammenhangs zwischen Arbeitsplatzrisiko und Löhnen zu zeichnen. Abbildung 1 zeigt ein Streudiagramm mit dem Arbeitsplatzrisiko auf der x-Achse und den Reallöhnen auf der y-Achse für den Wirtschaftsbereich „Finanzierung, Vermietung und

Unternehmensdienstleister“. Jeder Punkt gibt das Risiko und den Durchschnittslohn für ein Quartal an.

Der vermutete positive Zusammenhang zwischen dem Arbeitsplatzrisiko und den Löhnen wird von Abbildung 1 grafisch unterstützt. Um den tatsächlichen kausalen Zusammenhang festzustellen, bedarf es allerdings weitergehender regressionsanalytischer Verfahren.

## Die Regressionsanalyse

Um den Einfluss des Arbeitsplatzrisikos auf die Löhne zu messen, empfiehlt sich folgende Schätzgleichung:

$$w_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \lambda_{jt-1} + \text{Kontrollvariablen} + u_{it}.$$

Der Lohn  $w$  eines Individuums  $i$  in Quartal  $t$  wird durch eine Konstante  $\beta_0$ , das branchenspezifische Arbeitsplatzrisiko  $\lambda_j$  der Vorperiode und mehrere Kontrollvariablen geschätzt. Der Residualterm wird mit  $u_{it}$  bezeichnet. Als Kontrollvariablen wurden das Alter, die Stellung im Beruf, die Firmengröße, die Altersstruktur der Firma und die Beschäftigungsdauer benutzt. Um die saisonalen und generellen konjunkturellen Effekte abzufangen, wurden auch Dummy-Variablen für Quartale und Jahre in die Kontrollvariablen aufgenommen.

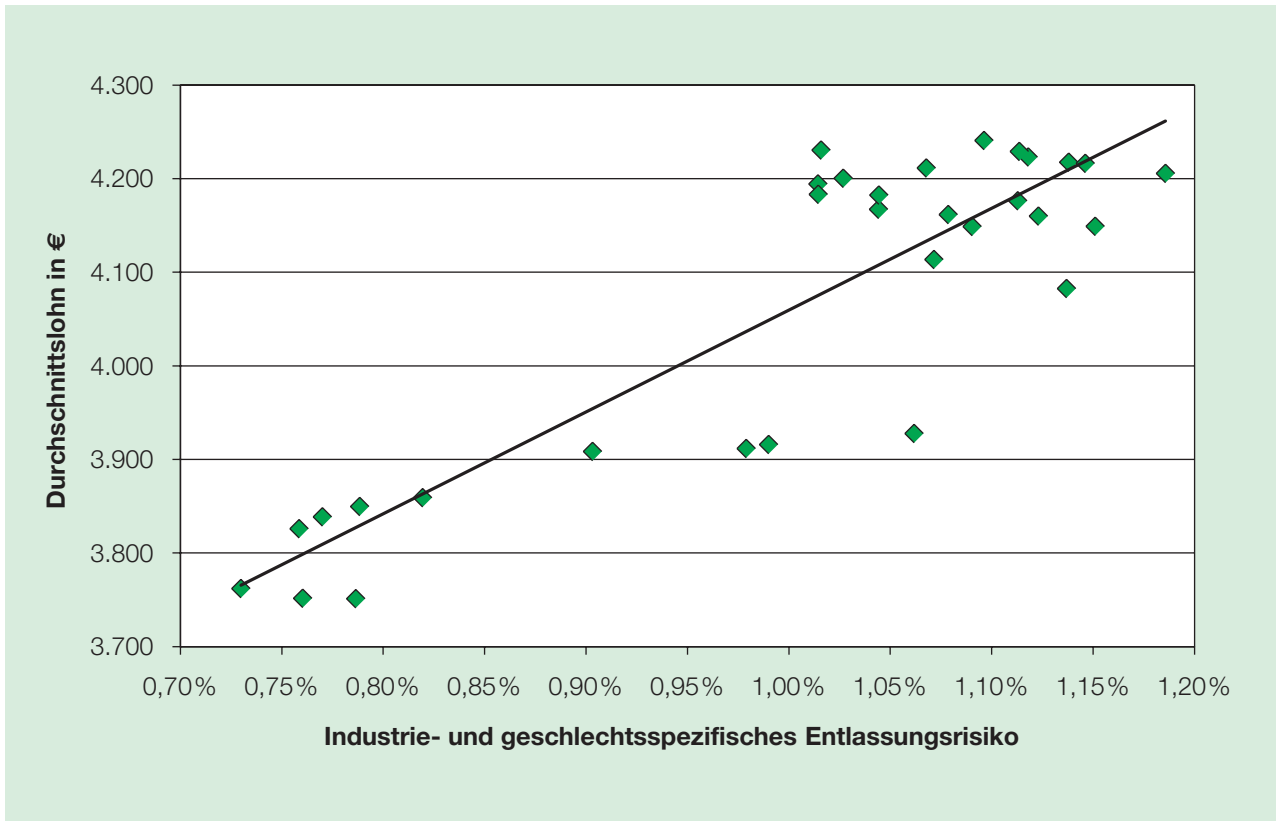
Der Fokus dieser Untersuchung liegt auf der Bestimmung des Einflusses des Arbeitsplatzrisikos auf den Lohn. Da für die Lohnfindung nur bereits realisierte Informationen berücksichtigt werden können, wurde für die Schätzung das Arbeitsplatzrisiko aus dem Vorquartal benutzt. Die Raten für das jeweils aktuelle Quartal (der Anteil von Personen, die in Arbeitslosigkeit fallen) können de facto erst im Folgequartal beobachtet werden.

Die Verwendung von Arbeitsplatzrisiken der Vorperiode vermindert auch das Problem, dass der verhandelte Lohn möglicherweise auf das Entlassungsrisiko wirkt. Es ist hingegen unmöglich, dass der heutige Lohn das gestrige Risiko beeinflusst. Würden Werte aus gleichen Zeitperioden genutzt werden, könnte diese Rückwirkung nicht ausgeschlossen werden.

Ebenfalls von Vorteil für die Regressionsanalyse ist, dass branchen- und geschlechtsspezifische anstelle individueller Entlassungsrisiken verwendet wurden. Es ist eher unwahrscheinlich, dass individuelle Lohnverhandlungen bzw. Entscheidungen diese Risikomaße beeinflussen, da jeder Einzelne für sich genommen zu wenig Einfluss hat. Somit wirken die Änderung des eigenen Lohnes und eine möglicherweise dadurch induzierte Entlassung nicht auf die allgemeine Entlassungswahrscheinlichkeit.

Der Schätzansatz wurde mit mehreren Spezifikationen geschätzt, um robuste Ergebnisse zu gewährleisten.

**Abbildung 1: Arbeitsplatzrisiko und Reallöhne im Bereich „Finanzierung, Vermietung und Unternehmensdienstleister“**



Quellen: BA-Beschäftigungspanel (2008), Berechnungen und Darstellung des ifo Instituts.

Weiterhin wurden die ökonometrischen Problemfelder der Autokorrelation der Residualterme, der Nichtstationarität der abhängigen Variablen, der Multikollinearität der Regressoren und der Heteroskedastie überprüft und die Schätzung darum korrigiert.

### Finden sich Risikokompensationen in Deutschland?

Nach den methodischen Ausführungen sollen nun die Ergebnisse der Regressionsanalyse präsentiert und interpretiert werden. Tabelle 2 und Tabelle 3 zeigen die Schätzergebnisse einer logarithmischen Spezifikation des Schätzmodells für hochqualifizierte Männer und Frauen in Westdeutschland.<sup>4</sup> Unter dem Wert des Koeffizienten für das Arbeitsplatzrisiko werden der dazugehörige t-Wert und das  $R^2$  der Schätzung ausgewiesen.

Es findet sich mit Ausnahme der Männer im Bereich Verkehr und Nachrichtenübermittlung und der Frauen im Baugewerbe stets ein signifikant positiver Einfluss des Arbeitsplatzrisikos auf die Löhne. Zumindest der insignifikante Schätzwert bei den hochqualifizierten Frauen im Baubereich lässt sich aber mit dem sehr kleinen Stich-

probenumfang erklären. Der Erklärungsgehalt der Schätzungen liegt in einem niedrigen aber vertretbaren Bereich und ist durch die  $R^2$ -Werte abzulesen. Lediglich bei den Frauen im Handel und Bereich der Finanzierung, Vermietung und Unternehmensdienstleister ist das  $R^2$  etwas gering. Je höher die t-Werte, angegeben in Klammern, umso signifikanter ist der Einfluss des Risikos auf den Lohn. Die Schätzkoeffizienten sind in dieser logarithmischen Spezifikation als Elastizitäten zu lesen, d.h. sie geben die prozentuale Änderung des Lohnes aufgrund einer einprozentigen Änderung des Risikos an. So hat eine Erhöhung des Arbeitsplatzrisikos um 1% bei den Männern im Verarbeitenden Gewerbe einen Anstieg des Lohns um 0,2% zur Folge.

### Fazit

Insgesamt bestätigt sich die Einschätzung, dass hochqualifizierte Männer und Frauen in Westdeutschland Risikokompensationen verhandeln können. Dieses Ergebnis impliziert auch, dass (flexible) Arbeitsmarktbedingungen in die Löhne eingepreist werden. Die Arbeitnehmer sind sich höherer Risiken bewusst und machen diese auch,

**Tabelle 2: Regressionsergebnisse für hochqualifizierte Männer in Westdeutschland**

	Verarbeitendes Gewerbe	Baugewerbe	Handel	Finanzierung, Vermietung und Unternehmensdienstleister	Verkehr und Nachrichtenübermittlung
Koeffizient	0,15***	0,07***	0,23***	0,19***	0,03
t-Wert	(24,10)	(3,91)	(7,76)	(13,93)	(+0,38)
R <sup>2</sup>	0,4239	0,2034	0,2414	0,2043	0,1379
Kontrollvariablen	Alter, Stellung im Beruf, Firmengröße, Altersstruktur der Firma, Beschäftigungsdauer, Jahres- und Quartals Dummy-Variablen.				
Signifikanz-Niveau: 0,99(***), 0,95(**) und 0,9(*).					

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

**Tabelle 3: Regressionsergebnisse für hochqualifizierte Frauen in Westdeutschland**

	Verarbeitendes Gewerbe	Baugewerbe	Handel	Finanzierung, Vermietung und Unternehmensdienstleister	Verkehr und Nachrichtenübermittlung
Koeffizient	0,20***	-0,02	0,43***	0,24***	0,44***
t-Wert	(5,25)	(-0,12)	(4,17)	(4,47)	(3,55)
R <sup>2</sup>	0,1409	0,1305	0,0760	0,0551	0,1779
Kontrollvariablen	Alter, Stellung im Beruf, Firmengröße, Altersstruktur der Firma, Beschäftigungsdauer, Jahres- und Quartals Dummy-Variablen.				
Signifikanz-Niveau: 0,99(***), 0,95(**) und 0,9(*).					

Quelle: Berechnungen des ifo Instituts.

zumindest implizit, zum Bestandteil ihrer Lohnverhandlungen. Arbeitnehmer müssen somit für einen relativ sicheren Arbeitsplatz Lohnabschläge in Kauf nehmen, wohingegen Arbeitgeber für einen relativ unsicheren Arbeitsplatz einen Aufschlag bezahlen müssen.

## Literatur

- BA-BESCHÄFTIGTENPANEL (Hrsg.) (2008): Scientific-Use-File des BA-Beschäftigtenpanel 1998–2007, Institut Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg.
- HARTOG, J.; PLUG, E.; SERRANO, L. D. und J. VIEIRA (2003): Risk compensation in wages, a replication, *Empirical Economics* 28, S. 639–647.
- LI, E. H. (1986): Compensating Differentials for Cyclical and Noncyclical Unemployment: The Interaction Between Investors and Employees Risk Aversion, *Journal of Labor Economics* 4(2), S. 277–300.
- McGOLDRICK, K. (1995): Do Women Receive Compensating Wages for Earnings Risk, *Southern Economic Journal* 62, S. 210–222.
- MORETTI, E. (2000): Do Wages Compensate for Risk of Unemployment? Parametric and Semiparametric Evidence from Seasonal Jobs, *Journal of Risk and Uncertainty* 20, S. 45–66.
- VILLANUEVA, E. (2007): Estimating Compensating Wage Differentials Using Voluntary Job Changes: Evidence from Germany, *Industrial and Labor Relations Review* 60(4), S. 544–561.

<sup>1</sup> Diesen Ansatz verfolgen z. B. LI (1986), McGOLDRICK (1995) und HARTOG et al. (2003).

<sup>2</sup> Hier seien MORETTI (2000) und VILLANUEVA (2007) als aktuelle Beispiele erwähnt.

<sup>3</sup> Die Reallöhne sind im Beobachtungszeitraum stationär.

<sup>4</sup> Die Ergebnisse dieser Schätzung wurden durch panelökonometrische Level-Schätzungen mit fixen und zufälligen Effekten bestätigt.