



657 Bericht von Konstantin A. Kholodilin und Claus Michelsen

Anzeichen für neue Immobilienpreisblase in einigen OECD-Ländern – Gefahr in Deutschland geringer

- Studie untersucht auf Basis von OECD-Daten Entwicklung der Immobilienpreise in 20 Ländern
- Anzeichen für Spekulationsblase etwa in Schweden und im Vereinigten Königreich
- Verhältnis von Kaufpreisen zu Mieten in deutschen Großstädten bedenklich, landesweite Preisblase aber unwahrscheinlich

668 Interview mit Claus Michelsen



669 Bericht von Elke Holst und Anne Marquardt

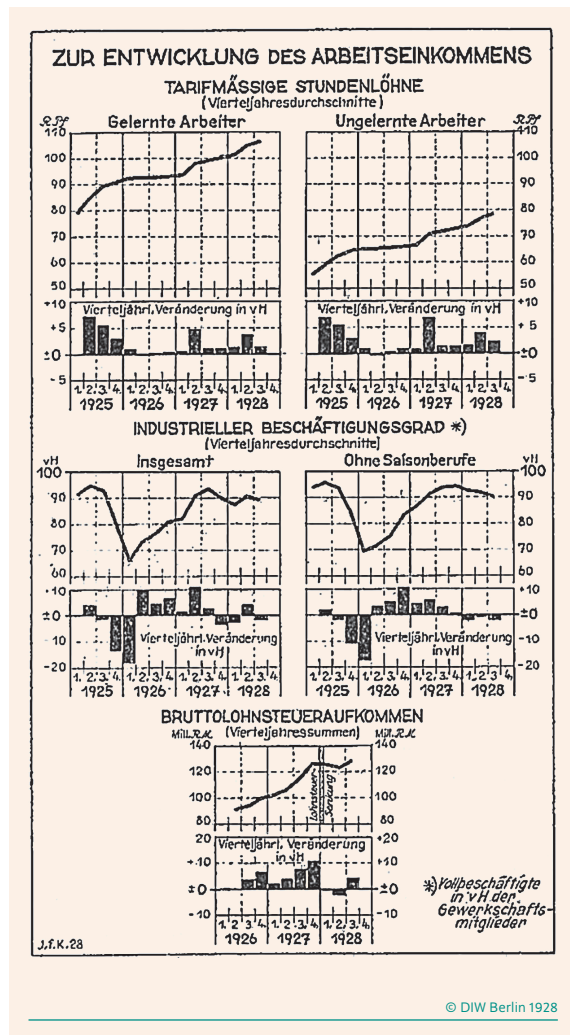
Die Berufserfahrung in Vollzeit erklärt den Gender Pay Gap bei Führungskräften maßgeblich

- Gender Pay Gap bei vollzeitbeschäftigten Führungskräften beträgt in Deutschland im Durchschnitt der Jahre 2010 bis 2016 30 Prozent
- Analyse zeigt: Berufserfahrung in Vollzeit ist ein maßgeblicher Erklärungsfaktor

682 Kommentar von Jürgen Schupp

Endlich! Fördern statt nur fordern.

Einkommen und Umsätze



Die Einkommensbildung zeigt in den letzten Monaten weiterhin Zeichen der Abschwächung. Freilich ist ein absoluter Rückgang nicht festzustellen; jedenfalls nicht bei dem für die Massenkaukraft ausschlaggebenden industriellen Arbeitseinkommen. Nur die Erweiterung der Einkommensbildung hat sich verlangsamt. [...] Wenn so das Einkommen im Ganzen, besonders aber das Arbeitseinkommen, zwar in seinem absoluten Betrag nicht zurückgegangen ist, wohl aber seine Aufwärtsbewegung verlangsamt hat, so kann dies nicht ohne Einfluss auf die Umsatzgestaltung bleiben. Freilich werden von der Einkommensbildung unmittelbar nur die Umsätze im Einzelhandel betroffen. Aber auch das gesamte volkswirtschaftliche Umsatzvolumen zeigt, wie sich aus den mit Hilfe der Umsatzsteuer erreichten Umsatzzahlen sowie aus der Wagengestellung, dem Postcheckverkehr und dem Geldumlauf ergibt, eine Verlangsamung seines Wachstums. Hier kommt neben den von der Einkommensseite ausgehenden Abschwächungstendenzen vor allem auch die Zurückhaltung der Unternehmertätigkeit zum Ausdruck.

Aus dem Wochenbericht Nr. 30 vom 24. Oktober 1928

IMPRESSUM



DIW Berlin — Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung e.V.
Mohrenstraße 58, 10117 Berlin
www.diw.de
Telefon: +49 30 897 89-0 Fax: -200
85. Jahrgang 25. Juli 2018

Herausgeberinnen und Herausgeber

Prof. Dr. Tomaso Duso; Dr. Ferdinand Fichtner; Prof. Marcel Fratzscher, Ph.D.;
Prof. Dr. Peter Haan; Prof. Dr. Claudia Kemfert; Prof. Dr. Alexander Kriwoluzky;
Prof. Dr. Stefan Liebig; Prof. Dr. Lukas Menkhoff; Prof. Johanna Möllerström,
Ph.D.; Prof. Karsten Neuhoﬀ, Ph.D.; Prof. Dr. Jürgen Schupp;
Prof. Dr. C. Katharina Spieß

Chefredaktion

Dr. Gritje Hartmann; Mathilde Richter; Dr. Wolf-Peter Schill

Lektorat

Stefan Etgeton; Dr. Dorothea Schäfer

Redaktion

Renate Bogdanovic; Dr. Franziska Bremus; Rebecca Buhner;
Claudia Cohnen-Beck; Dr. Daniel Kemptner; Sebastian Kollmann;
Matthias Laugwitz; Markus Reiniger; Dr. Alexander Zerrahn

Vertrieb

DIW Berlin Leserservice, Postfach 74, 77649 Offenburg
leserservice@diw.de
Telefon: +49 1806 14 00 50 25 (20 Cent pro Anruf)

Gestaltung

Roman Wilhelm, DIW Berlin

Umschlagmotiv

© imageBROKER / Steffen Diemer

Satz

Satz-Rechen-Zentrum Hartmann + Heenemann GmbH & Co. KG, Berlin

Druck

USE gGmbH, Berlin

ISSN 0012-1304; ISSN 1860-8787 (online)

Nachdruck und sonstige Verbreitung – auch auszugsweise – nur mit
Quellenangabe und unter Zusendung eines Belegexemplars an den
Kundenservice des DIW Berlin zulässig (kundenservice@diw.de).

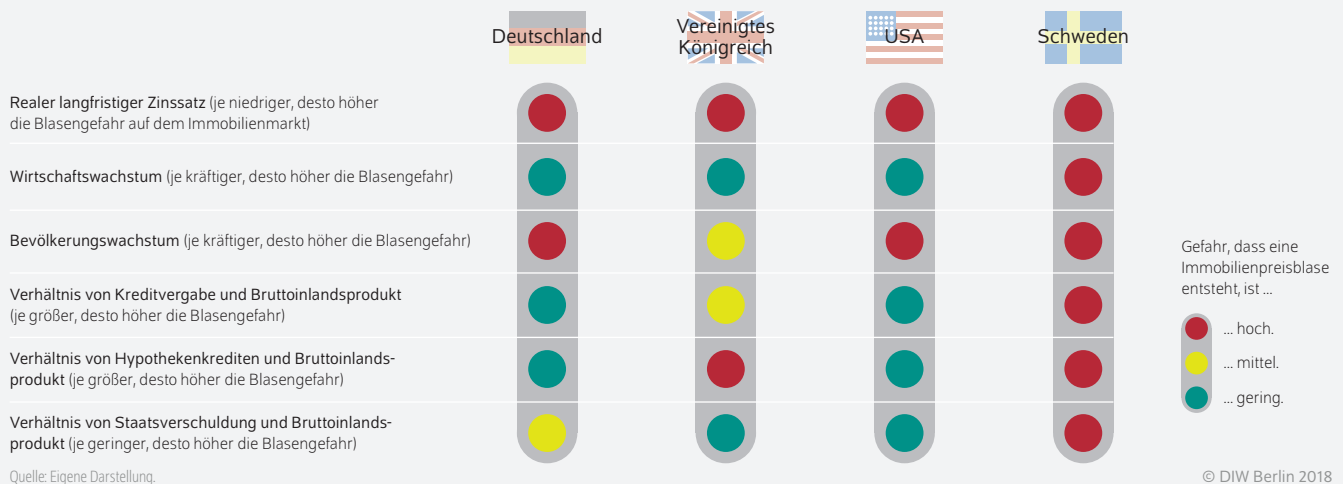
Abonnieren Sie auch unseren DIW- und/oder Wochenbericht-Newsletter
unter www.diw.de/newsletter

Anzeichen für neue Immobilienpreisblase in einigen OECD-Ländern – Gefahr in Deutschland geringer

Von Konstantin A. Kholodilin und Claus Michelsen

- Zehn Jahre nach Ausbruch der Finanz- und Wirtschaftskrise steigen Immobilienpreise weltweit wieder kräftig
- Studie untersucht auf Basis von OECD-Daten Immobilienpreisentwicklung in 20 Ländern und findet in acht Ländern Anzeichen für Spekulationsblasen, etwa in Schweden und im Vereinigten Königreich
- Verhältnis von Kaufpreisen zu Mieten auch in deutschen Großstädten bedenklich, landesweite Preisblase aber unwahrscheinlich
- Vor allem relativ niedrige Verschuldung der Privathaushalte spricht hierzulande gegen eine Immobilienpreisblase
- Dennoch Handlungsbedarf aufgrund mangelnder Vorsorge; vor allem Deckelung des Verhältnisses von Verschuldung und Haushaltseinkommen wäre wünschenswert

In Deutschland sprechen derzeit nur die niedrigen Zinsen und das vergleichsweise hohe Bevölkerungswachstum für eine Preisblase auf dem Immobilienmarkt



ZITAT

„Die Gefahr neuer Immobilienpreisblasen ist real, denn die Regulierung der Finanzmärkte ist nicht so weit vorangeschritten, wie man sich das wünschen würde und wie man sich das nach der großen Finanzkrise in den Jahren 2007 und 2008 gegenseitig versprochen hat.“

— Claus Michelsen, Studienautor —

MEDIATHEK



Audio-Interview mit Claus Michelsen
www.diw.de/mediathek

Anzeichen für neue Immobilienpreisblase in einigen OECD-Ländern – Gefahr in Deutschland geringer

Von Konstantin A. Kholodilin und Claus Michelsen

ABSTRACT

Zehn Jahre nach Ausbruch der weltweiten Finanz- und Wirtschaftskrise, die ihren Ursprung auf dem US-amerikanischen Immobilienmarkt hatte, steigen angesichts weltweit zunehmender Preise für Wohneigentum die Sorgen vor neuen Immobilienpreisblasen. Dieser Wochenbericht zeigt auf Basis von OECD-Daten für 20 Länder, dass die Sorge nicht unberechtigt ist: In acht Ländern – darunter beispielsweise das Vereinigte Königreich und Schweden – deutet die Immobilienpreisentwicklung auf ein spekulatives Anlageverhalten von InvestorInnen hin. Vor allem die nach wie vor hohe Verschuldung der privaten Haushalte und das allgemein sehr niedrige Zinsniveau sprechen vielerorts für eine neue Blase. Anzeichen für spekulative Überbewertungen gibt es auch in Deutschland, allerdings in erster Linie in den großen Metropolen. Die Gefahr einer landesweiten Immobilienpreisblase ist nicht zuletzt wegen der deutlich niedrigeren Verschuldung der Privathaushalte hierzulande geringer einzustufen. Handlungsbedarf gibt es mangels geeigneter Vorsorge aber dennoch: Zwar ist es mittlerweile möglich, die Kreditvergabe zu begrenzen. Nach Ansicht vieler MarktbeobachterInnen ist das Instrumentarium jedoch unvollständig. Um möglichen Fehlentwicklungen vorzubeugen, wäre insbesondere eine Deckelung des Verhältnisses von Verschuldung und Haushaltseinkommen wünschenswert.

Vor zehn Jahren löste die Pleite der US-amerikanischen Investmentbank Lehman Brothers eine der größten wirtschaftlichen Krisen aus. Die Bank, die sich erheblich an der Finanzierung der Immobilienpreisblase in den USA und der Versicherung von Kreditausfallrisiken beteiligte, musste im Sommer des Jahres 2008 etwa 3,3 Milliarden US-Dollar abschreiben. Auch die kurzfristigen Kapitalerhöhungen in Höhe von insgesamt rund neun Milliarden US-Dollar im Frühjahr desselben Jahres halfen nicht, die Liquidität zu erhalten. Als sich die damalige US-Regierung entschied, nach den Rettungsaktionen für die Kreditinstitute Fannie Mae und Freddie Mac keine weiteren Banken vor der Pleite zu schützen, musste Lehman Brothers Insolvenz anmelden. Dieser verhängnisvolle Schritt löste eine Kettenreaktion aus, die die globale Finanzarchitektur ins Wanken brachte und weltweit in eine tiefe Rezession führte.¹

Ausgangspunkt dieser Entwicklung war das Platzen der Immobilienpreisblase in den Vereinigten Staaten. Neben sehr niedrigen Zinsen heizte die Politik des damaligen Präsidenten George W. Bush den Wohnungsmarkt in den USA an: ImmobilienkäuferInnen erhielten Zuschüsse und steuerliche Vorteile, zudem wurde der Kreditmarkt erheblich liberalisiert. So trugen ImmobilieneigentümerInnen nahezu keinerlei Finanzierungsrisiken. Konnten sie die Kreditraten nicht mehr bedienen, reichte es aus, das Haus an die Bank zur Verwertung zu übereignen. Aus der privaten Zahlungsunfähigkeit erwuchsen so keine weiteren Folgen für säumige KreditnehmerInnen, was letztlich zu einer erheblich höheren Risikobereitschaft der privaten Haushalte führte.² Weil die Forderungen gebündelt und in Form von Derivaten verschleiert weltweit verkauft wurden, schätzten viele institutionelle Anleger die Risiken dieser Papiere falsch ein, weshalb sie sich schlussendlich auch in den Bilanzen großer deutscher Geschäftsbanken widerfanden. Besonders belastet wurden zudem die Bücher von Landesbanken, darunter die HSH Nordbank oder die Sachsen LB, die sich nach Einschätzung

¹ Vgl. Frederic S. Mishkin (2011): Over the cliff: From the subprime to the global financial crisis. *Journal of Economic Perspectives*, 25(1), 49–70.

² Vgl. Bjørnar Karlsten Kivedal (2013): Testing for rational bubbles in the US housing market. *Journal of Macroeconomics*, 38, 369–381; Steven P. Clark und T. Daniel Coggin (2011): Was there a US house price bubble? An econometric analysis using national and regional panel data. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 51(2), 189–200.

vieler mit dem Kauf dieser Papiere ohnehin weit außerhalb ihres eigentlich angedachten Geschäftsfeldes befanden.

Dass derartige Verwerfungen an den Finanzmärkten auch massive realwirtschaftliche Folgen haben können, führten die Krisenjahre 2008 und 2009 schmerzlich vor Augen. Die gesamtwirtschaftliche Leistung sank in den USA im Jahr 2009 um 2,8 Prozent, im Vereinigten Königreich um 4,3 Prozent und in Deutschland sogar um 5,6 Prozent. Dieser Einbruch hatte mehrere Gründe. Einerseits kam es in Folge der Finanzkrise zu einer Kreditklemme. Banken liehen sich untereinander kein Geld mehr, da das Vertrauen in die Zahlungsfähigkeit der Geschäftsbanken erheblich beschädigt war. Niemand wusste genau, welche Risiken in den Bilanzen schlummerten – so brach der Interbankenmarkt nahezu vollständig zusammen.³ In der Folge wurde auch Unternehmen der Zugang zu neuem Kapital erschwert – auch wegen der erheblichen Unsicherheit stellten diese Investitionen zurück. Darüber hinaus sind steigende Vermögenspreise sogenannte finanzielle Akzeleratoren. Höhere Vermögenswerte erlauben eine höhere Kreditvergabe an Unternehmen beziehungsweise erlauben es Haushalten, bei gegebenen Ersparniszielen mehr Konsumgüter nachzufragen. Der plötzliche Verfall von Vermögenspreisen führt demnach zu einer sinkenden Investitionsgüternachfrage und geringerem privaten Konsum.⁴

Global wieder steigende Immobilienpreise

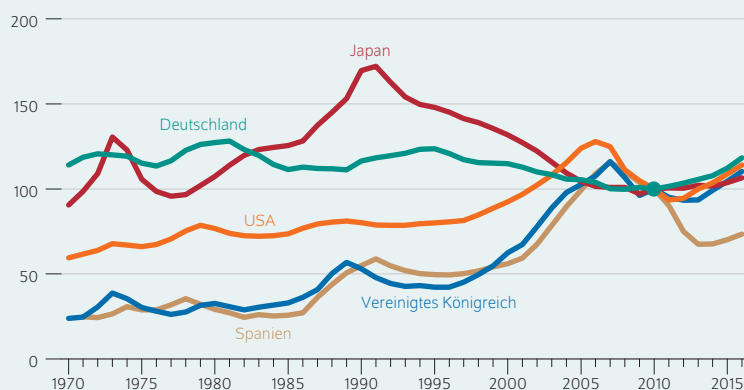
Zehn Jahre nach der Finanzkrise haben sich die Immobilienmärkte weltweit wieder erholt. Seit einigen Jahren steigen die Preise für Häuser und Wohnungen in vielen Ländern teilweise erheblich. Daher wird zunehmend vor den Risiken einer neuerlichen Preisblase gewarnt.⁵ Auch in Deutschland wird die Diskussion um Fehlbewertungen hitzig geführt. So warnt die Deutsche Bundesbank regelmäßig vor Überbewertungen in den großen Städten des Landes und auch der Internationale Währungsfonds (IWF) sieht in seiner aktuellen Bewertung der wirtschaftlichen Entwicklungen Anzeichen für eine mögliche Immobilienpreisblase.⁶

Exemplarisch für die weltweiten Preisentwicklungen stehen die Länder Deutschland, das Vereinigte Königreich, Japan, Spanien und die USA. So sind nach Angaben der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) die Immobilienpreise in den Vereinigten Staaten wieder nahe dem Vorkrisenniveau im Jahr 2006. Auch im Vereinigten Königreich haben sich die Wohnungsmärkte

Abbildung 1

Entwicklung der realen Immobilienpreise in ausgewählten OECD-Ländern

In Prozent, Index 2010 = 100



Quelle: Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD).

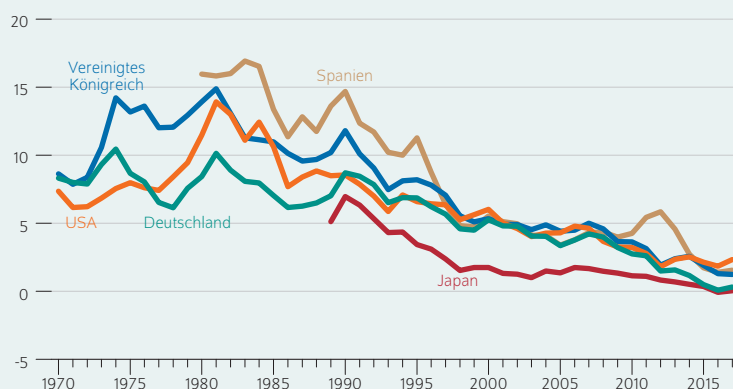
© DIW Berlin 2018

Die realen Immobilienpreise sind seit der Finanz- und Wirtschaftskrise in vielen Ländern wieder deutlich gestiegen.

Abbildung 2

Rendite auf zehnjährige Staatsanleihen ausgewählter OECD-Länder

In Prozent



Quelle: Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD).

© DIW Berlin 2018

Die Zinsen sind derzeit historisch niedrig.

³ Vgl. Rajkamal Iyer et al. (2013): Interbank liquidity crunch and the firm credit crunch: Evidence from the 2007–2009 crisis. *The Review of Financial Studies*, 27(1), 347–372.

⁴ Vgl. Matteo Iacoviello (2005): House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle. *American Economic Review*, 95(3), 739–764; Ben Bernanke, Mark Gertler, Simon Gilchrist (1999): The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of Macroeconomics*, 1, 1341–1393.

⁵ Vgl. European Systemic Risk Board (2016): Vulnerabilities in the EU residential real estate sector (online verfügbar, abgerufen am 10. Juli 2018. Das gilt auch für alle anderen Online-Quellen dieses Berichts, sofern nicht anders vermerkt); Internationaler Währungsfonds (2016): Global House Prices: Time to Worry Again? IMF Blog (online verfügbar); Markus Brunnermeier und Isabel Schnabel (2015): Bubbles and central banks: Historical perspectives. CEPR Discussion Paper 10528 (online verfügbar).

⁶ Vgl. Deutsche Bundesbank (2018): Monatsbericht Februar 2018 (online verfügbar); Internationaler Währungsfonds (2018): Staff report for the 2018 article IV consultation (online verfügbar).

erholt und die Verluste der Finanzkrise ausgeglichen. In Ländern mit großen wirtschaftlichen Problemen hat die Preisdynamik ebenfalls angezogen. So haben die Immobilienpreise in Japan und Spanien ihren Tiefpunkt im Jahr 2013 erreicht, seither steigen sie deutlich. Nach vielen Jahren, in denen Immobilien real an Wert verloren, ist die Preisentwicklung seit 2010 auch in Deutschland klar aufwärtsgerichtet. Trotz der starken Anstiege haben die realen Immobilienpreise in Deutschland aber erst das Niveau vom Beginn der 1990er Jahre erreicht (Abbildung 1).

Die Preisentwicklung dürfte maßgeblich durch die global sehr expansive Geldpolitik gestützt worden sein. Nahezu alle Zentralbanken senkten in Reaktion auf die weltweite Finanz- und Wirtschaftskrise die Leitzinsen auf historisch niedrige Niveaus. In der Konsequenz fielen die Renditen von Staatsanleihen erheblich (Abbildung 2) – auch die Finanzierungskosten für Immobilieninvestitionen wurden damit deutlich günstiger. Mittlerweile haben die großen Zentralbanken den Ausstieg aus der ultralockeren Geldpolitik eingeleitet. In den USA hat die Notenbank Fed die Zinsen bereits mehrmals angehoben. Die Europäische Zentralbank (EZB) hat das Ende des Anleihekaufprogramms zum Jahresende 2018 angekündigt.⁷

Gleichzeitig ist die Verschuldung der privaten Haushalte seit der Finanzkrise in vielen Ländern stark gesunken. Nach Angaben der OECD nahm die Schuldenlast in Relation zum verfügbaren Einkommen der Haushalte in den USA von 145 Prozent auf nun 110 Prozent ab. Noch deutlicher entschuldeten sich die spanischen Haushalte von 155 Prozent auf 118 Prozent. Gleichwohl ist das Niveau der Verschuldung nach wie vor höher, als in den Jahren 1990er Jahren. Auch in Japan und Deutschland sank die Schuldenlast, wenngleich nicht so deutlich (Abbildung 3).

Neben der Entschuldung der Haushalte spielt auch eine Rolle, dass die gesamtwirtschaftliche Erholung nach der Krise der Jahre 2008 bis 2010 in vielen Ländern recht schnell einsetzte. So gab es in Deutschland lediglich im Jahr 2009 eine Delle beim Wachstum des Pro-Kopf-Einkommens. In Spanien hingegen stagnierten beziehungsweise sanken die Einkommen bis ins Jahr 2013 (Abbildung 4).

Große Risiken durch Immobilienpreisblasen

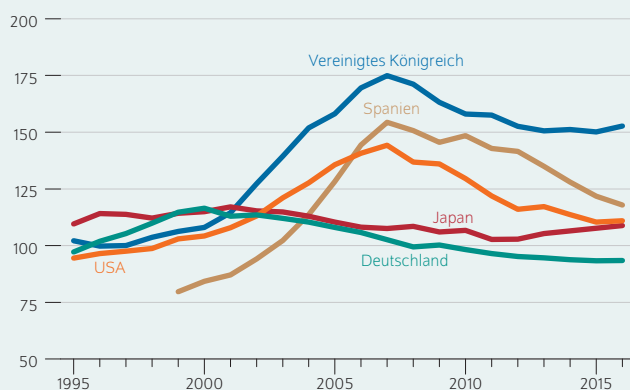
Angesichts der Breite und der Dynamik der Preisanstiege wird vermehrt die Sorge geäußert, es könne zu Überbewertungen auf den Immobilienmärkten kommen beziehungsweise diese seien bereits Realität. Dabei werden zwei Risiken synonym betrachtet, die eigentlich voneinander getrennt werden sollten. Zu unterscheiden ist, welche Risiken sich aus der Niedrigzinsphase ergeben und welche auf spekulatives Anlageverhalten zurückzuführen sind.

Ziel der unkonventionellen Geldpolitik ist es, zusätzliche Investitionen anzuregen und damit die gesamtwirtschaftliche Nachfrage zu stärken. Die niedrigen Zinsen steigern die Nachfrage nach Immobilien, deren Preis angesichts des kurzfristig rigiden Angebots stark steigt. Berechnungen zeigen beispielsweise für Deutschland, dass ein großer Teil der Preisanstiege seit dem Jahr 2010 auf die gesunkenen Finanzierungskosten zurückgeführt werden kann.⁸ Daraus ergeben sich Risiken sowohl für Banken als auch für private Haushalte. Kommt es zu unerwartet raschen Erhöhungen

Abbildung 3

Verschuldung der Privathaushalte in ausgewählten OECD-Ländern

In Prozent der verfügbaren Einkommen



Quelle: Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD).

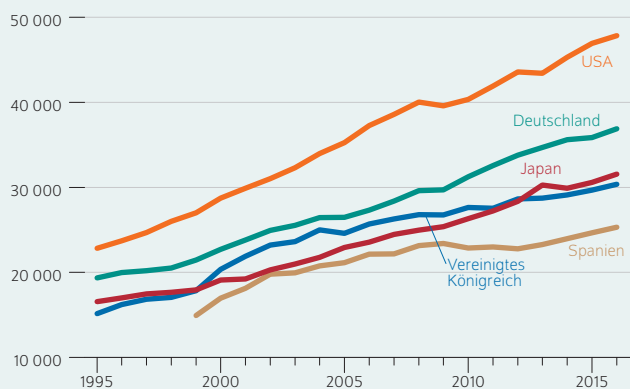
© DIW Berlin 2018

Private Haushalte haben sich seit der Finanzkrise vielerorts deutlich entschuldet.

Abbildung 4

Pro-Kopf-Einkommen in ausgewählten OECD-Ländern

In US-Dollar, kaufkraftbereinigt



Quelle: Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD).

© DIW Berlin 2018

Die Pro-Kopf-Einkommen haben sich in vielen Ländern zügig erholt.

des Leitzinses, könnte die Nachfrage nach Immobilien drastisch sinken, woraufhin die Preise unter Druck geraten dürften. Haushalte, die derartige Entwicklungen in ihrer Finanzierung nur unzureichend berücksichtigt haben, könnten gezwungen sein, ihre Immobilie zu verkaufen. Ist der Marktpreis der Immobilie zwischenzeitlich geringer als die Hypothek, ist der Haushalt überschuldet. Diese Risiken werden zumindest in Deutschland mit vergleichsweise langen Zinsbindungsfristen reduziert. Die langen Zinsbindungen könnten allerdings zum Problem für Banken werden, wenn die

⁷ Vgl. Europäische Zentralbank (2018): Geldpolitische Beschlüsse. Pressemitteilung vom 14. Juni 2018 (online verfügbar).

⁸ Vgl. Michael Schier und Michael Voigtländer (2015): Ist die Entwicklung am deutschen Wohnungsmarkt noch fundamental gerechtfertigt? IW-Trends 1/2015 (online verfügbar).

Abbildung 5

Immobilienpreisblasen in ausgewählten OECD-Ländern

Gemessen am Verhältnis von Kaufpreisen und Mieten



Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis von Daten der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD).

© DIW Berlin 2018

Der Hauspreisindex für Deutschland, der die sieben größten Städte umfasst, deutet derzeit auf eine Preisblase hin. Seit 2010 sind die Kaufpreise für Wohnimmobilien dort um 20 Prozent stärker gestiegen als die Mieten.

Kasten 1

Identifizierung spekulativer Preisblasen

Den empirischen Tests auf spekulative Übertreibungen von Immobilienpreisen liegt die Annahme zu Grunde, dass diese – unter der Voraussetzung vollständig informierter und rationaler MarktteilnehmerInnen – ausschließlich durch den Gegenwartswert der zukünftigen Mieteinnahmen bestimmt sind. Das bedeutet, dass in der langen Frist die Hauspreise an die Mietentwicklung gekoppelt sind. Da sich annahmegemäß alle bereits bekannten Informationen sofort in der Bewertung niederschlagen, folgt das Verhältnis von Preisen und Mieten einem sogenannten *Random Walk*, es weicht also nur unsystematisch von dem fundamental gerechtfertigten Wert ab. Sind die Preise kein perfektes Abbild der Erträge, ist die Preisdynamik in dieser Denkweise nur durch Spekulation zu erklären. Diese führt dazu, dass die Preisentwicklung – zusätzlich zur erwarteten Entwicklung der realen Nachfrage – durch die reine Erwartung zukünftig steigender Immobilienpreise mitbestimmt ist. Wenn solche Einschätzungen zum Konsens der MarktteilnehmerInnen werden, entwickelt sich eine Spekulationsblase, in der sich die Preise immer stärker von der Nachfrage entkoppeln.

Der sogenannte Phillips-Shi-Yu-Test (PSY) ist entwickelt worden, um multiple, ungewöhnlich starke Preisanstiege zu identifizieren.¹ Diese Methode, die auf Grundlage vierteljährlicher Datenreihen der Kaufpreis-Miet-Verhältnisse angewendet wird, erlaubt es, Wendepunkte von Hauspreiszyklen zu bestimmen. Der PSY-Test basiert auf einem Modell einer rollierenden Regression:

$$\Delta y_t = \hat{\alpha}_{r_1, r_2} + \hat{\beta}_{r_1, r_2} y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{\varphi}_{r_1, r_2}^i \Delta y_{t-i} + \hat{\varepsilon}_t,$$

Dabei beschreibt y_t das Kaufpreis-Miet-Verhältnis, k die Anzahl der Zeitverzögerungen, α , β und φ sind die Parameter zum Schätzen

und ε_t ist der Störterm. Die Stichprobe dieser Regression mit rollierendem Fenster beginnt mit dem r_1 -ten Teil und endet im r_2 -ten Bruchteil der gesamten Stichprobe (T). Dabei gilt, dass $r_2 = r_1 + r_w$ und $r_w > 0$ die anteilige Größe dieses Fensters ist.

Die Nullhypothese des Tests ist ein *Random Walk* (statistische Irrfahrt), wobei $\beta_{r_1, r_2} = 1$, der gegen die Alternativhypothese einer explosiven Entwicklung getestet wird, bei der $|\beta_{r_1, r_2}| > 1$. Auf Grundlage dieser Regression wird ein augmentierter Dickey-Fuller-Test (ADF) für eine Sequenz der vorwärts expandierenden Stichproben berechnet. Die Fenstergröße r_w expandiert von r_0 bis 1, wobei r_0 der kleinste und 1 der größte Fensterbreitebruchteil ist, der letzte entspricht der gesamten Stichprobengröße. Der Ausgangspunkt der Sequenz der Stichproben r_1 ist auf 0 fixiert. Das Ende jeder Stichprobe (r_2) ist gleich r_w und variiert zwischen r_0 und 1. Der PSY-Test ist dann die obere Grenze der folgenden Sequenz der ADF-Statistiken:

$$SADF(r_0) = \sup_{r_2 \in [r_0, 1]} ADF_0^{r_2},$$

Dabei ist $ADF_0^{r_2}$ die ADF-Statistik für eine Stichprobe zwischen 0 und r_2 . Die asymptotischen kritischen Werte für diesen Test wurden durch sogenannte Monte-Carlo-Simulationen berechnet.²

Ein großer Vorteil des PSY-Tests ist, dass er die Identifizierung multipler Blasen in einer Zeitreihe ermöglicht. Demgegenüber fokussieren andere Tests³ auf einzelne spekulative Blasen. Im Ansatz des vorliegenden Berichts wird die Analyse für die einzelnen Länder separat durchgeführt. Als Schwellenwert wird ein p -Wert von 0,9 verwendet.

¹ Vgl. Peter C. B. Phillips, Shuping Shi und Jun Yu (2011): Explosive behavior in the 1990s NASDAQ: when did exuberance escalate asset values? *International Economic Review* 52(1), 201–226.

² Vgl. Phillips, Shi und Yu (2015), a. a. O.

³ Vgl. beispielsweise Homm und Breitung (2012), a. a. O.; sowie Phillips, Shi und Yu (2011), a. a. O.

günstig gewährten Kredite zu höheren Kosten refinanziert werden müssen. Gerade deshalb sind das Verschuldungsniveau und die Entwicklung der Kreditvergabe wichtige Größen, die in der Beurteilung der Risiken berücksichtigt werden sollten.

Ein anderes Risiko ergibt sich aus spekulativen Übertreibungen. Werden Immobilien nur deshalb gehandelt, weil InvestorInnen für die Zukunft immer weiter steigende Preise erwarten, ohne dass sich an den sonstigen Rahmenbedingungen etwas geändert hätte, sind diese häufig bereit, heute schon einen spekulativen Preisaufschlag zu zahlen.⁹ Wird die Erwartung steigender Immobilienpreise dann aber enttäuscht, kommt es zum Platzen der Spekulationsblase, was die oben beschriebenen negativen Konsequenzen nach sich ziehen kann.

Spekulationsblasen nur schwer zu identifizieren

Während die Zentralbanken einen Anstieg der Kapitalmarktzinsen steuern können, ist ihr Einfluss bei spekulativen Preisübertreibungen sehr begrenzt. Daher ist es umso wichtiger, derartige Prozesse frühzeitig zu identifizieren. Dazu gibt es verschiedene Möglichkeiten. Die einfachste Form ist, verschiedene Indikatoren zu beobachten und für diese Grenzwerte festzulegen, die beispielsweise für die Neukreditvergabe nicht überschritten werden dürfen. Derartige Indikatorensysteme werden häufig von Zentralbanken verwendet.¹⁰ Ein anderes Verfahren stützt sich auf ökonometrische Methoden zur Bestimmung eines fundamental gerechtfertigten Marktpreises, der neben anderen Größen beispielweise durch die Höhe der verfügbaren Einkommen, das Immobilienangebot und die Zinsen bestimmt wird. Abweichungen

⁹ Vgl. Sean D. Campbell et al. (2009): What moves housing markets: A variance decomposition of the rent–price ratio. *Journal of Urban Economics*, 66(2), 90–102.

¹⁰ Vgl. Luca Agnello und Ludger Schuknecht (2011): Booms and busts in housing markets: Determinants and implications. *Journal of Housing Economics*, 20(3), 171–190.

vom modellbasierten Immobilienwert werden als spekulative Restgröße interpretiert.¹¹

Eine dritte Methode stützt sich auf theoretisch motivierte, methodisch aber rein auf die Analyse der Preisreihen konzentrierte Verfahren. Dem liegt die Annahme zugrunde, dass Immobilienpreise bei vollkommener Rationalität und vollständiger Information der Beteiligten allein durch die Summe der zukünftig zu erwirtschaftenden Mieterträge bestimmt werden. Mieten und Preise müssen demnach in einem stabilen Verhältnis zueinander stehen.¹² Systematische Abweichungen sprechen für spekulatives Anlageverhalten – derartige Muster können mit statistischen Methoden ermittelt werden.¹³

Anzeichen für Spekulationsblasen in acht von 20 untersuchten OECD-Ländern

Anhand eines entsprechenden statistischen Tests (für methodische Details siehe Kasten 1) wurden die Preisentwicklungen in 20 OECD-Ländern für die Jahre 1970 bis 2018

¹¹ Vgl. Florian Kajuth, Thomas A. Knetsch und Nicolas Pinkwart (2016): Assessing house prices in Germany: evidence from a regional data set. Journal of European Real Estate Research, 9(3), 286–307.

¹² Vgl. Konstantin A. Kholodilin, Claus Michelsen und Dirk Ulbricht (2018): Speculative price bubbles in urban housing markets. Empirical Economics (im Erscheinen).

¹³ Vgl. Peter C. B. Phillips, Shuping Shi und Jun Yu (2015): Testing for multiple bubbles: Historical episodes of exuberance and collapse in the S&P 500. International Economic Review 56(4), 1043–1078; oder Ulrich Homm und Jörg Breitung (2012): Testing for speculative bubbles in stock markets: a comparison of alternative methods. Journal of Financial Econometrics 10 (1), 198–231; sowie Peter C. B. Phillips, Shuping Shi und Jun Yu (2011): Explosive behavior in the 1990s NASDAQ: when did exuberance escalate asset values? International Economic Review 52(1), 201–226.

Tabelle 1

Datenbasis für den OECD-Hauspreisindex nach Ländern

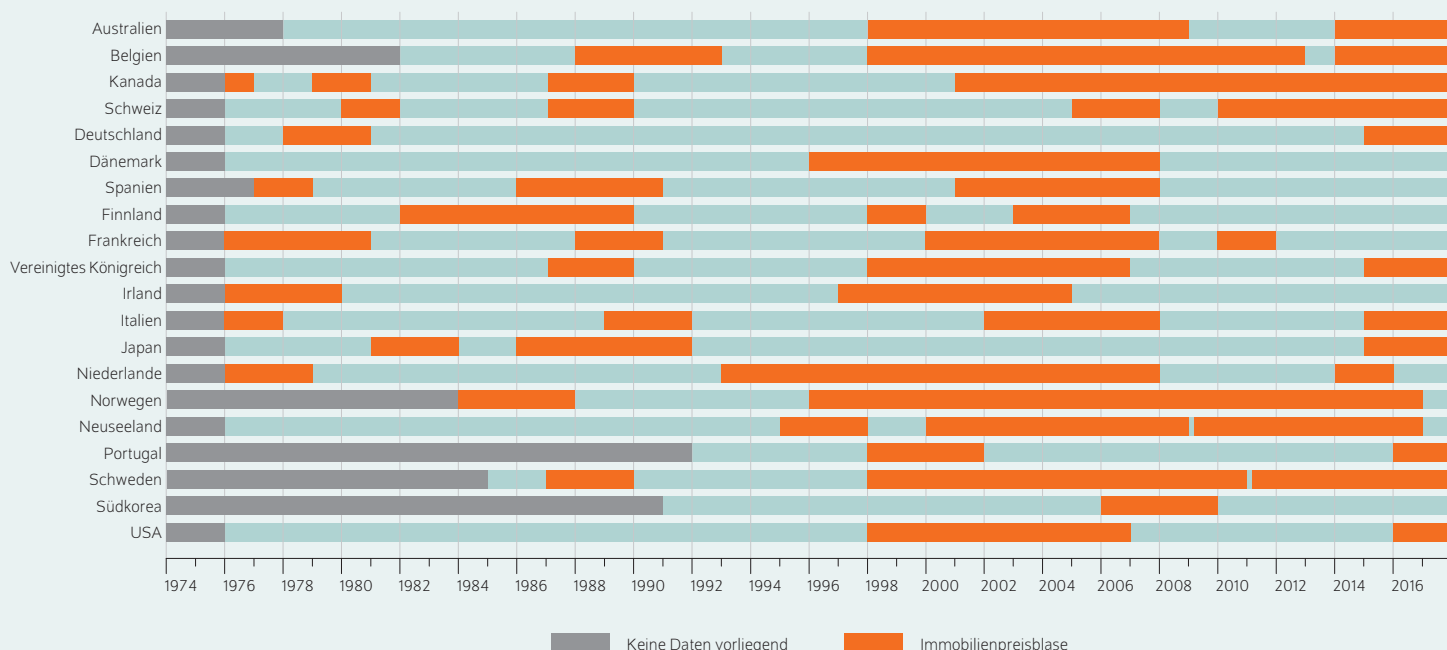
	Abdeckung	Gebäudearten
Australien	acht Hauptstädte (zwei Drittel der Gesamtbevölkerung)	alle
Belgien	gesamtes Land	alle
Dänemark	gesamtes Land	alle
Deutschland	sieben größte Städte (circa 12 Prozent der Gesamtbevölkerung)	alle
Finnland	gesamtes Land	alle
Frankreich	gesamtes Land	alle
Vereinigtes Königreich	gesamtes Land	alle
Irland	gesamtes Land	alle
Italien	bis 2016 13 Metropolregionen, seither gesamtes Land	gebrauchte Immobilien
Japan	gesamtes Land	alle
Kanada	gesamtes Land	alle
Neuseeland	gesamtes Land	alle
Niederlande	gesamtes Land	alle
Norwegen	gesamtes Land	alle
Portugal	gesamtes Land	alle
Schweden	gesamtes Land	alle
Schweiz	gesamtes Land	alle
Spanien	gesamtes Land	alle
Südkorea	gesamtes Land	alle
USA	gesamtes Land	Einfamilienhäuser

Quelle: Eigene Zusammenstellung.

© DIW Berlin 2018

Abbildung 6

Dauer von Spekulationsblasen in ausgewählten OECD-Ländern

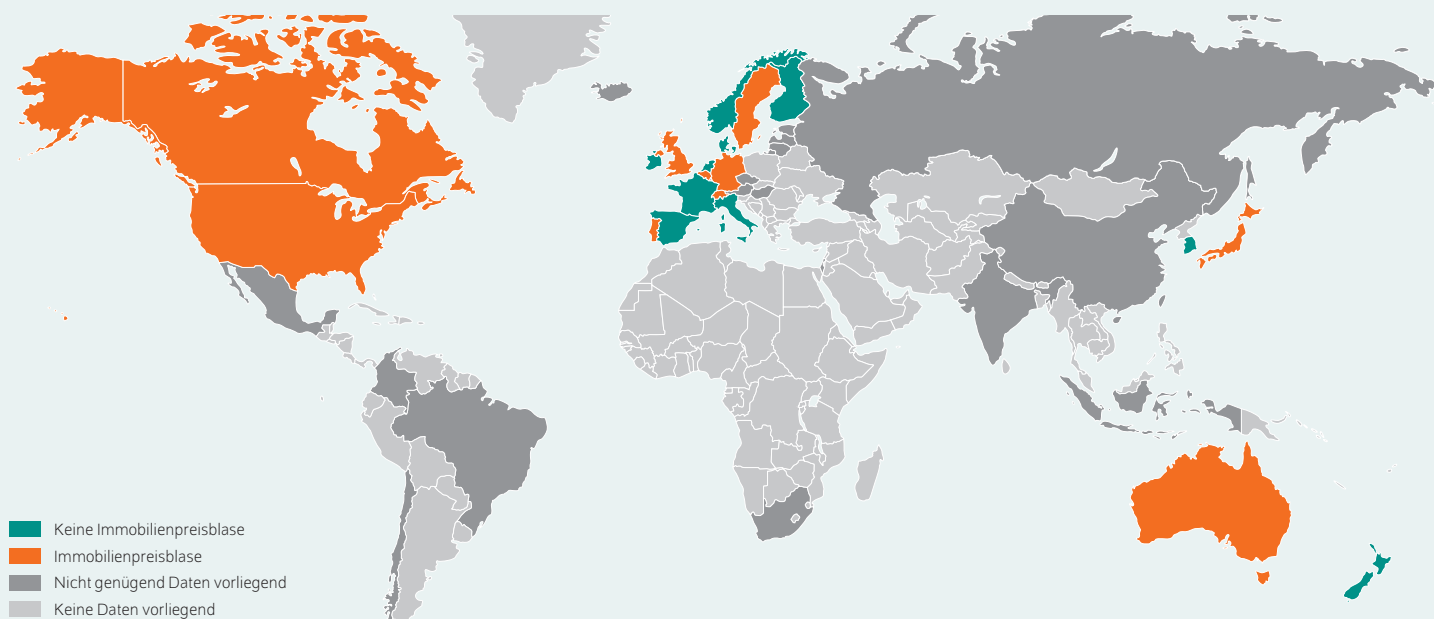


Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis von Daten der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD).

© DIW Berlin 2018

Abbildung 7

Anzeichen für Spekulationsblasen auf dem Immobilienmarkt im Jahr 2017



Quelle: Eigene Berechnungen auf Basis von Daten der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD).

Anmerkung: Die OECD-Daten für Deutschland umfassen lediglich die sieben größten Städte, in denen rund zwölf Prozent der Gesamtbevölkerung Deutschlands leben.

© DIW Berlin 2018

Fehlentwicklungen auf dem Immobilienmarkt zeichnen sich sowohl in Ländern Europas und Nordamerikas, als auch in Australien ab.

hinsichtlich spekulativer Preisblasen untersucht. Grundlage für die Analyse bildet die Datenbank der OECD zu Immobilienpreisen¹⁴, die Auskunft über die Verhältnisse von Preisen zu Mieten gibt. Wird auf deren Basis eine explosive Entwicklung nachgewiesen, ist eine Spekulationsblase wahrscheinlich. Die Hauspreisdatenbank der OECD enthält die Indizes der Preis-Miet-Verhältnisse für 44 Länder, allerdings gibt es nur für 20 Länder ausreichend viele Beobachtungen, um den statistischen Test durchzuführen. Für die meisten Staaten misst die OECD die landesweite Immobilienpreisentwicklung, in einigen Ländern fließen jedoch nur Daten für die größten Städte in die Betrachtung ein – zu letzteren zählt auch Deutschland (Tabelle 1). Für die Interpretation der statistischen Tests bedeutet dies, dass die Ergebnisse zur Existenz von Immobilienpreisblasen in diesen Fällen nur eingeschränkt auf das gesamte Land übertragbar sind.

Während in einigen Ländern, darunter Deutschland, Portugal oder Südkorea, spekulative Blasen eine eher seltene Erscheinung sind, umfassen sie in Ländern wie Belgien, Norwegen und Schweden lange Zeiträume (Abbildung 5, Abbildung 6). Auch folgt auf eine Phase einer spekulativen Preisentwicklung nicht zwingend eine scharfe Preiskorrektur, wie dies beispielsweise im Jahr 2006 in den Vereinigten Staaten der Fall war.

Die genauen Datierungen der Perioden, in denen spekulative Übertreibungen stattgefunden haben, zeigen, dass zehn Jahre nach der Finanzkrise in vielen Ländern wieder Preisentwicklungen beobachtet werden können, die wahrscheinlich auch durch spekulatives Anlageverhalten geprägt sind. In acht der 20 untersuchten Staaten sind entsprechende Muster in den Zeitreihen zu erkennen. So sind in Schweden seit dem Jahr 2012, in Australien und Belgien seit 2014, in Deutschland, im Vereinigten Königreich und in Italien seit 2015 sowie in Portugal und den USA seit dem Jahr 2016 wieder Preisübertreibungen wahrscheinlich. In Kanada legt der statistische Test eine Blasenbildung bereits seit dem Jahr 2001 nahe. Es handelt sich dabei nicht um ein Phänomen, dass auf einzelne Kontinente oder Regionen beschränkt ist. Vielmehr lassen sich mögliche Fehlentwicklungen sowohl in Ländern Europas und Nordamerikas als auch in Australien feststellen (Abbildung 7).

Die Ergebnisse für Deutschland bestätigen die Analysen der Bundesbank und die Ergebnisse bisheriger DIW-Studien.¹⁵ Obwohl in den vorherigen Arbeiten keine Anzeichen für eine bundesweite Immobilienpreisblase vorlagen, fanden sich jedoch Symptome spekulativer Übertreibungen vor allem in dem Segment der Geschosswohnungsneubauten an

¹⁴ Vgl. OECD (2018): Housing Indicators (doi:10.1787/63008438-en, online verfügbar).

¹⁵ Vgl. Kajuth, Knetsch und Pinkwart (2016), a. a. O.; sowie Kholodilin, Michelsen und Ulbricht (2018), a. a. O.

Kasten 2

Analyse der Determinanten der spekulativen Blasen

Um die Korrelation relevanter makroökonomischer und demografischer Variablen (Bruttowertschöpfung, realer Zinssatz, Kredit-BIP-Verhältnis und Bevölkerungsentwicklung) mit der Bildung spekulativer Preisblasen zu bestimmen, werden sogenannte Panel-Logit-Modelle geschätzt. Logit-Modelle finden eine breite Anwendung für die Bestimmung und Vorhersage der ökonomischen Rezessionen, Währungskrisen und spekulativen Übertreibungen auf den Vermögensmärkten.¹ Sie erlauben es, die Signifikanz und die Vorzeichen der relevanten Größen zu schätzen und damit Aussagen darüber zu treffen, unter welchen Bedingungen eine Spekulationsblase wahrscheinlich ist. Da spekulative Blasen relativ seltene Ereignisse sind, sind Logit-Modelle in diesem Zusammenhang besser geeignet als Probit-Modelle.² Die Panel-Logit-Regression ist wie folgt formuliert:

$$\Pr(B_{it} = 1|X_{it}) = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha_i + X_{it}\beta)}}$$

Dabei ist $\Pr(\cdot)$ die bedingte Wahrscheinlichkeit einer spekulativen Preisblase, B_{it} eine binäre Variable (1 entspricht einer Blasenperiode und 0 einer Nicht-Blasenperiode), die mittels PSY-Test für die jeweiligen Länder ermittelt wurde. α_i ist ein länderspezifischer fixer Effekt, der die für das jeweilige Land spezifische Einflüsse berücksichtigt, die über die Zeit unverändert bleiben. X_{it} ist ein Vektor der erklärenden Variablen und $i=1, \dots, N$; $t=1, \dots, T$; N ist die Anzahl der Länder und T die Anzahl der Perioden. Das Panel-Logit-Modell mit fixen Effekten hat zwei zentrale Vorteile: Es berücksichtigt eine nichtbeobachtbare Heterogenität (die nicht erfassten oder schwer zu messenden Variablen und keine Restriktionen auf die Korrelation zwischen den unabhängigen Variablen) und reduziert das Problem der Verzerrung aufgrund nicht erfasster Variablen und der Selbstselektion.

Für die vorliegende Fragestellung werden Logit-Modelle für ein Panel von 20 OECD-Ländern (Australien, Belgien, Kanada, Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Irland, Italien, Japan,

¹ Vgl. Helmut Herwartz und Konstantin A. Kholodilin (2014): In-sample and out-of-sample prediction of stock market bubbles: cross-sectional evidence. *Journal of Forecasting* 33(1), 15–31; Xiaoli L. Etienne, Scott H. Irwin und Philip Garcia (2014): Price explosiveness, speculation, and grain futures prices. *American Journal of Agricultural Economics* 97(1), 65–87; Oscar Jordà, Moritz Schularick und Alan Taylor (2015): Leveraged bubbles. *Journal of Monetary Economics*, 76, 1–20.

² Vgl. Manmohan Kumar, Uma Moorthy und William Perraudin (2003): Predicting emerging market currency crashes. *Journal of Empirical Finance* 10, 427–454.

Niederlande, Neuseeland, Norwegen, Portugal, Südkorea, Spanien, Schweden, Schweiz, Vereinigtes Königreich, Vereinigte Staaten) berechnet, das den Zeitraum zwischen, je nach Datenverfügbarkeit, dem ersten Quartal 1970 und dem ersten Quartal 2018 umfasst (Tabellen 1 und 2).

Tabelle 1

Schätzungen zum Zusammenhang zwischen Spekulationsblasen auf dem Immobilienmarkt und gesamtwirtschaftlichen Größen

	Modell 1	Modell 2
BIP-Wachstum	0,413 * (0,068)	0,410 * (0,067)
Bevölkerungswachstum	2,192 * (0,443)	1,995 * (0,452)
Langfristiger Zinssatz	–0,201 * (0,053)	–0,178 * (0,053)
staatliche Verschuldung in Relation zum BIP	–2,290 * (0,657)	–2,638 * (0,676)
Gesamtverschuldung in Relation zum BIP	1,787 * (0,525)	
Hypothekarkredite in Relation zum BIP		2,977 * (0,775)
Beobachtungen	655	655
Log-Wahrscheinlichkeit	–300,218	–298,444

Quelle: Eigene Berechnungen.

* signifikant zum 1-Prozent-Niveau.

© DIW Berlin 2018

Tabelle 2

Partielle Effekte der geschätzten Modellvariablen

	Modell 1	Modell 2
BIP-Wachstum	0,064	0,063
Bevölkerungswachstum	0,339	0,307
Langfristiger Zinssatz	–0,031	–0,027
staatliche Verschuldung in Relation zum BIP	–0,354	–0,405
Gesamtverschuldung in Relation zum BIP	0,277	
Hypothekarkredite in Relation zum BIP		0,457

Quelle: Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Ein partieller Effekt misst, um wie viel sich die Blasenwahrscheinlichkeit erhöht beziehungsweise sinkt, wenn die entsprechende erklärende Variable um eine Einheit sich verändert.

© DIW Berlin 2018

A-Standorten, also in den sieben größten Städten Deutschlands.¹⁶ Der OECD-Hauspreisindex für Deutschland, der durch die Deutsche Bundesbank geliefert und in dieser Studie verwendet wird, basiert wiederum auf dem *bulwiengesa*-Immobilienindex, der für diese Metropolen berechnet wird.

¹⁶ Vgl. Konstantin A. Kholodilin und Claus Michelsen (2017): Keine Immobilienpreisblase in Deutschland – aber regional begrenzte Übertreibungen in Teilmärkten. *DIW Wochenbericht* Nr. 25, 503–513 (online verfügbar).

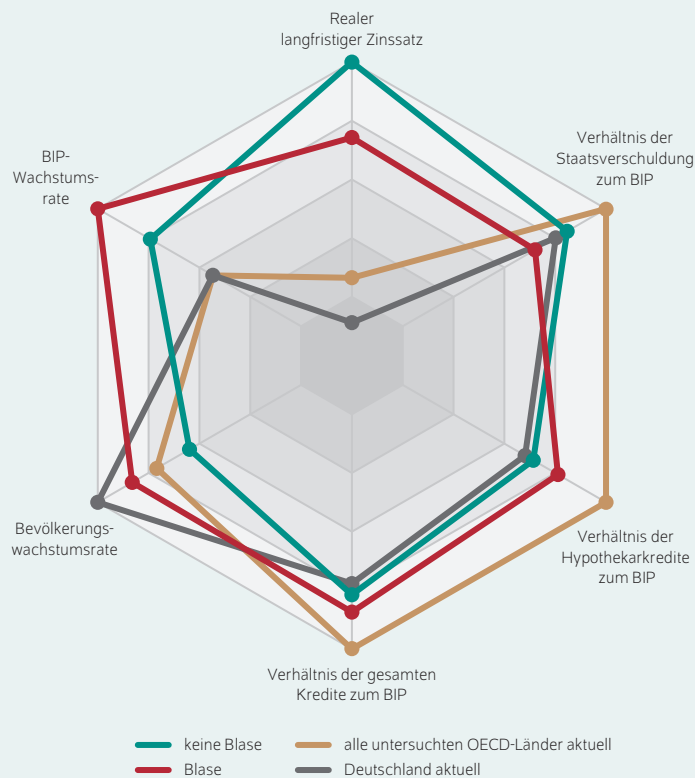
Niedrige Zinsen und hohes Bevölkerungswachstum erhöhen die Wahrscheinlichkeit spekulativer Preisblasen

Für Regulatoren ist es wichtig, das Entstehen von Preisblasen frühzeitig zu erkennen. Dafür sind die Auswertungen von Preis-Miet-Verhältnissen wertvoll – besser ist es allerdings, wenn die „Zutaten“ für Spekulationsblasen bekannt sind. Hierzu gibt es bereits Einschätzungen, denen zufolge

Abbildung 8

Gefahr einer Immobilienpreisblase in Deutschland und ausgewählten OECD-Ländern

Gemessen an sechs Indikatoren als „Zutaten“ für eine Blase



In Deutschland sprechen derzeit nur die sehr niedrigen Zinsen und das zuletzt vergleichsweise hohe Bevölkerungswachstum für eine Immobilienpreisblase.

vor allem eine lockere Geldpolitik große Risiken birgt.¹⁷ Die Wahrscheinlichkeit einer Spekulationsblase in Abhängigkeit verschiedener externer Größen kann mit Hilfe einer sogenannten Logit-Schätzung ermittelt werden (für methodische Details siehe Kasten 2). In dieser Schätzung werden unter anderem die Verschuldung des privaten Sektors und der öffentlichen Hand, der langfristige Zins, das Bevölkerungswachstum, die Wertschöpfung und die allgemeine Preisentwicklung berücksichtigt.

Die Schätzungen zeigen, dass sowohl reale Größen wie das Bevölkerungswachstum und das Wachstum der Wirtschaftsleistung, als auch Kennzahlen des Finanzmarkts wie Zinsen oder Verschuldung mit der Wahrscheinlichkeit korreliert sind, dass eine spekulative Immobilienpreisblase auftritt. So ist in Phasen höherer Zinsen das Risiko von Blasenbildungen geringer, ebenso wie eine höhere Staatsverschuldung

negativ mit der Blasenwahrscheinlichkeit korreliert ist. In Phasen hoher privater Verschuldung und starken realen Wachstums von Bevölkerung und Wirtschaftsleistung ist die Wahrscheinlichkeit spekulativer Übertreibungen auf dem Immobilienmarkt hingegen höher.

Die durchschnittlichen partiellen Effekte aus dem Modell zeigen, dass beispielsweise eine um einen Prozentpunkt höhere Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts die Wahrscheinlichkeit einer gleichzeitig auftretenden Spekulationsblase um gut sechs Prozentpunkte erhöht (siehe Tabelle 2 im Kasten 2). Gleiches gilt, wenn sich die Kreditvergabe in Relation zum Bruttoinlandsprodukt verdoppelt: Dies erhöht die Blasenwahrscheinlichkeit um rund 28 Prozentpunkte beziehungsweise im Fall von Hypothekarkrediten sogar um 47,5 Prozentpunkte. Dagegen führt eine Erhöhung des realen Zinssatzes um einen Prozentpunkt zu einer Reduktion der Blasenwahrscheinlichkeit um rund drei Prozentpunkte.

Die in der Schätzung verwendeten Kennzahlen können in einem Netzdiagramm dargestellt werden und geben so einen guten Überblick darüber, welche Größen eine Blasenbildung derzeit wahrscheinlich erscheinen lassen und welche eher gegen eine Blase sprechen. Die vier Linien des Diagramms markieren den Durchschnittswert der jeweiligen Variable in einer Blasenperiode, in einer Periode ohne Übertreibungen, den Wert für alle untersuchten OECD-Länder zwischen 2015 und 2017 und den durchschnittlichen Wert für Deutschland zwischen 2015 und 2017 (Abbildung 8).

In OECD-weiter Betrachtung spricht vieles für eine neue Blasenperiode. Lediglich das im internationalen Durchschnitt geringere Wachstum des Bruttoinlandsprodukts und die relativ hohe Staatsverschuldung sind weit von den Werten entfernt, die typischerweise in Blasenperioden beobachtet werden. Hingegen deuten vor allem das nach wie vor in vielen Ländern hohe Niveau der privaten Verschuldung und der niedrige Zins darauf hin, dass vielerorts eine Immobilienpreisblase entsteht.

Für Deutschland zeigt sich ein davon abweichendes Bild. Die Indikatoren signalisieren eher eine solide Finanzierung, lediglich das Bevölkerungswachstum und die sehr niedrigen Zinsen lassen eine Immobilienpreisblase wahrscheinlicher erscheinen. Allerdings ist das Bevölkerungswachstum vor allem aufgrund der Fluchtmigration weit von seinem Normalwert entfernt. Insgesamt spricht in dieser Betrachtung wenig dafür, dass Deutschland als Ganzes eine spekulativ getriebene Fehlentwicklung erlebt.

Fazit: Entwicklung in Deutschland im Vergleich zu anderen Ländern nicht allzu bedenklich, aber dennoch Vorsorge nötig

Zehn Jahre nach der Finanzkrise haben sich die Immobilienmärkte weltweit wieder erholt. Und dies in einem Tempo, das manche BeobachterInnen an der Nachhaltigkeit dieser Entwicklung zweifeln lässt. In der Tat ist es erstaunlich, wie schnell die Entwicklung bei den Preisen

¹⁷ Vgl. Oscar Jordà, Moritz Schularick und Alan Taylor (2015): Betting the house. *Journal of International Economics*, 96, 2–18; sowie Brunnermeier und Schnabel (2015), a. a. O.

für Wohnimmobilien nach dem großen Einbruch in vielen Ländern vonstatten ging. Eine wesentliche Rolle dabei dürfte die Geldpolitik gespielt haben, denn niedrige Zinsen machen Immobilieninvestitionen attraktiver. Die in diesem Wochenbericht vorgelegte Analyse zeigt aber auch, dass es in einigen Ländern Anzeichen für spekulative Überbewertungen gibt. Dies gilt auch für Deutschland – wenngleich die Analysen nur für die großen Metropolen und nicht für das Land als Ganzes durchgeführt wurden.

Angesichts dieser und früherer ähnlicher Erkenntnisse argumentieren KritikerInnen der lockeren Geldpolitik, dass die Risiken, die mit den niedrigen Zinsen verbunden sind, in erheblichem Maße zugenommen haben. Insbesondere in Deutschland wird seit geraumer Zeit eine Änderung des geldpolitischen Kurses gefordert, zumindest aber verlangt, dass ein vollständiges makroprudenzielles Instrumentarium eingeführt wird, um effektiv auf mögliche Fehlentwicklungen reagieren zu können, etwa indem die Kreditvergabe eingeschränkt wird.¹⁸

Seit dem Sommer 2017 hat die Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (BaFin) zusätzliche Befugnisse, um auf Stabilitätsrisiken, die aus Immobilienfinanzierungen resultieren, reagieren zu können. Konkret kann sie durch den neuen Paragraphen 48u des Kreditwesengesetzes (KWG) den Fremdkapitalanteil bei Immobilienfinanzierungen begrenzen. Zudem kann die BaFin Vorgaben zur Tilgung von Krediten machen und damit steuern, über welchen Zeithorizont sich die privaten Haushalte entschulden. Die BaFin kann diese Instrumente aber nicht unmittelbar anwenden, sondern darf sie nur mittels einer Allgemeinverfügung in Kraft setzen, wenn die Maßnahmen zur Abwehr

einer Gefahr erforderlich sind. Wann genau dieser Punkt erreicht ist, bleibt unklar. Darüber hinausgehend wird häufig gefordert, konkrete Kriterien zu formulieren, bei denen die makroprudenziellen Instrumente greifen. Auch wird kritisiert, dass keine Regelungen hinsichtlich der maximalen absoluten Verschuldung beziehungsweise hinsichtlich des Verhältnisses von Schuldendienst und Einkommen formuliert wurden. Unterstützt werden diese Forderungen vom Internationalen Währungsfonds, der auf die guten Erfahrungen und Aktivitäten in anderen Ländern verweist.¹⁹

KritikerInnen eines weitreichenderen Instrumentariums argumentieren, dass Immobilien in Deutschland insgesamt sehr solide finanziert würden und somit ein Eingriff überhaupt nicht notwendig sei.²⁰ Solange Kreditvergabe, Kreditstandards und Verschuldung in den jetzt beobachteten Größenordnungen geschehen, lassen sich tatsächlich nur schwer Argumente für einen Eingriff finden. Allerdings ist kaum nachvollziehbar, weshalb die Regulierung in Deutschland auf halbem Wege stehen geblieben ist. Es dürfte schwer fallen, mit dem derzeitigen Instrumentarium rechtzeitig auf eine Krise zu reagieren, ist doch mit erheblichen politischen Widerständen gegen eine Begrenzung der Kreditvergabe zu rechnen. Die Politik wäre daher gut beraten, das vorhandene makroprudenzielle Instrumentarium um klare Regeln zum Zeitpunkt ihres Einsatzes zu ergänzen, weitere Möglichkeiten der Begrenzung der Kreditvergabe „auf Vorrat“ einzuführen und damit den Empfehlungen des Ausschusses für Finanzstabilität und denen des Internationalen Währungsfonds zu folgen.

¹⁹ Vgl. Urszula Kochanska (2017): The ESRB Macroprudential Measures Database. European Systemic Risk Board (online verfügbar).

²⁰ Vgl. Oliver Lerbs und Michael Voigtländer (2018): Ist eine makroprudenzielle Regulierung des deutschen Hypothekenmarktes geboten? Perspektiven der Wirtschaftspolitik, 19(1), 42–56.

¹⁸ Vgl. Isabel Schnabel (2017): Schutz vor Immobilienblasen: Genug der Zugeständnisse! Gastbeitrag im Handelsblatt vom 20. März 2017.

Konstantin A. Kholodilin ist wissenschaftlicher Mitarbeiter der Abteilung Makroökonomie am DIW Berlin | kkholodilin@diw.de

Claus Michelsen ist wissenschaftlicher Mitarbeiter der Abteilung Konjunkturpolitik am DIW Berlin | cmichelsen@diw.de

JEL: E32, C33, C35

Keywords: speculative house price bubbles, explosive root test, panel logit model

This report is also available in an English version as DIW Weekly Report 30+31/2018:

www.diw.de/diw_weekly





INTERVIEW MIT CLAUS MICHELSEN

„Regulierung der Finanzmärkte ist nach letzter Krise noch nicht so weit wie nötig“

Dr. Claus Michelsen, wissenschaftlicher Mitarbeiter
der Abteilung Konjunkturpolitik am DIW Berlin

1. **Herr Michelsen, vor zehn Jahren löste das Platzen einer Immobilienpreisblase in den USA eine weltweite Finanz- und Wirtschaftskrise aus. Sie haben OECD-Daten für 20 Länder untersucht. Wie steht es um die Bewertung von Immobilien in diesen Ländern?** Wir haben uns angeschaut, wie sich die globalen Immobilienpreise entwickeln und festgestellt, dass in allen untersuchten Ländern die Immobilienpreise kräftig steigen. Wir sehen einen weltweiten Immobilienzyklus, der einen Aufschwung markiert. Das ist nach den starken Verwerfungen in den großen Immobilienmärkten wie den USA durchaus erstaunlich.
2. **Welche Faktoren begünstigen das Entstehen einer Immobilienpreisblase?** Grundsätzlich ist bekannt, dass niedrige Zinsen das Entstehen von spekulativen Blasen begünstigen. Insgesamt führen niedrige Zinsen auch zu Preisaufschwüngen, die in vielen Ländern zu sehen sind. Das schlägt sich natürlich auch in der Immobilienbewertung nieder. Darüber hinaus gibt es weitere Faktoren, die für eine Immobilienpreisblase sprechen, beispielsweise eine hohe Verschuldung der privaten Haushalte, aber auch reale Faktoren wie ein starkes Bevölkerungswachstum.
3. **In welchen Ländern gibt es Anzeichen für spekulative Überbewertungen?** Wir haben für acht der untersuchten Länder festgestellt, dass nach unseren statistischen Tests eine spekulative Überbewertung von Immobilien möglich ist. Darunter sind Länder wie das Vereinigte Königreich, die USA und auch Deutschland. Betroffen sind aber auch ein paar kleinere Länder. Für mehr als die Hälfte der untersuchten Länder sehen wir keine spekulativen Übertreibungen, gleichwohl ist der Preisauftrieb auch dort relativ kräftig.
4. **Wie ist die Lage in Deutschland, was die Bewertung von Immobilien angeht?** Die Befürchtung, dass in Deutschland eine Immobilienpreise entsteht, wird immer wieder geäußert. Die Bundesbank warnt häufiger davor, dass die Bewertung gerade in großen Städten relativ hoch und es dort mittlerweile auch zu kräftigen Überbewertungen kommen könne. Wir sehen das zumindest teilweise ähnlich. Für die großen

Städte in Deutschland haben wir ein Muster gefunden, das darauf hindeutet, dass dort Spekulation stattfindet. Das ist etwas, was man sich genauer anschauen muss. Mit Blick auf die bundesweite Entwicklung ist die Lage jedoch entspannter. Gegen eine landesweite spekulative Übertreibung spricht vor allem, dass die Verschuldung der Haushalte in Deutschland noch relativ gering ist.

5. **Wie groß ist die Gefahr, dass eine Immobilienpreisblase in einem OECD-Land wieder zu einer weltweiten Krise führt?** Die Gefahr ist real, denn die Regulierung der Finanzmärkte ist nicht so weit vorangeschritten, wie man sich das wünschen würde und wie man es sich nach der großen Finanzkrise in den Jahren 2007 und 2008 gegenseitig versprochen hat. Dennoch ist das Bewusstsein über die Gefahren deutlich größer. Die Beobachtung ist deutlich intensiver, sodass ich davon ausgehe, dass man beim nächsten Mal wahrscheinlich sehr viel früher reagieren würde als 2007 und 2008, als es eigentlich schon zu spät war.
6. **Was könnte getan werden, um einer Immobilienpreisblase in Deutschland vorzubeugen?** Eine Möglichkeit der Steuerung ist, die Banken dazu zu zwingen, mehr Eigenkapital zu halten und dementsprechend weniger Kredite zu vergeben. Es gibt aber auch andere Instrumente zur Einschränkung der Kreditvergabe an Privathaushalte, beispielsweise die Einführung von Obergrenzen des Beleihungswertes einer Immobilie. Man könnte auch vorschreiben, dass eine Schuld in einer bestimmten Zeit abgetragen werden muss oder dass nur ein ganz bestimmter Teil des Einkommens für die Tilgung und die Finanzierung von Immobilienkrediten aufgewendet werden darf. Das würde die Immobilienkreditvergabe einschränken und die Risiken im Markt senken.

Das Gespräch führte Erich Wittenberg.



Das vollständige Interview zum Anhören finden Sie auf
www.diw.de/interview

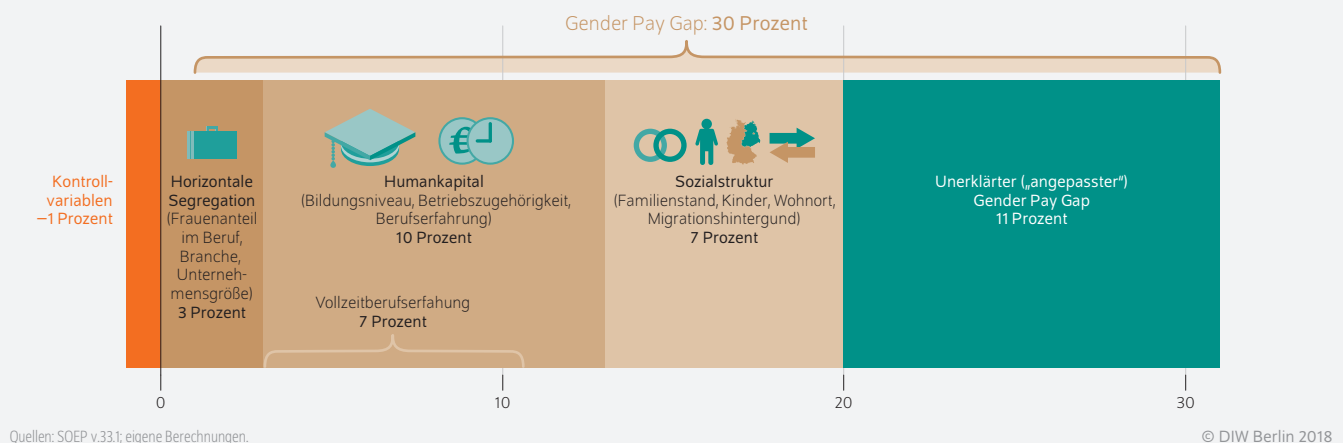
Die Berufserfahrung in Vollzeit erklärt den Gender Pay Gap bei Führungskräften maßgeblich

Von Elke Holst und Anne Marquardt

- Im Durchschnitt der Jahre 2010 bis 2016 betrug der Gender Pay Gap bei vollzeitbeschäftigten Führungskräften in der Privatwirtschaft 30 Prozent
- Frauen in Führungspositionen erzielten einen durchschnittlichen Bruttostundenverdienst von 20,60 Euro, Männer von 29,30 Euro
- Die Berufserfahrung in Vollzeit erklärt die Lücke mit sieben Prozent maßgeblich
- Werden geschlechtsspezifische Unterschiede in relevanten Verdienstdeterminanten herausgerechnet, verbleibt ein unerklärter Gender Pay Gap von elf Prozent
- Frauen und Männer brauchen beruflich mehr Zeitsouveränität und einen entsprechenden Kulturwandel in den Unternehmen

Die Berufserfahrung in Vollzeit erklärt einen erheblichen Teil der Verdienstücke zwischen Frauen und Männern in Führungsposition

Zerlegung des Gender Pay Gap von vollzeitbeschäftigten Führungskräften in der Privatwirtschaft 2010 bis 2016 (gepoolt)



ZITAT

„Frauen, die den Sprung in die Chefetage schaffen, verdienen erheblich weniger als männliche Führungskräfte, und das hat zum großen Teil mit der unterschiedlichen Vollzeiterfahrung zu tun. Viele Frauen haben im Laufe ihres Erwerbslebens Teilzeit gearbeitet. Der daraus resultierenden Chancenungleichheit bei Karriere und Verdienst können Unternehmen entgegenwirken, indem sie gerade in der Rushhour des Lebens beiden Geschlechtern mehr zeitliche Flexibilität gewähren. Das erfordert einen richtigen Kulturwandel.“

— Elke Holst, Studienleiterin —

Die Berufserfahrung in Vollzeit erklärt den Gender Pay Gap bei Führungskräften maßgeblich

Von Elke Holst und Anne Marquardt

ABSTRACT

Frauen verdienen in Deutschland durchschnittlich immer noch weniger als Männer. Dies gilt auch und sogar verstärkt für Führungskräfte: Für den Zeitraum von 2010 bis 2016 ergibt sich für Vollzeitbeschäftigte in Führungspositionen ein durchschnittlicher Gender Pay Gap im Bruttostundenverdienst von 30 Prozent. Werden geschlechtsspezifische Unterschiede in relevanten Verdienstdeterminanten herausgerechnet, verbleibt eine Verdienstlücke von elf Prozent. Eine hohe Erklärungskraft für den Gender Pay Gap insgesamt hat mit sieben Prozent die Berufserfahrung in Vollzeitarbeit. Das zeigt die vorliegende Studie auf der Grundlage von Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP). Die Entlohnung von Führungskräften ist offenbar immer noch eng verknüpft mit dem Ideal der durchgängigen Vollzeitarbeit. Zur Reduzierung der Verdienstlücke sind politische Maßnahmen erforderlich, die den großen Unterschieden im Erwerbsumfang zwischen Frauen und Männern im Lebensverlauf entgegenwirken. Dazu ist auch ein Kulturwandel in den Unternehmen notwendig.

Im europäischen Vergleich belegte Deutschland im Jahr 2015 mit einem Gender Pay Gap von insgesamt 21 Prozent bei allen Erwerbstätigen den drittletzten Platz unter den EU28-Ländern.¹ Im Durchschnitt der Europäischen Union lag die Verdienstlücke im Bruttostundenverdienst bei 16 Prozent. Der vorliegende Bericht untersucht die Einflussfaktoren auf den Gender Pay Gap für Vollzeitbeschäftigte in Führungspositionen.² Er knüpft an frühere Ergebnisse zum geschlechtsspezifischen Aufstieg in Führungspositionen an. Im Durchschnitt waren in Deutschland im Beobachtungszeitraum 2010 bis 2016 28 Prozent der Führungskräfte Frauen. Die Abgrenzung der Führungskräfte erfolgt nachfolgend auf Basis der Internationalen Standardklassifikation der Berufe von 1988 (ISCO-88) (Kasten 1). Der Gender Pay Gap wird anhand der Bruttostundenverdienste auf Basis der tatsächlichen Arbeitszeit der Beschäftigten ermittelt. Betrachtet wird ausschließlich die Privatwirtschaft.³ Die empirischen Auswertungen erfolgen auf Basis der Daten des Sozio-oekonomischen Panels, Version 33 (SOEP v33.1). In den vorliegenden Analysen werden zur Erhöhung der Fallzahlen insbesondere bei den Frauen die Jahre 2010 bis 2016 zusammengefasst untersucht.

¹ Vgl. Eurostat (2018): Gender Pay Gap (online verfügbar, abgerufen am 11. Juli 2018). Dies gilt insofern nicht anders vermerkt auch für alle anderen Onlinequellen in diesem Bericht. In diesem Bericht werden die Begriffe Gender Pay Gap, Verdienstunterschied und Verdienstlücke zwischen Frauen und Männern synonym verwendet.

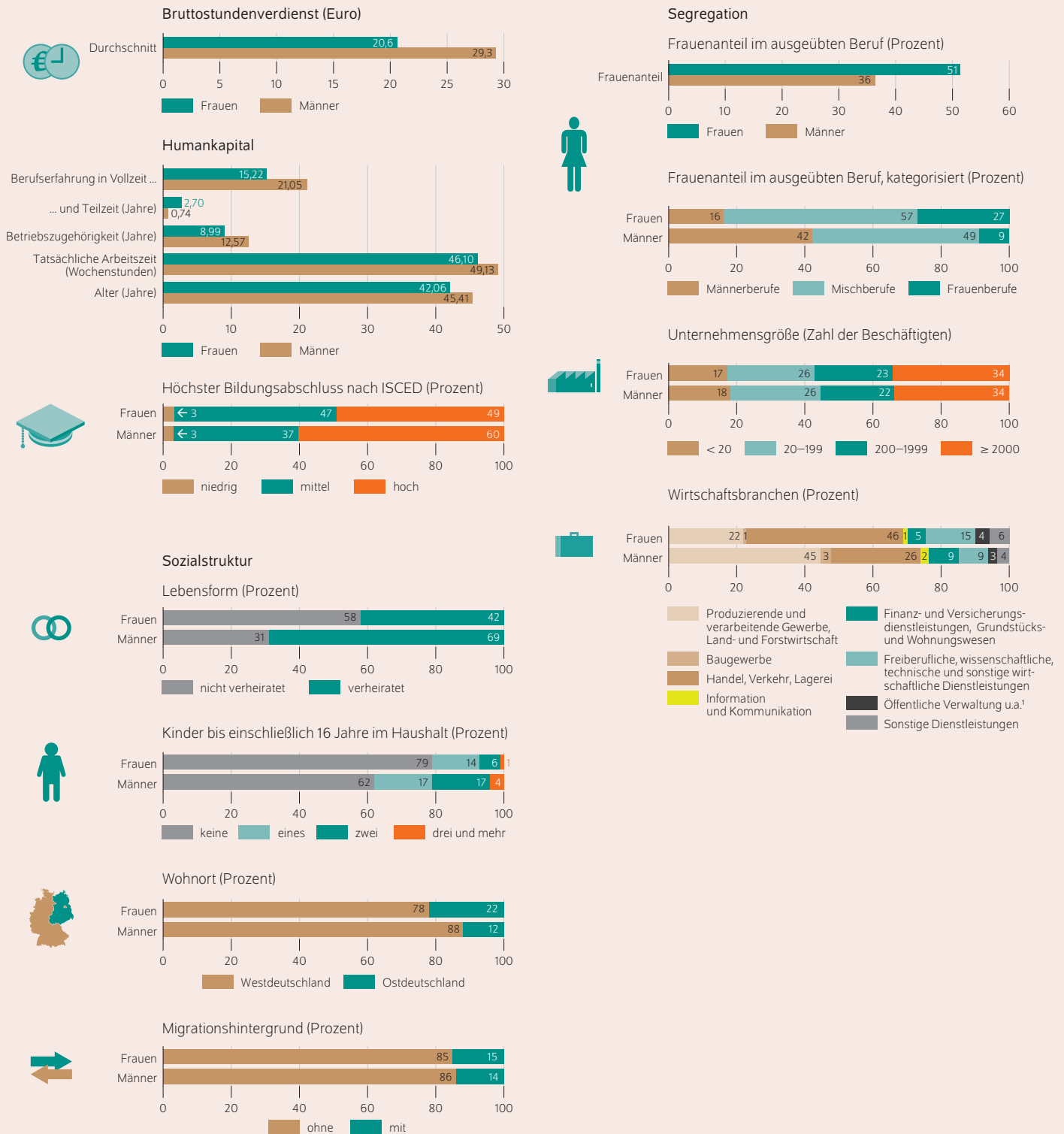
² Die OECD berechnete für Vollzeitbeschäftigte in Deutschland einen Gender Pay Gap von 15,5 Prozent. Im OECD Länder-Durchschnitt lag der Wert bei 13,4 Prozent. Vgl. OECD (2018): Gender wage gap (online verfügbar). Zahlreiche Studien untersuchten bereits Verdienstunterschiede zwischen abhängig Beschäftigten aber nur wenige befassen sich explizit mit dem Gender Pay Gap bei Personen mit Führungsverantwortung. Analyse zum Gender Pay Gap in Führungspositionen für Deutschland vgl. etwa Elke Holst und Anne Busch (2013): Geschlechterspezifische Verdienstunterschiede bei Führungskräften und sonstigen Angestellten in Deutschland: Welche Relevanz hat der Frauenanteil im Beruf? Zeitschrift für Soziologie, Jg. 42, Heft 4, 315–336. In dieser Studie wurden Führungskräfte nach der Stellung im Beruf abgegrenzt.

³ Anzunehmen ist, dass die Verdienststrukturen im öffentlichen Dienst aufgrund der stärkeren Tarifbindung von denen in der Privatwirtschaft deutlich abweichen; vgl. Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (2009): Der Verdienstunterschied von Frauen und Männern im öffentlichen Bereich und in der Privatwirtschaft. Ergebnisse des Projekts „Verdienstunterschiede zwischen Männern und Frauen“ des BMFSFJ und des Statistischen Bundesamtes (online verfügbar); Christina Boll und Andreas Lagemann (2018): Gender Pay Gap im öffentlichen Dienst und in der Privatwirtschaft. Ökonomische Trends, Heft 7, 528–530.

Abbildung 1

Sozio-ökonomische Struktur von vollzeitbeschäftigten Führungskräften in der Privatwirtschaft 2010 bis 2016

Mittelwerte aus querschnittsgewichteten Ergebnissen der Jahre 2010 bis 2016



¹ „Öffentliche Verwaltung“ umfasst auch Verteidigung, Sozialversicherung, Erziehung und Unterricht, Gesundheits- und Sozialwesen.

Quellen: SOEP v.33.1; eigene Berechnungen.

Kasten 1

Daten, Definitionen und zentrale Variablen

Grundlage der Berechnungen bilden die Daten der Längsschnittstudie Sozio-oekonomisches Panel (SOEP).¹ Das SOEP ist eine repräsentative Wiederholungsbefragung privater Haushalte und Personen in Deutschland, die im jährlichen Rhythmus seit 1984 mit denselben Personen in der Bundesrepublik Deutschland durchgeführt wird. Die vorliegende Analyse umfasst die Daten der Jahre 2010 bis 2016.

In die Untersuchung wurden alle in Vollzeit beschäftigten Personen in der Privatwirtschaft im Alter von 18 bis 64 Jahren einbezogen. Die Abgrenzung der vollzeiterwerbstätigen Führungskräfte in der Privatwirtschaft erfolgt auf Grundlage einer Selbsteinstufung der befragten Personen. Ausgeschlossen aus der Analyse werden alle geringfügig oder selbständig Erwerbstätigen sowie erwerbstätige Personen in Ausbildung, Lehre, Rente, freiwilligem Wehrdienst, freiwilligem sozialem/ökologischem Jahr, Bundesfreiwilligendienst und Werkstätten für behinderte Menschen.

Definition von Führungskräften

In diesem Bericht werden Führungskräfte nach der Internationalen Standardklassifikation der Berufe ISCO von 1988 (ISCO-88) abgegrenzt. In die Analyse gehen ausschließlich Personen der Hauptgruppe 1 ein. Laut Definition nach ISCO-88 sind Führungskräfte dazu befugt, die Leitlinien und Strategien von Unternehmen und Organisationen oder deren inneren Abteilungen (sofern diese Abteilungen insgesamt drei oder mehr leitende Personen benötigen) zu planen, leiten und zu steuern.² Nach ISCO-88 könnten

auch einige Beschäftigte in weniger hohen Führungspositionen in die Hauptgruppe 1 einbezogen werden. Dies ist zum einen der Tatsache geschuldet, dass es ISCO-88 zulässt, auch Personal mit Leitungsfunktionen (supervisors) hier einzuordnen. Zum anderen liegt dies auch an der Breite der Untergruppe 13 General Managers (BetriebsleiterInnen). Diese umfasst Führungskräfte kleiner Betriebe, die diese allein leiten (in der Regel Selbständige). Da Selbständige für diese Auswertung jedoch ausgeschlossen wurden, fokussiert sich die vorliegende Analyse zum größten Teil auf hohe Führungspositionen.³

Definition der horizontalen Segregation

Die horizontale Segregation wird mithilfe drei verschiedener Variablen untersucht. Der **Frauenanteil im ausgeübten Beruf** liefert Informationen zur beruflichen Segregation, also darüber, wie „männertypisch“ oder „frauentypisch“ der jeweils ausgeübte Beruf ist. Im Mikrozensus wurde dabei jahresspezifisch pro Beruf der Berufsklassifikation des Statistischen Bundesamtes (Version 1992, Dreisteller) der jeweilige Frauenanteil an allen Erwerbstätigen in diesem Beruf ermittelt. Anschließend wurden diese Werte über die Berufsklassifikation an das SOEP herangespielt. Zur besseren Übersicht wurde der Frauenanteil in Berufen in der deskriptiven Übersicht zusätzlich in drei Kategorien unterteilt. In der Literatur existieren hierfür unterschiedliche Grenzwerte. Für die folgenden Analysen wurde die Variante von Jerry A. Jacobs gewählt.⁴

¹ Gert G. Wagner, Joachim R. Frick und Jürgen Schupp (2007): The German Socio-Economic Panel Study (SOEP) – Scope, Evolution and Enhancements. Schmollers Jahrbuch, 127 (1), 139–169.

² ILO (2016): ISCO-88. Summary of Major Groups (online verfügbar).

³ Für eine vertiefende Diskussion zur Definition und Operationalisierung von Führungspositionen vgl. auch Thomas Körner und Lisa Günther (2011): Frauen in Führungspositionen. Ansatzpunkte zur Analyse von Führungskräften in Mikrozensus und Arbeitskräfteerhebung. Wirtschaft und Statistik Mai 2011, 434–451.

⁴ Jerry A. Jacobs (1989): Revolving Doors. Sex Segregation and Women's Careers. Stanford: Stanford University Press.

Bei der Teilzeitberufserfahrung liegen die Frauen mit fast drei Jahren vorne

In Führungspositionen erzielten Frauen im Durchschnitt der Jahre 2010 bis 2016 einen Bruttostundenverdienst von 20,60 Euro, Männer von 29,30 Euro (Abbildung 1). Der Gender Pay Gap liegt damit bei rund 30 Prozent. Insgesamt sind die Bruttostundenverdienste sowohl von Frauen als auch von Männern im Beobachtungszeitraum gestiegen (Abbildung 2). Im Beobachtungszeitraum schwankte der Gender Pay Gap erheblich, was auch auf die geringen Fallzahlen bei den Frauen zurückzuführen ist. Aus diesem Grund wurden die Daten für den Gesamtzeitraum zur Erhöhung der Fallzahl gepoolt.

Mithilfe deskriptiver Befunde zur sozio-ökonomischen Struktur bei vollzeitbeschäftigten Frauen und Männern in Führungspositionen lassen sich im Durchschnitt der Jahre 2010 bis 2016 erste mögliche Ursachen der Verdienstunterschiede identifizieren. Männer in Führungspositionen

weisen etwas häufiger einen hohen Bildungsabschluss auf. Zudem waren sie durchschnittlich rund sechs Jahre länger in Vollzeit berufstätig gewesen als Frauen und verfügen über eine fast vier Jahre längere Betriebszugehörigkeit – drei Jahre davon lassen sich auf das höhere Alter der Männer zurückführen (45 Jahre vs. 42 Jahre). Bei der Teilzeitberufserfahrung liegen die Frauen mit fast drei Jahren vorne, bei den Männern lag diese Erfahrung bei noch nicht einmal einem Jahr. Von Führungskräften wird gewöhnlich die Bereitschaft zu langen Arbeitszeiten erwartet. Die tatsächliche Arbeitszeit der Männer lag mit gut 49 Stunden pro Woche drei Stunden über der in der Vergleichsgruppe der Frauen. Lange Arbeitszeiten schränken die Zeitsouveränität etwa für Familienarbeit ein, das mag ein Grund sein, warum Frauen in Führungspositionen seltener verheiratet sind als Männer und weniger häufig Kinder bis 16 Jahre in ihrem Haushalt leben.

Die geschlechtsspezifische Verteilung der vollzeitbeschäftigten Führungskräfte ist über die Betriebsgrößen hinweg

Demnach werden Berufe mit einem Frauenanteil von null bis 30 Prozent als „Männerberufe“ und Berufe mit einem Frauenanteil von 70 bis 100 Prozent als „Frauenberufe“ bezeichnet. Berufe mit einem dazwischenliegenden Frauenanteil gelten im Folgenden als „Mischberufe“.

Als zweite Segregationsvariable dient die **Unternehmensgröße**. Hier werden vier Kategorien auf Grundlage der Beschäftigtenzahl unterschieden: Unternehmen mit bis unter 20, mit 20 bis 199, mit 200 bis 1999 und jene mit 2000 und mehr Beschäftigten.

Als dritte Variable, die die horizontale Segregation abbilden soll, werden die **Wirtschaftsbranchen** herangezogen. Die Einteilung erfolgt anhand der Europäischen Systematik der Wirtschaftszweige (NACE), deren Grundlage die zehn Aggregate der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung darstellen. Aufgrund eingeschränkter Fallzahlen speziell bei Frauen in Führungspositionen werden die zehn Kategorien zu acht zusammengefasst: So umfasst die Branche produzierendes und verarbeitendes Gewerbe/ Herstellung von Waren, Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden und sonstige Industrie auch Landwirtschaft, Forstwirtschaft und Fischerei. Die Branche Grundstücks- und Wohnungswesen wird den Finanz- und Versicherungsdienstleistungen hinzugefügt.

Abhängige Variable: Bruttostundenverdienst

Zur Messung der Einflussfaktoren auf den Gender Pay Gap, und damit auf die Verdienste von Frauen und Männern, wurde der logarithmierte Bruttostundenverdienst herangezogen (ln). Die Regressionskoeffizienten zeigen die prozentuale Veränderung an, wenn sich die unabhängige Variable um eine Einheit verändert. In zahlreichen Studien wird der Bruttostundenverdienst zur

Berechnung des Gender Pay Gap verwendet. Im SOEP wird der Bruttoverdienst für den letzten Monat vor der Befragung erhoben. Um die Bruttostundenverdienste nutzen zu können, wurde der Bruttomonatslohn durch die tatsächlich geleistete Arbeitszeit geteilt. Eine alternative Operationalisierung der Stundenverdienste wäre mithilfe der vertraglichen Arbeitszeit möglich. Da Führungskräfte jedoch häufig überlange Arbeitszeiten aufweisen, bildet die tatsächliche Arbeitszeit realistischer die Stundenverdienste ab.⁵

In die Angaben zum Bruttomonatsverdienst fließen zwar Überstundenzahlungen mit ein, Sonderzahlungen werden allerdings nicht direkt berücksichtigt.⁶ Die Höhe der Sonderzahlungen wird zusätzlich mithilfe einer weiteren Frage erhoben. Hierzu zählen das 13. und 14. Monatsgehalt, zusätzliches Weihnachtsgeld, Urlaubsgeld, Gewinnbeteiligung, Gratifikation oder Prämien und sonstige Sonderzahlungen. Da der Verdienst von Führungskräften zu einem nicht unerheblichen Teil von Sonderzahlungen bestimmt ist, wurden jene Beträge auf Stunden umgerechnet und auf den Bruttostundenverdienst aufgerechnet.

⁵ Für alle Beschäftigten insgesamt unterscheiden sich die Ergebnisse unter Verwendung der tatsächlichen oder vertraglichen Arbeitszeit kaum. Vgl. Christina Boll und Julian S. Leppin (2015): Die geschlechtsspezifische Lohnlücke in Deutschland. Umfang, Ursache und Interpretation. Wirtschaftsdienst 4/ 2015 (online verfügbar).

⁶ TNS Infratest Sozialforschung (2016): SOEP 2016 – Erhebungsinstrumente 2016 (Welle 33) des Sozio-ökonomischen Panels: Personenfragebogen, Stichproben A-L3. SOEP Survey Papers 345: Series A (online verfügbar).

sehr ähnlich: Jeweils rund ein Drittel der männlichen und der weiblichen Führungskräfte sind für ein Unternehmen mit mehr als 2000 MitarbeiterInnen tätig. Bei den Wirtschaftsbranchen zeigen sich deutliche Unterschiede: Knapp die Hälfte der Frauen ist im Handel, Verkehr oder der Lagerarbeit tätig (Männer: gut ein Viertel). Männer in Führungspositionen arbeiten vor allem im produzierenden und verarbeitenden Gewerbe.

Der deutsche Arbeitsmarkt ist generell von einer starken beruflichen Segregation geprägt.⁴ In Frauenberufen gibt es im Vergleich zu männertypischen Berufen vergleichsweise weniger Führungspositionen.⁵ Die Aufstiegsmöglichkeiten sind hier also deutlich stärker begrenzt. Frühere

Untersuchungen zeigten, dass Teilzeitarbeit häufig ein Ausschlusskriterium für das Einnehmen einer Führungsposition ist.⁶ Die Frage ist nun, ob die horizontale Geschlechtersegregation auch bei vollzeitbeschäftigten Führungskräften zur Erklärung des Gender Pay Gap beitragen kann.⁷

Vollzeitberufserfahrung immer noch ein zentraler Erklärungsfaktor für den Gender Pay Gap

Inwiefern die aufgezeigten Strukturen tatsächlich zur Erklärung der Verdienstlücke zwischen Frauen und Männern in Führungspositionen beitragen, wurde mittels einer linearen Regression (Kasten 2) überprüft. Die Schätzungen erfolgten getrennt für Frauen und Männer (Tabelle 1).

⁴ Vgl. Anne Busch (2013): Die berufliche Geschlechtersegregation in Deutschland. Ursachen, Reproduktion, Folgen. Springer VS, Wiesbaden; Katharina Wrohlich und Aline Zucco (2017): Gender Pay Gap innerhalb von Berufen variiert erheblich. DIW Wochenbericht Nr. 43, 955–961 (online verfügbar).

⁵ Vgl. Elke Holst und Martin Friedrich (2016): Hohe Führungspositionen: In der Finanzbranche haben Frauen im Vergleich zu Männern besonders geringe Chancen. DIW Wochenbericht Nr. 37, 827–838 (online verfügbar).

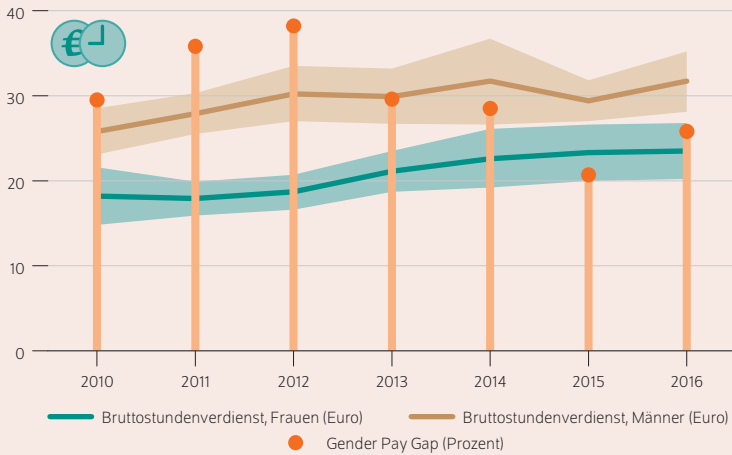
⁶ Vgl. Holst und Friedrich (2016), a. a. O.

⁷ Vgl. Holst und Busch (2013), a. a. O. Hier konnte kein statistisch signifikanter Effekt für den Frauenanteil im Beruf unter den Führungskräften ermittelt werden.

Abbildung 2

Bruttostundenverdienst und Gender Pay Gap von vollzeitbeschäftigten Führungskräften in der Privatwirtschaft nach Geschlecht 2010 bis 2016

Mittelwerte aus querschnittsgewichteten Ergebnissen in Euro und Prozent



Quellen: SOEP v.33.1; eigene Berechnungen.

© DIW Berlin 2018

Der Gender Pay Gap unter Führungskräften hat sich seit 2012 verringert.

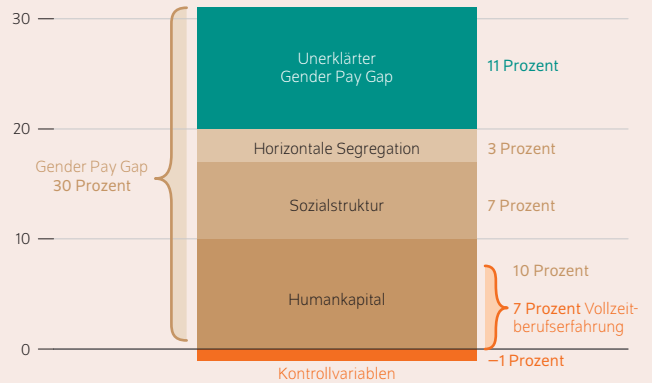
Die Erklärungsleistung für den Verdienst steigt deutlich, wenn nicht nur Humankapitalmerkmale, sondern auch die Sozialstruktur und insbesondere die Segregationsvariablen berücksichtigt werden – sowohl bei den Frauen als auch bei den Männern (Modell 1 bis 6). Als Bestandteil des Humankapitals ist für den Verdienst in Führungspositionen die Vollzeitberufserfahrung besonders wichtig, für Frauen sogar noch wichtiger als für Männer: Im Gesamtmodell steigt für Frauen mit jedem zusätzlichen Jahr an Vollzeitberufserfahrung der Verdienst um durchschnittlich gut vier Prozent (Modell 3), für Männer um drei Prozent (Modell 6). Offenbar ist für die Verdiensthöhe weniger das Vorhandensein von Kindern entscheidend, als dauerhaft in Vollzeit zu arbeiten beziehungsweise arbeiten zu können: Die Zahl der Kinder im Haushalt (bis einschließlich 16 Jahre) ist positiv mit dem Verdienst korreliert (Modelle 3 und 6).

Je höher der Frauenanteil im Beruf, desto geringer fällt der Bruttostundenverdienst aus, für Frauen in noch höherem Maße als für Männer.

In größeren Betrieben verdienen sowohl Frauen als auch Männer in Führungspositionen mehr als in kleineren. Handel, Verkehr und Lagerei erweist sich auch in der multivariaten Schätzung als Branche mit ausgeprägten Verdienstnachteilen. Im produzierenden Gewerbe wird im Vergleich zu anderen Branchen meist der höchste Verdienst erzielt – eine (statistisch signifikante) Ausnahme ist die Finanz- und Versicherungsbranche: Dort liegt der Bruttostundenverdienst in der Gruppe der Männer ein Viertel über den im

Abbildung 3

Zerlegung des Gender Pay Gap von vollzeitbeschäftigten Führungskräften in der Privatwirtschaft 2010 bis 2016



Quellen: SOEP v.33.1; eigene Berechnungen.

© DIW Berlin 2018

Die Berufserfahrung in Vollzeit erklärt zu rund einem Viertel den Gender Pay Gap.

produzierenden Gewerbe, in der Gruppe der Frauen immerhin bei 16 Prozent mehr. Nur bei den Männern wird auch in den freiberuflichen, wissenschaftlichen, technischen und sonstigen wirtschaftlichen Dienstleistungen statistisch signifikant mehr als im produzierenden Gewerbe verdient. Hierbei ist zu beachten, dass der Durchschnittsverdienst der Männer generell höher als der der Frauen ist.

Außerdem verdienen Führungskräfte in Ostdeutschland weniger als jene im Westen. In der Gruppe der Frauen ist der Unterschied mit 29 Prozent jedoch deutlich geringer als in der Gruppe der Männer (43 Prozent).

Gleiche berufliche Vollzeiterfahrung von Frauen und Männern würde Gender Pay Gap um rund sieben Prozent senken

Mittels einer Oaxaca-Blinder-Dekomposition (Kasten 2) wurde in einem weiteren Schritt ermittelt, welchen Beitrag die einzelnen Einflussfaktoren zur Erklärung des Gender Pay Gap leisten (Abbildung 3 und Tabelle 2).

Elf Prozent und damit über ein Drittel des Gender Pay Gap in Führungspositionen lässt sich durch Unterschiede in der Humankapitalausstattung zwischen Frauen und Männern erklären, darunter sieben Prozent – und damit fast ein Viertel – auf Unterschiede in der Vollzeitberufserfahrung zurückführen, rund fünf Prozent auf die Betriebszugehörigkeit und rund vier Prozent auf den Bildungsabschluss.

Einen Einfluss auf den Gender Pay Gap hat auch die Sozialstruktur (sieben Prozent), insbesondere die regionale Verortung in Ost- bzw. Westdeutschland.

Tabelle 1

Determinanten des logarithmierten Bruttostundenverdienstes von vollzeitbeschäftigten Führungskräften in der Privatwirtschaft 2010 bis 2016

Einflussfaktoren	Frauen			Männer		
	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6
Humankapital						
Hoher Bildungsabschluss nach ISCED (=ja)	0,439***	0,485***	0,308***	0,405***	0,393***	0,281***
Berufserfahrung in Vollzeit in Jahren	0,0480***	0,0492***	0,0434***	0,0437***	0,0326***	0,0302***
Berufserfahrung in Vollzeit zum Quadrat in Jahren	-0,00103***	-0,000991***	-0,000774***	-0,000831***	-0,000548***	-0,000460***
Berufserfahrung in Teilzeit in Jahren	-0,00641	-0,0104	0,00199	-0,0240	-0,0202	-0,000504
Berufserfahrung in Teilzeit zum Quadrat in Jahren	0,00004	0,000147	-0,000553	0,00126	0,000982	0,0000611
Betriebszugehörigkeit in Jahren	0,00645	0,00823**	0,00379	0,0106***	0,00871***	0,00629***
Sozialstruktur						
Verheiratet (=ja)		-0,0530	-0,0516		0,0722	0,0584
Anzahl der Kinder bis einschließlich 16 Jahre im Haushalt		0,0226	0,0501*		0,0417**	0,0430***
Wohnort: Ostdeutschland (=ja)		-0,402***	-0,289***		-0,446***	-0,354***
Migrationshintergrund (=ja)		-0,0572	-0,0527		-0,102**	-0,0729*
Horizontale Segregation						
Frauenanteil im ausgeübten Beruf			-0,352***			-0,132*
Unternehmensgröße (Referenz: Unternehmen mit weniger als 20 Beschäftigten)						
20 bis 199 Beschäftigte			0,253***			0,361***
200 bis 1999 Beschäftigte			0,402***			0,344***
2000 und mehr Beschäftigte			0,553***			0,520***
Wirtschaftsbranche (Referenz: Produzierende und verarbeitende Gewerbe)						
Baugewerbe			0,0798			-0,0771
Handel, Verkehr, Lagerei			-0,352***			-0,132***
Information und Kommunikation			-0,159			-0,00318
Finanz- und Versicherungsdienstleistungen, Grundstücks- und Wohnungswesen			0,163*			0,249***
Freiberufliche, wissenschaftliche, technische und sonstige wirtschaftliche Dienstleistungen			-0,0294			0,189***
Öffentliche Verwaltung u.a.			-0,00450			-0,0791
Sonstige Dienstleistungen			0,104			0,0461
Kontrollvariablen						
Imputierte Gehälter	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Jahres-Dummies	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Konstante	2,082***	2,168***	2,246***	2,313***	2,411***	2,241***
Beobachtungen	927	927	927	2 700	2 700	2 700
Personen	440	440	440	1 128	1 128	1 128
R ²	0,220	0,297	0,503	0,201	0,274	0,403

Anmerkung: Cluster-robuste Schätzung der Standardfehler. Signifikanzniveaus: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Lesebeispiel: Die Zahl in Zeile 2, Spalte 3 bedeutet, dass jedes zusätzlich gearbeitete Jahr in Vollzeit den Bruttostundenverdienst von Frauen um 4,34 Prozent erhöht.

Quellen: SOEP v.33.1; eigene Berechnungen.

© DIW Berlin 2018

Die berufliche Geschlechtersegregation erklärt insgesamt zwölf Prozent der unterschiedlichen Verdienste von Frauen und Männern in Führungspositionen. Im Branchenvergleich ist statistisch signifikant ist das Ergebnis vor allem für die Branche Handel, Verkehr und Lagerei.

Die berufliche Segregation, also der Frauenanteil im Beruf, spielt keine statistisch signifikante Rolle für die Erklärung der Verdienstunterschiede von vollzeitbeschäftigten Führungskräften. Weitere – hier nicht dargestellte – Schätzungen für Nicht-Führungskräfte zeigten hingegen einen signifikant negativen Effekt auf. Dies deutet darauf hin, dass sich Führungskräfte in Frauen- und Männerberufen weniger stark unterscheiden, was die Qualifikationsanforderungen und typisch „weiblichen“ hausarbeits- und familiennahe

Arbeitsinhalten (die gewöhnlich mit einer gesellschaftlichen Abwertung einhergehen) betrifft. Auch dürfte in der Gruppe der Führungskräfte die hierarchische Positionierung von Frauen und Männern in geringerem Umfang vorhanden sein als bei Nicht-Führungskräften. Die in diesem Sinne höhere Ähnlichkeit von Frauen- und Männerberufen trägt zur Erklärung bei, warum bei den Führungskräften in der Dekomposition keinen Verdienstnachteil mit dem Frauenanteil im Beruf nachgewiesen werden kann.⁸

Der ermittelte Gender Pay Gap von insgesamt 30 Prozent sinkt auf elf Prozent, wenn gleichzeitig unter anderem für Humankapital (zehn Prozent), Sozialstruktur (sieben Prozent) und

⁸ Vgl. Holst und Busch (2013), a. a. O.

Kasten 2

Statistische Methoden

Um die Einflussfaktoren auf die Verdienstunterschiede zwischen Frauen und Männern in Führungspositionen zu ermitteln, wurde eine lineare Regression angewendet. Hierfür wird ein sogenanntes Pooled Model für den Zeitraum 2010 bis 2016 geschätzt. So ist es möglich, eine ausreichend hohe Fallzahl insbesondere für Frauen in Führungspositionen für die Analysemodelle zu gewinnen. Innerhalb der gepoolten Modelle wird mit Cluster-robusten Standardfehlern der Schätzkoeffizienten dafür kontrolliert, dass die gleichen Personen in mehreren Befragungswellen vorkommen, da es sich bei dem SOEP um Paneldaten handelt.¹

Um aufzeigen zu können, welcher Anteil des Gender Pay Gap (insgesamt) sich durch die einzelnen Merkmale erklären lassen, wurde eine sogenannte Oaxaca-Blinder-Dekomposition durchgeführt. Diese unterteilt den Gender Pay Gap in einen erklärten und einen unerklärten Teil. Hierfür wurden zunächst getrennte Lohnregressionen für Männer und Frauen geschätzt. Der Unterschied im Mittelwert der Verdienste von Männern und Frauen wird dann in einem weiteren Schritt in die beiden besagten Komponenten zerlegt. Der *Merkmalseffekt* (erklärte Effekt) stellt jenen dar, der auf die Mittelwert-Unterschiede zwischen den Geschlechtern, bedingt durch die im Modell einbezogenen unabhängigen Variablen, zurückgeht.

¹ Zur Überprüfung der Validität der Ergebnisse wurde ebenfalls eine Random Effects Regression geschätzt. Die Ergebnisse sind ähnlich wie im Pooled Model.

Diese werden mit dem zugehörigen Regressionskoeffizienten der Männer gewichtet. Der sogenannte *Resteffekt* (nicht erklärter Teil) geht dann auf unterschiedliche Entlohnung der betrachteten Merkmale und auf nicht-beobachtbare Merkmale zurück. Gewichtet wird dieser Resteffekt jeweils mit dem Mittelwert der Variablen der Frauen. Als Referenzkategorie werden in der Regel Männer genommen.² Der Resteffekt wird auch als unerklärter oder „angepasster“ Gender Pay Gap bezeichnet.³

Für mögliche Unterschiede in der Zugangswahrscheinlichkeit sowohl in eine Vollzeitbeschäftigung als auch in eine Führungsposition wurde nicht korrigiert. Wie Studien zeigen, kann das zu einer Überschätzung der Verdienste von Frauen und damit einer Unterschätzung des Gender Pay Gap führen.⁴

² Alan S. Blinder (1973): Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *The Journal of Human Resources* 8, 436–455; Ronald Oaxaca (1973): Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review* 14, 693–709. Vgl. auch Claudia Finke, Florian Dumpert und Martin Beck (2017): Verdienstunterschiede zwischen Männern und Frauen. Eine Ursachenanalyse auf Grundlage der Verdienststrukturhebung 2014. *Wirtschaft und Statistik*, Heft 2, 43–62; Christina Boll et al. (2016): Magnitude And Impact Factors of the Gender Pay Gap in the EU. European Commission – Justice and Consumers.

³ Vgl. hierzu auch DIW Glossar Gender Pay Gap (online verfügbar).

⁴ Vgl. u. a. Claudia Olivetti und Barbara Petrongolo (2008): Unequal Pay or Unequal Employment? A Cross-Country Analysis of Gender Gaps. *Journal of Labor Economics*, vol. 26, no. 4; Casey B. Mulligan und Yona Rubinstein (2008): Selection, investment, and women's relative wages over time. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 123, no. 3, 1061–1110.

horizontale Geschlechtersegregation (drei Prozent) kontrolliert wird (Abbildung 3).

Die vorliegenden Ergebnisse zeigen, dass Abweichungen vom Ideal der ständig verfügbaren Vollzeitarbeit – etwa durch Teilzeitphasen oder Pausen in der Erwerbsbiografie – Vollzeitbeschäftigten in Führungspositionen erhebliche Nachteile bei der Entlohnung bringen. Die Theorie der *Gendered Organizations* erklärt dies mit vergeschlechtlichten Strukturen in Unternehmen. Dazu gehören auch typische „männliche“ Arbeitszeitarangements, die die Norm insbesondere für Führungskräfte bilden (überlange Arbeitszeiten, dauerhafte Präsenz, Reisebereitschaft, lückenlose Erwerbstätigkeit).⁹ Weiterhin geht die *Signalling* Theorie davon aus, dass karriereorientierte Beschäftigte so ihr volles *Commitment* gegenüber dem/der ArbeitgeberIn signalisieren.¹⁰ Empirische Studien belegen, dass insbesondere hohe berufliche Überstundenanforderungen Verdienste positiv beeinflussen, während hohe berufliche Teilzeitquoten die Verdienste durchschnittlich verringern.¹¹

⁹ Vgl. Joan Acker (1990): Hierarchies, Jobs, Bodies: A Theory of Gendered Organizations. In: *Gender & Society*, 4(2), 139–158.

¹⁰ Vgl. u. a. Martha S. Feldman und James G. March (1981): Information in Organizations as Signal and Symbol. *Administrative Science Quarterly*, 26 (2), 171–186.

¹¹ Vgl. beispielsweise Kathrin Leuze und Susanne Strauß (2016): Why do occupations dominated by women pay less? How 'female-typical' work tasks and working-time arrangements affect the gender wage gap among higher education graduates. *Work, Employment & Society* 30 (5), 802–820.

Maßnahmen zur Reduzierung des Gender Pay Gap in anderen europäischen Ländern

Um den Gender Pay Gap in Deutschland auch in Führungspositionen zu reduzieren, ist es wichtig, dass sowohl Politik als auch Unternehmen mehr Zeitsouveränität über alle Berufe und Branchen hinweg für Beschäftigte schaffen. Aufgrund des seit langem bestehenden hohen Verdienstunterschieds zwischen Frauen und Männern sind gesetzliche Regelungen notwendig, die langfristig zu einer Angleichung der Verdienste beitragen können. Neben dem im Jahr 2017 beschlossenen *Gesetz zur Förderung der Entgelttransparenz zwischen Männern und Frauen (EntgTranspG)*¹² gilt in Deutschland seit 2009 speziell für die Entlohnung von Führungskräften in Vorständen das *Gesetz zur Angemessenheit der Vorstandsvergütung (VorstAG)*¹³. Hiermit sollten Managementgehälter gegenüber der Öffentlichkeit transparenter gemacht werden. Dass Transparenz allein aber nicht ausreicht, um den Gender Pay Gap zu verringern, zeigen neuere Studien. Zum Beispiel fanden sie heraus, dass Frauen in frauendominierten Berufen sich eher mit anderen Frauen vergleichen als mit Männern und ihren Lohn

¹² Bundesministerium der Justiz und Verbraucherschutz (2017): Gesetz zur Förderung der Entgelttransparenz zwischen Männern und Frauen (EntgTranspG) vom 30. Juni 2017 (online verfügbar).

¹³ Bundesanzeiger: Gesetz zur Angemessenheit der Vorstandsvergütung (VorstAG) vom 31. Juli 2009 (online verfügbar).

Tabelle 2

Determinanten des logarithmierten Bruttostundenverdienst von vollzeitbeschäftigten hohen Führungskräften in der Privatwirtschaft 2010 bis 2016

Oaxaca- Blinder-Dekomposition (Merkmalseffekt und Prozent)

	Merkmalseffekt	In Prozent
Humankapital		31,7
Hoher Bildungsabschluss nach ISCED (=ja)	0,0140*	3,89
Berufserfahrung in Vollzeit in Jahren	0,1798***	50,00
Berufserfahrung in Vollzeit zum Quadrat in Jahren	-0,0968**	-26,92
nachrichtlich: Gesamteffekt Berufserfahrung in Vollzeit		23,08
Berufserfahrung in Teilzeit in Jahren	0,0011	0,31
Berufserfahrung in Teilzeit zum Quadrat in Jahren	-0,0012	-0,33
nachrichtlich: Gesamteffekt Berufserfahrung in Teilzeit		-0,03
Betriebszugehörigkeit in Jahren	0,0170**	4,73
Sozialstruktur		24,05
Verheiratet (=ja)	0,0169	4,70
Anzahl der Kinder bis einschließlich 16 Jahre im Haushalt	0,0255**	7,09
Wohnort: Ostdeutschland (=ja)	0,0418***	11,62
Migrationshintergrund (=ja)	0,0023	0,64
Horizontale Segregation		11,46
Frauenanteil im ausgeübten Beruf	0,0193	5,37
Betriebsgröße (Referenz: Unternehmen mit weniger als 20 Beschäftigten)		
20 bis 199 Beschäftigte	-0,0026	-0,72
200 bis 1999 Beschäftigte	-0,0012	-0,33
2000 und mehr Beschäftigte	0,0051	1,42
Wirtschaftsbranche (Referenz: Produzierende u. verarbeitende Gewerbe)		
Baugewerbe	-0,0019	-0,53
Handel, Verkehr, Lagerei	0,0192**	5,34
Information und Kommunikation	-0,0000	0,00
Finanz- u. Versicherungsdienstleistungen, Grundstücks- und Wohnungswesen	0,0042	1,17
Freiberufliche, wissenschaftliche, technische und sonstige wirtschaftliche Dienstleistungen	-0,0018	-0,50
Öffentliche Verwaltung u.a.	0,0017	0,47
Sonstige Dienstleistungen	-0,0005	-0,22
Sonstige Kontrollen		-3,31
Imputierte Gehälter	✓	
Beobachtungsjahr (Referenz: 2010)	✓	
Konstante	-0,0055	
Männer	3,2590***	
Frauen	2,8994***	
Verdienstdifferential	0,3596***	100
Merkmalseffekt (gesamt)	0,2298***	63,90
Resteffekt (gesamt)	0,1298***	36,10
Beobachtungen	3 627	

Anmerkung: Cluster-robuste Schätzung der Standardfehler. Signifikanzniveaus: *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

Quellen: SOEP v.33,1; eigene Berechnungen.

© DIW Berlin 2018

seltener als Männer als ungerecht empfinden.¹⁴ Dies verdeutlicht, wie wichtig es ist, das Bewusstsein für die Mechanismen des Gender Pay Gap zu stärken und Frauenberufe finanziell aufzuwerten.

Von seinen europäischen Nachbarländern, die hinsichtlich der Schaffung von Entgeltgleichheit zwischen Frauen und Männern bereits weitergehende gesetzliche Reformen

verabschiedet haben, kann Deutschland lernen.¹⁵ Im Vereinigten Königreich sind Unternehmen mit mindestens 250 Angestellten seit April 2018 verpflichtet, Angaben zum Gender Pay Gap öffentlich zu machen.¹⁶ Hierbei müssen sie insbesondere die Unterschiede in den durchschnittlichen Stundenverdiensten, Bonuszahlungen und die Frauenanteile in einzelnen Einkommensquartilen offenlegen. In Frankreich

¹⁴ Vgl. Peter Valet (2018): Social Structure and the Paradox of the Contented Female Worker: How Occupational Gender Segregation Biases Justice Perceptions of Wages. Work and Occupations Vol 45 (2), 168–193.

¹⁵ Für einen weiteren Überblick der Gesetzgebung zur Entgeltgleichheit im europäischen Vergleich siehe: Antidiskriminierungsstelle des Bundes (2018): Gleiche Arbeit, ungleicher Lohn? Zahlen und Fakten zu Entgeltungleichheit in Deutschland und Europa (online verfügbar).

¹⁶ Zum Gender Pay Gap – Reporting im Vereinigten Königreich siehe Gender pay gap service (2018): Search gender pay gap data (online verfügbar).

verabschiedete die Regierung im März 2018 ein Gesetz zur Verringerung des Gender Pay Gap. Unternehmen mit mehr als 250 Angestellten müssen eine spezielle Software installieren, die die Lohnunterschiede erfasst. Bis 2020 sollen jene Regelungen schrittweise auch für kleinere Unternehmen gelten. Wird bei der Bezahlung diskriminiert, sind Geldstrafen für die Unternehmen vorgesehen.¹⁷ In Island sind seit diesem Jahr ArbeitgeberInnen mit mindestens 25 Beschäftigten ausdrücklich verpflichtet, beide Geschlechter gleich zu entlohnen. Eine staatliche Zertifizierungsstelle prüft, ob das betriebliche Entgeltsystem einen staatlich festgelegten Standard erfüllt. In einem öffentlichen Register werden die Unternehmen geführt, die ein Zertifikat erhalten haben.¹⁸ Diese Umkehr der Nachweispflicht zeigt auch für Deutschland in die richtige Richtung.

Fazit: Mehr Zeitsouveränität für Frauen und Männer in Unternehmen notwendig

Der vorliegende Bericht weist in der Privatwirtschaft einen Gender Pay Gap in Führungspositionen in Deutschland von 30 Prozent im Durchschnitt des Zeitraumes 2010 bis 2016 aus. Ein Verdienstunterschied von elf Prozent, größer noch als beim Gender Pay Gap unter allen Erwerbstätigen, bleibt auch dann bestehen, wenn geschlechtsspezifische Merkmalsunterschiede herausgerechnet werden. Als wichtiger Erklärungsfaktor des Gender Pay Gap in Führungspositionen stellte sich die Berufserfahrung in Vollzeitarbeit heraus. Das deutet darauf hin, dass die Entlohnung in Führungspositionen immer noch eng verknüpft ist mit dem Ideal der Vollzeitarbeit.

Um den Gender Pay Gap langfristig zu reduzieren, ist es daher unerlässlich, die Karrierewege von Frauen und Männern flexibler zu gestalten. Ein Kulturwandel in den Unternehmen im Hinblick auf mehr Zeitsouveränität ist notwendig, um extreme zeitliche Anforderungsprofile und Belastungen gerade in der „Rushhour des Lebens“ sowohl für Frauen als auch für Männer – nicht nur, aber auch – in Führungspositionen zu reduzieren. Zeitlich begrenzte Teilzeitarbeit darf kein „Karrierekiller“ sein. Unternehmen und Politik sollten daher Maßnahmen ergreifen, die eine bessere Vereinbarkeit von Karriere und Familie beziehungsweise Privatleben ermöglichen. Eine bessere partnerschaftliche Aufteilung der Hausarbeit kann zudem dazu beitragen, große Unterschiede im Erwerbsumfang zwischen Frauen und Männern zu verringern. Das DIW Berlin hat zu diesen Themen mit seinen Vorschlägen zur Familienarbeitszeit¹⁹, der Ausweitung der Elternmonate für Väter²⁰, der Abschaffung des Ehegattensplittings²¹ und einem quantitativen und qualitativen Ausbau von Kitas²² bereits die Richtung zu mehr Chancengleichheit aufgezeigt.

¹⁹ Vgl. Kai-Uwe Müller, Michael Neumann und Katharina Wrohlich (2015): Familienarbeitszeit Reloaded: Vereinfachung durch pauschalierte Leistung und Flexibilisierung durch Arbeitszeitkorridor. DIW Politikberatung kompakt 105 (online verfügbar).

²⁰ Vgl. Ulrike Unterhofer, Clara Welteke und Katharina Wrohlich (2017): Elterngeld hat soziale Normen verändert. DIW Wochenbericht Nr. 34, 659–667 (online verfügbar).

²¹ Vgl. Stefan Bach et al. (2017): Ehegattenbesteuerung: Individualbesteuerung mit übertragbarem Grundfreibetrag schafft fiskalische Spielräume. DIW Wochenbericht Nr. 13, 247–255 (online verfügbar). Zudem kann belegt werden, dass sich ein geringer Unterschied im Erwerbsumfang zwischen Männer und Frauen besonders dann zeigt, wenn das Einkommen separat besteuert wird. Vgl. Lena Hipp und Kathrin Leuze (2015): Institutionelle Determinanten einer partnerschaftlichen Aufteilung von Erwerbsarbeit in Europa und den USA. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 64 (4).

²² Für Eltern ist eine gute Kita-Qualität von zentraler Bedeutung, wenn es um die Vereinbarkeit von Familie und Beruf geht. Vgl. hierzu C. Katharina Spieß (2017): Betreuung in Kindertageseinrichtungen: Ein Bundesqualitätsgesetz muss her! DIW Wochenbericht Nr. 42, 950 (online verfügbar); C. Katharina Spieß und Pia S. Schober (2015): Local day-care quality and maternal employment: Evidence from East and West Germany. *Journal of Marriage and the Family* 77/3, 712–729; Sophia Schmitz, C. Katharina Spieß und Julian F. Stahl (2017): Kindertageseinrichtungen: Ausgaben der Familien sind von 1996 bis 2015 mitunter deutlich gestiegen, DIW Wochenbericht Nr. 41, 889–903 (online verfügbar).

¹⁷ Vgl. auch Till Eckert (2018): In Frankreich werden Unternehmen jetzt bestraft, wenn sie Frauen weniger zahlen als Männern. *ze.tt*, 8. März 2018 (online verfügbar).

¹⁸ Vgl. Antidiskriminierungsstelle des Bundes (2018), a. a. O.

Elke Holst ist Forschungsdirektorin im Vorstandsbereich und Leiterin der Forschungsgruppe Gender Studies am DIW Berlin | eholst@diw.de

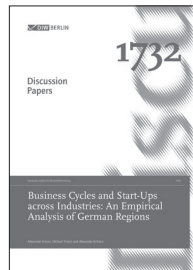
Anne Marquardt ist studentische Mitarbeiterin der Forschungsgruppe Gender Studies am DIW Berlin | amarquardt@diw.de

JEL: J16, J31, J71, J78, K38, L22, M14, M51

Keywords: Gender Pay Gap, hourly wages, horizontal segregation, vertical segregation, leadership, management, ISCO-08 (1), chief executives, high leadership positions, economic sectors, equality, inequality, gender, women, men

Discussion Papers Nr. 1732

2018 | Alexander Konon, Michael Fritsch, Alexander S. Kritikos



Business Cycles and Start-Ups across Industries: An Empirical Analysis of German Regions

We analyze whether start-up rates in different industries systematically change with business cycle variables. Using a unique data set at the industry level, we mostly find correlations that are consistent with counter-cyclical influences of the business cycle on entries in both innovative and non-innovative industries. Entries into the largescale industries, including the innovative part of manufacturing, are only influenced by changes in the cyclical component of unemployment, while entries into small-scale industries, like knowledge intensive services, are mostly influenced by changes in the cyclical component of GDP.

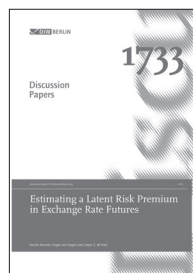
Thus, our analysis suggests that favorable conditions in terms of high GDP might not be germane for start-ups. Given that both innovative and non-innovative businesses react counter-cyclically in 'regular' recessions, business formation may have a stabilizing effect on the economy.

www.diw.de/publikationen/diskussionspapiere



Discussion Papers Nr. 1733

2018 | Kerstin Bernoth, Jürgen von Hagen, Casper G. de Vries



Estimating a Latent Risk Premium in Exchange Rate Futures

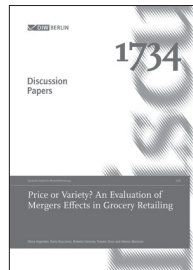
Using exchange rates futures instead of forwards completes the maturity spectrum of the correlation between the spot return and the premium. The correlation decreases with increasing maturity, presumably due to a latent risk premium. We hypothesize that the influence of the unobserved risk factor has a contract-specific risk component. Our main contribution is to control for the omitted variable bias by using a modified version of the CCE panel estimator in combination with futures data. This renders the coefficient on the futures premium insignificantly different from one. Subsequently, the contract-specific part is related to conventional proxies of risk.

www.diw.de/publikationen/diskussionspapiere



Discussion Papers Nr. 1734

2018 | Elena Argentesi, Paolo Buccirossi, Roberto Cervone, Tomaso Duso, Alessia Marrazzo



Price or Variety? An Evaluation of Mergers Effects in Grocery Retailing

Assortment decisions are key strategic instruments for firms responding to local market conditions. We assess this claim by studying the effect of a national merger between two large Dutch supermarket chains on prices and on the depth as well as composition of assortment. We adopt a difference-in-differences strategy that exploits local variation in the merger's effects, controlling for selection on observables when defining our control group through a matching procedure. We show that the local change in competitive conditions due to the merger did not affect individual products' prices but it led the merging parties to

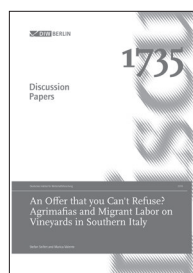
reposition their assortment and increase average category prices. While the low-variety and low-price target's stores reduced the depth of their assortment when in direct competition with the acquirer's stores, the latter increased their product variety. By analyzing the effect of the merger on category prices, we find that the target most likely dropped high priced products, while the acquirer added more of them. Thus, the merging firms reposition their product offerings in order to avoid cannibalization and lessen local competition. Further, we show that other dimensions of heterogeneity, such as market concentration, whether a divestiture was imposed by the Dutch competition authority, and the re-branding strategy of the target stores, are important for explaining the post-merger dynamics. A simple theoretical model of local-market variety competition explains most of our findings.

www.diw.de/publikationen/diskussionspapiere



Discussion Papers Nr. 1735

2018 | Stefan Seifert, Marica Valente



An Offer that you Can't Refuse? Agrimafias and Migrant Labor on Vineyards in Southern Italy

In the 2011 post-Arab Spring migration wave, over 64,000 migrants landed on the southern Italian coast, with many of them potentially working illegally on farms through caporalato, a widespread system of illegal recruitment of underpaid farm labor run by Italian agrimafias. To test this hypothesis, this paper evaluates the causal effects of the 2011 migration wave on reported labor productivity focusing on vineyards in southern Italy. Based on a dynamic panel data model, labor productivity is estimated to increase by about 11% on average for 2011 and 2012. We show that this corresponds to a total of around 10 million unreported

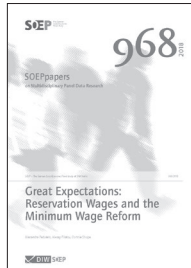
work hours, or 21,000 full-time employees, in each year. We interpret this as an increase in employment of illegal workforce due to the migration wave. Magnitude, direction, and statistical significance of the effect are confirmed under various model specifications and using synthetic control and post-lasso approaches.

www.diw.de/publikationen/diskussionspapiere



SOEP Papers Nr. 968

2018 | Alexandra Fedorets, Alexey Filatov, Cortnie Shupe



Great Expectations: Reservation Wages and the Minimum Wage Reform

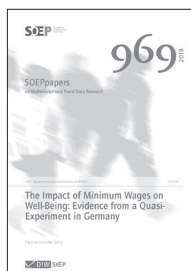
We use the German Socio-Economic Panel to show that introducing a high-impact statutory minimum wage causes an increase in reservation wages of approximately 4 percent at the low end of the distribution. The shifts in reservation wages and observed wages due to the minimum wage reform are comparable in their magnitude. Additional results show that German citizens adjust their reservation wages more than immigrants. Moreover, suggestive evidence points to a compensation mechanism in which immigrants trade wage growth against job security.

www.diw.de/publikationen/soeppapers



SOEP Papers Nr. 969

2018 | Filiz Güla, Adam Ayaita



The Impact of Minimum Wages on Well-Being: Evidence from a Quasi-Experiment in Germany

To analyze well-being effects of minimum wages, the introduction of a minimum wage in Germany in 2015 is used as a quasi-experiment. Based on the representative SOEP data, a difference-in-differences design compares the development of life, job, and pay satisfaction between those who are affected by the reform according to their pre-intervention wages and those who already have marginally higher wages so that they are not directly affected. The results show that the minimum wage has significantly positive effects on all considered dimensions of well-being, on average, with an increase in life satisfaction by 0.10

standard deviations (0.15 points on a ten-point Likert scale). Positive effects last at least until one year after the reform. Life satisfaction tends to increase particularly in the region that is overall economically less developed (East Germany). The results hold if those who are not employed anymore after the reform are included in the analysis.

www.diw.de/publikationen/soeppapers





JÜRGEN SCHUPP

Endlich! Fördern statt nur fordern.

Prof. Dr. Jürgen Schupp, Vize-Direktor der Infrastruktureinrichtung Sozio-ökonomisches Panel (SOEP) am DIW Berlin
Der Kommentar gibt die Meinung des Autors wieder.

Arbeits- und Sozialminister Hubertus Heil hat kürzlich seine Vorschläge für eine Reform der Grundsicherung für Arbeitsuchende vorgelegt. Auch wenn es dabei durchaus Anlass zur Kritik gibt, der Schritt war lange überfällig. Denn 17 Jahre nach der Neuordnung des deutschen Sozialsystems muss man festhalten: Im Zweiklang Fördern und Fordern hat vielfach das Fordern die Oberhand gewonnen, das Fördern wird zunehmend kleingeschrieben. Die angestrebte Symmetrie zwischen Rechten („Ich habe ein Recht darauf, in einer schwierigen Phase meines Lebens finanziell und bei der Aufnahme einer Erwerbstätigkeit unterstützt zu werden“) und Pflichten („Ich muss alle Möglichkeiten zur Beendigung oder Verringerung der Hilfebedürftigkeit ausschöpfen, um der Gemeinschaft nur so lange wie wirklich nötig auf der Tasche zu liegen“) ist aus der Balance geraten.

Im vergangenen Jahr wurden rund 950 000 Sanktionen gegen Hartz IV-Empfängerinnen und -empfänger verhängt. In 639 000 Fällen wurde dagegen Widerspruch eingelegt. Durch die Klage- und Widerspruchsbearbeitungen entstehen der Bundesregierung massive Personal- und Sachkosten – wieviel genau, weiß sie nicht. Fast zwei Drittel der Mittel der Bundesagentur für Arbeit fließen in die Verwaltung und lediglich 38 Prozent in die Vermittlung von Arbeit.

Sanktionen führen tatsächlich dazu, dass mehr Menschen eine Beschäftigung aufnehmen, das belegen zahlreiche Studien. Ob dies auch nachhaltig zu einer besseren beruflichen Integration führt als sanktionsfreie Förderung, wissen wir nicht.

Auch wenn die Sanktionsmechanismen zunehmend in Frage gestellt werden – das Bundesverfassungsgericht überprüft sie, der Ausschuss Arbeit und Soziales des Deutschen Bundestages befasste sich wiederholt damit –, es ist gleichwohl nicht zu erwarten, dass sie in dieser Legislaturperiode ernsthaft angegangen werden.

Dafür hat sich Arbeitsminister Hubertus Heil vorgenommen, den anderen Teil der Gleichung, das Fördern, zu ergänzen und

zu stärken, und das ist gut so. Ziel der eben im Kabinett beschlossenen Vorschläge ist es, den Hartz-IV-Bezieherinnen und -Beziehern ein sozialversicherungspflichtiges Beschäftigungsverhältnis mit einer bis zu fünfjährigen Perspektive anzubieten. Insgesamt vier Milliarden Euro sollen denjenigen zugutekommen, die mindestens 25 Jahre alt sind und bereits mindestens sieben Jahre Grundsicherung bezogen haben, in Form von rund 150 000 Stellen auf einem neuen sozialen Arbeitsmarkt.

Warum aber warten, bis jemand sieben Jahre ohne Arbeit gewesen ist, bevor er oder sie Anspruch auf eine solche Stelle hat? Warum das Angebot auf über-25-Jährige beschränken? Es wird argumentiert, dass primär die, die auf dem ersten Arbeitsmarkt praktisch nicht mehr zu vermitteln sind, im Fokus sein sollen. Aber auch oder gerade erstmalige oder erneute Bezieherinnen und Bezieher von Hartz IV, die seit maximal zwei Jahren ohne Job sind – und gerade junge Leute sollten die Chance bekommen, rasch aus dem Leistungsbezug zu kommen, ehe sie in dieser Dauerschleife gefangen werden. Wenn der soziale Arbeitsmarkt erst nach sieben langen Jahren Bezug von Hartz IV zugänglich ist, sollten die Erwartungen der Großen Koalition an die gesellschaftliche Akzeptanz der Reform nicht zu hoch sein.

Die Inanspruchnahme dieses neuen Instruments sollte zudem nicht nur ausschließlich auf freiwilliger Basis erfolgen, sondern möglichst auch eine Selbstverpflichtung sowie Anspruchsberechtigungen zur Weiterqualifizierung enthalten. So hätten die Betroffenen eine faire Chance, auch rasch in den ersten Arbeitsmarkt zu wechseln und auch nicht auf einer subventionierten Stelle mit Mindestlohn „kleben“ zu bleiben.

Wie lange man zuvor gearbeitet hat, könnte ebenfalls zu den Auswahlkriterien für Angebote im sozialen Arbeitsmarkt zählen: Das würde sicherlich das Gefühl für soziale Gerechtigkeit stärken. Der derzeit abrupte Übergang in Hartz IV, egal wie lange man davor gearbeitet und Steuern und Abgaben entrichtet hat, wird als unfair empfunden.

Dieser Text ist die verkürzte und aktualisierte Fassung eines in der Süddeutschen Zeitung erschienenen Beitrags.