

# Anspruchslöhne: immer noch Unterschiede zwischen Ost und West

Die immer noch bestehenden Lohnunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland werden häufig kontrovers diskutiert. Oft werden dabei als Erklärung Unterschiede in der Arbeitsmarktsituation oder bei der Produktivität herangezogen. Die Unterschiede könnten aber auch daraus resultieren, dass in Ostdeutschland von Arbeitsuchenden niedrigere Löhne erwartet werden als im Westen. In diesem Zusammenhang diskutiert der Beitrag, ob eine Differenz in den Lohnerwartungen zwischen Ost- und Westdeutschen auch bei Berücksichtigung anderer Einflussfaktoren besteht. Dass dies tatsächlich der Fall ist – wie die Ergebnisse zeigen –, stellt eine Herausforderung für die Lohn- und Tarifpolitik dar, wenn eine Angleichung der Löhne zwischen Ost- und Westdeutschland angestrebt wird.

CHRISTOPH S. WEBER, PHILIPP DEES

## 1. Einleitung

Auch knapp 25 Jahre nach der Wiedervereinigung unterscheiden sich die Verdienste zwischen Ost- und Westdeutschland erheblich: Im früheren Bundesgebiet lag der durchschnittliche monatliche Bruttoverdienst eines Vollzeitarbeitnehmers 2014 bei 3.652 €, während er in den neuen Bundesländern nur 2.760 € betrug (Destatis). Dabei zeigt sich, dass sich dieser Lohnunterschied seit der unmittelbaren Nachwendzeit nur noch sehr langsam verringert: 1994 lag der Median-Stundenlohn in Ostdeutschland bei knapp 70 % des westdeutschen Stundenlohns, bis 2012 ist er auf 77 % angestiegen (Bosch et al. 2014). Bosch et al. rechnen daraus hoch, dass bei einer Fortsetzung dieses Trends die Ostlöhne erst 2081 das Niveau der Löhne im Westen Deutschlands erreichen würden.

Als Ursache für die Lohnunterschiede wird unter anderem die geringe Tarifbindung in Ostdeutschland diskutiert: Bosch et al. verweisen dabei auf eine Pressemitteilung der Hans-Böckler-Stiftung, die auf Basis von Daten des WSI-Tarifarchivs feststellt, dass die Grundvergütungen in den Tarifverträgen in Ostdeutschland im Durchschnitt 97 % der West-Tariflöhne betragen – bei einer allerdings breiten Streuung bis hin zu nur 73 % bei der Landwirtschaft in Mecklenburg-Vorpommern und bei einer höheren tarifvertraglich vereinbarten Arbeitszeit (Hans-Böckler-Stiftung 2014). Für die nicht-tarifgebundenen Unternehmen wird

die Differenz auf 17 % beziffert. Ein weiterer Faktor, der auch die niedrigeren Löhne erklären könnte, ist die geringere Produktivität in Ost- gegenüber Westdeutschland (Brenke 2014). Brenke diskutiert dies mit Blick auf den langsamen Aufholprozess bei der wirtschaftlichen Leistung insgesamt, nicht speziell für die Lohnunterschiede. Bezüglich der ungleichen Löhne verweist er auf die unterschiedlichen Beschäftigungsstrukturen in Ostdeutschland, wo mehr Personen mit mittlerer, aber weniger mit höherer oder niedrigerer Qualifikation beschäftigt sind als in Westdeutschland. Eine neuere Untersuchung von Gühne und Markwardt führt die Lohnunterschiede im Wesentlichen darauf zurück, dass es einen geringeren Anstieg der Verdienste mit zunehmender Erwerbsdauer gibt, während andere Faktoren wie die Betriebsgröße eine untergeordnete Rolle spielen (Gühne/Markwardt 2014).

Die unterschiedliche Höhe der tatsächlich gezahlten Löhne spiegelt sich in den Lohnerwartungen wider: In Ostdeutschland sind die Anspruchslöhne signifikant niedriger als im Westen. 2011 lag der Mittelwert der Lohnerwartung aller nicht beschäftigten Personen, die im Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) eine Angabe zu ihrer Lohnerwartung gemacht haben und eine Vollzeitstelle suchten, für Westdeutsche bei 1.618 €, für Ostdeutsche bei 1.303 €. Der Abstand war damit mit 20 % etwas kleiner als bei den tatsächlich gezahlten Löhnen (2011: 24 %, Destatis), aber dennoch relativ groß.

Diese Lohnerwartungen spielen für die tatsächliche Lohnhöhe im Osten eine größere Rolle, weil die Ta- ▶

rifbindung dort erheblich niedriger ist (Ellguth/Kohaut 2014). In Abwesenheit von Tarifverträgen werden Löhne grundsätzlich freier verhandelt. Die Vorstellungen potenzieller Arbeitnehmer über ihren künftigen Verdienst beeinflussen dieses Verhandlungsergebnis. Niedrigere *Lohnerwartungen* könnten also ein weiterer Erklärungsansatz für die immer noch geringeren Löhne in Ostdeutschland sein.

Ziel dieses Beitrags ist es herauszuarbeiten, ob der Unterschied in den Lohnerwartungen zwischen West- und Ostdeutschland durch Einflussfaktoren auf die Lohnerwartungen erklärt werden kann. Ist dies nicht bzw. nicht vollständig der Fall, so deutet dies darauf hin, dass sich der ost- und der westdeutsche Arbeitsmarkt strukturell immer noch deutlich unterscheiden.

Der Artikel beginnt mit einer Beschreibung der Theorie der Anspruchslöhne (Abschnitt 2). Danach werden die Daten präsentiert (3). Es folgt die empirische Analyse (4): zunächst für alle Nicht-Erwerbstätigen (4.1), anschließend für einzelne soziodemografische Gruppen (4.2). Danach wird unter Betrachtung dieser Ergebnisse die Bedeutung für die Lohnfindung diskutiert (5).

## 2. Theorie der Lohnerwartungen

Der Erwartungslohn (Reservationslohn, Anspruchslohn) ist grundsätzlich das Einkommen aus einer Arbeitsstelle, das ein Arbeitsuchender mindestens erwartet, um eine angebotene Arbeitsstelle anzunehmen. Entsprechend lautet die Frage im SOEP, auf dessen Erhebungen wir in dieser Untersuchung zurückgreifen, an Arbeitsuchende: „Wie hoch müsste der Nettoverdienst mindestens sein, damit Sie eine angebotene Stelle annehmen würden?“ (TNS Infratest Sozialforschung 2013).<sup>1</sup>

In der einfachsten Version resultiert der Reservationslohn daraus, dass Arbeit grundsätzlich – weil auf Freizeit verzichtet werden muss – eine Nutzeneinbuße bedeutet, die ausgeglichen werden muss, damit die Aufnahme von Arbeit attraktiv ist. Der Ausgleich erfolgt durch den Nutzen, den das erzielte Einkommen dem Erwerbstätigen stiftet. Dieses Modell haben die Such- und Matchingtheorien für Arbeitsmärkte weiterentwickelt,<sup>2</sup> die insbeson-

dere weitere Aspekte von Arbeit bzw. Arbeitslosigkeit in den Blick nehmen, welche über die Höhe des Anspruchslohns mitentscheiden. Dabei knüpft diese Arbeit an gängige Variablen zur Erklärung von Reservationslöhnen an, die z. B. bei Christensen (2003) verwendet werden.

Grundsätzlich ist der Reservationslohn abhängig davon, wie ein Arbeitsuchender seinen „Marktwert“ einschätzt. Einflussfaktoren hierauf sind die Qualifikation, der bisherige Erwerbsstatus – insbesondere das bisher erzielte Einkommen<sup>3</sup> – das Alter (unter der für Deutschland zutreffenden Annahme, dass Ältere höher vergütet werden) und die Arbeitsmarktsituation: je niedriger die Arbeitsmarktanspannung, desto geringer müsste der Reservationslohn ausfallen, weil die Wahrscheinlichkeit, eine höher bezahlte Stelle zu finden, klein ist. Auch die gesundheitliche Verfassung dürfte einen Einfluss haben. So zeigen Brown et al. (2010), dass ein schlechter Gesundheitsstatus signifikant die Teilnahme am Arbeitsmarkt reduziert.

Bestimmt wird der Reservationslohn auch dadurch, wie dringend ein Arbeitsuchender eine neue Stelle finden muss. Dies ist wiederum davon abhängig, wie viel Einkommen ihm ohne Erwerbstätigkeit zur Verfügung steht. Daher nehmen das Haushaltseinkommen ohne (eigene) Erwerbstätigkeit und die Höhe der Arbeitslosenunterstützung Einfluss auf den Reservationslohn.<sup>4</sup>

Ein weiterer Komplex sind persönliche Einflussfaktoren: Hierzu kann zählen, welche Bedeutung der Arbeit – jenseits des Einkommens – zugemessen wird, u. a., weil Arbeit Selbstbestätigung und Selbstverwirklichung ermöglicht; für diese Parameter gibt es im SOEP allerdings keine Daten. Ein weiterer wesentlicher Faktor ist die Haushaltsgröße: Sowohl Partnerschaft als auch Kinder beeinflussen den Reservationslohn. Bei einem größeren Haushalt ist ein höheres Einkommen nötig, um den gleichen Lebensstandard wie Haushalte mit weniger Haushaltsmitgliedern zu erreichen. Dieses Einkommen steigt allerdings nicht proportional zur Haushaltsgröße, und bei Partnerschaften kann das gewünschte Haushaltseinkommen auf beide Partner verteilt werden; geschieht dies gleichmäßig, fiel das gewünschte Einkommen pro Person unter Berücksichtigung der erwähnten Skalenerträge niedriger aus als bei Alleinstehenden. Bei Personen mit Kindern kann als senkender Effekt auf die Lohnerwartung auftreten, dass die Eltern im Sinne einer Vorbildfunktion gegenüber ihren Kindern eher bereit sind, eine Erwerbstätigkeit anzutreten,

1 Eine Angabe, ob dieser Reservationslohn für alle Regionen gültig ist oder sich zwischen verschiedenen Arbeitsorten unterscheidet, wird nicht gemacht. Wir gehen im Folgenden dennoch davon aus, dass sich die Angabe auf den aktuellen Wohnort bezieht.

2 Ein Überblick dazu findet sich in Lehrbüchern wie beispielsweise Franz (2013).

3 Der positive Einfluss des letzten erzielten Lohnes vor Arbeitslosigkeit auf den Reservationslohn ist in der Literatur vielfach nachgewiesen worden, beispielsweise von Hogan (2004).

4 In einer Vielzahl von Studien wird der Zusammenhang zwischen Arbeitslosenunterstützung und Anspruchslöhnen nachgewiesen (z. B. bei Brown/Taylor 2013). Addison et al. (2009) kommen allerdings zu dem überraschenden Ergebnis, dass für Deutschland der Effekt nicht signifikant ist.

also auch zu schlechteren Entlohnungsbedingungen. Ein dritter, ebenfalls senkender Einflussfaktor auf den Reservationslohn könnte sein, dass Arbeitslose mit Familie weniger mobil und die Kosten eines Umzugs höher sind, sodass sie bei ihren Lohnerwartungen Abstriche machen müssen. Der theoretische Gesamteffekt des Familienstatus auf den Reservationslohn bleibt insgesamt unklar.

Weiterhin spielt der Zeithorizont, in dem eine Person Arbeit aufnehmen will, eine Rolle. Personen, die derzeit keine Arbeit aufnehmen wollen (z. B. auch, weil sie sich in Ausbildung oder in Familienphasen befinden) sind nur bei einem hohen Lohnangebot dazu zu bewegen, ihre Position zu verändern.

Die Lohnerwartungen können zudem regional unterschiedlich ausfallen. Dies kann zum einen durch unterschiedlich hohe Preisniveaus ausgelöst werden: In einer Region mit hohem Preisniveau ist ein höheres Einkommen notwendig, um den gleichen Lebensstandard wie in einer Region mit niedrigem Preisniveau zu erreichen. So zeigen Studien, dass unterschiedliche Preisniveaus Einkommens- und Lohnunterschiede innerhalb Deutschlands zum Teil erklären können (z. B. Goebel et al. 2009; Blien et al. 2009). Die Studie von Roos (2006) weist daraufhin, dass das Preisniveau in Ostdeutschland signifikant niedriger ist, selbst wenn man für verschiedene Faktoren kontrolliert. Zudem können sich die Arbeitslosenquoten unterscheiden: in Regionen mit höherer Arbeitslosigkeit wären niedrigere Reservationslöhne zu erwarten als in Regionen mit niedrigerer Arbeitslosigkeit. Dieses „Gesetz“ der Lohnkurve ist durch Blanchflower/Oswald (1990) bekannt geworden. So zeigt sich, dass es in den meisten Ländern einen stabilen Zusammenhang zwischen regionalen Arbeitslosenquoten und lokalem Lohnniveau gibt.<sup>5</sup> Sestito und Viviano (2011) zeigen, dass in etlichen europäischen Ländern eine Korrelation zwischen Hoch-Arbeitslosigkeitsgebieten und Reservationslöhnen besteht. Der Einfluss der regionalen Arbeitslosigkeit auf den Reservationslohn hängt davon ab, ob Arbeitsuchende für eine neue Stelle umziehen würden, welche Kosten mit dem Umzug verbunden sind und wie groß entsprechend das Gebiet ist, auf dem sie suchen. Ein Arbeitsuchender, der beliebig umziehen würde, würde seinen Anspruchslohn am höchsten Lohnsatz ausrichten, der für ihn zu erzielen ist, unabhängig vom Ort.<sup>6</sup> Eine eigene Auswertung für 1998, als im SOEP gefragt wurde, ob Erwerbslose für die Annahme einer neuen Stelle umziehen würden, bestätigt, dass umzugsbereite Personen einen signifikant höheren Reservationslohn hatten (für spätere Jahre ist diese Frage aus dem SOEP entfallen).

Andererseits ist es möglich, dass Mobilität durch höhere Agglomeration Arbeitsmarktungleichgewichte sogar verstärkt. Dann sind gemessene regionale Unterschiede in den Anspruchslohnen nicht auf regional unvollständig integrierte Arbeitsmärkte und niedrige Mobilität der Arbeitsuchenden zurückzuführen, sondern auf eine unterschiedliche Arbeitskräftestruktur in der jeweiligen Region. Denkbar ist, dass die Erwerbslosen, die in anderen Regionen mit hoher Wahr-

scheinlichkeit eine Stelle finden, umziehen, und dass diejenigen, die nur geringe Aussichten haben, durch Umzug eine Stelle zu finden, in ihrer Heimatregion verbleiben: Für sie würde ein Umzug die Arbeitsmarktchancen nicht oder kaum verändern. In der derzeitigen Arbeitsmarktsituation sind Erstere die Hochqualifizierten, die höhere Löhne erwarten können. In den Regionen, aus denen die Wegzüge erfolgen, sinkt insofern der beobachtete Anspruchslohn, weil die Personen mit hohen Anspruchslohnen die Region verlassen haben. Es entsteht ein Clustering-Effekt, weil sich Personen mit einem bestimmten Qualifikationsprofil in einer Region „ballen“ und sich dadurch eine bestimmte Höhe der Reservationslöhne dort konzentriert. Daher ist es notwendig, bei der Betrachtung der regionalen Anspruchslohne strukturelle Faktoren (wie Qualifikationsniveau und Branchenzugehörigkeit der früheren Beschäftigung) zu kontrollieren.<sup>7</sup>

Allgemein zeigt sich für Deutschland, dass qualifizierte Arbeitslose deutlich stärker auf verschlechterte Beschäftigungschancen in der Region reagieren, in der sie beschäftigt sind (Arntz 2005). Außerdem zeigen Arntz und Wilke (2009), dass das regionale Angebot von aktiven Arbeitsmarktprogrammen die Wahrscheinlichkeit der Mobilität für Personen mit geringen Umzugskosten leicht reduziert. Beides könnte einen Einfluss auf die Reservationslohnunterschiede haben, ist allerdings im Rahmen unserer Studie schwierig empirisch zu bestimmen. Arntz (2010) arbeitet in einer anderen Studie heraus, dass in Westdeutschland geborene Personen eine deutliche Ablehnung gegen einen Umzug in die neuen Bundesländer haben. Dieser Effekt ist sowohl für Hoch- als auch für Niedrigqualifizierte zu finden. Das dürfte wiederum die Wirkung auf Reservationslohnunterschiede reduzieren. Abschließend wird die Wahrscheinlichkeit interregionaler Umzüge bestimmt. Hier wird deutlich, dass unter den Geringqualifizierten in Ostdeutschland geborene Personen eine deutlich höhere Wahrscheinlichkeit haben, in andere Regionen zu emigrieren. Die Daten stammen aus den Jahren 1995 bis 2001. Der letzte Effekt könnte relevant für unsere Schlussfolgerungen sein, dürfte die Ergebnisse in diesem Fall aber eher nach unten hin verzerren. ►

5 Eine Übersicht über die Theorie der Lohnkurve und eine Zusammenfassung der wichtigsten empirischen Ergebnisse für Deutschland findet sich bei Blien (2004). Eine Übersichtstabelle über die theoretische Literatur sowie die empirische Evidenz für Europa bis 2008 findet sich bei Hilbert (2008, S. 44).

6 Tatsächlich zeigen Haurin und Sridhar (2003) für die USA, wo eine höhere Mobilität von Arbeitsuchenden vermutet wird, dass der Zusammenhang zwischen lokalen Arbeitslosenquoten und Anspruchslohnen nicht besteht.

7 Einer Studie von Niebuhr et al. (2012) zufolge dominiert für Deutschland der neoklassische Ansatz. Demnach reduziert Mobilität in Deutschland zwar die regionalen Arbeitslosigkeitsunterschiede, jedoch nur in geringem Maß die Lohnunterschiede.

### 3. Datengrundlage

Wir verwenden im Folgenden Daten aus dem SOEP, die durch einige weitere Datensätze ergänzt wurden.<sup>8</sup> Im SOEP wird gefragt, bei welchem Nettolohn ein Arbeitsuchender ein Stellenangebot akzeptieren würde und ob eine Vollzeit- oder eine Teilzeittätigkeit (oder beides) gesucht wird. Daneben bietet das SOEP einen breiten Variablensatz möglicher Einflussfaktoren auf den Reservationslohn. Alle einkommens- oder preisabhängigen Variablen werden dabei auf das Jahr 2010 preisbereinigt. Das Haushaltseinkommen wird zusätzlich äquivalenzbereinigt, um für auftretende Skaleneffekte zu kontrollieren. Hierfür verwenden wir die Quadratwurzel-Skala der OECD, bei der das Haushaltseinkommen durch die Quadratwurzel der Anzahl der Personen im betreffenden Haushalt geteilt wird.<sup>9</sup>

Das letzte erzielte Einkommen lässt sich nicht unmittelbar aus dem SOEP entnehmen, ist aber rückwärts zu ermitteln: Bei der ersten Befragung nach Eintritt in die Erwerbslosigkeit wird das letzte Einkommen erhoben; über die persönliche Identifikationsnummer lässt sich dieses Einkommen zuordnen. Die gleiche Methode kommt zum Einsatz, um die Branche, in der ein Erwerbsloser zuletzt tätig war, sowie die Dauer der Arbeitslosigkeit – nach der nicht direkt gefragt wird – zu ermitteln. Folge dieses Ermittlungsverfahrens ist, dass Personen, die nie erwerbstätig waren, im Datensatz nicht berücksichtigt werden.

Bei der Branche wird der im SOEP angegebenen NACE-2-Wert in größere Sektoren zusammengefasst und für jeden Sektor dann jeweils eine Dummy-Variable definiert, die die Zugehörigkeit des letzten Beschäftigungsverhältnisses zu diesem Sektor angibt.

Ergänzt wurden die SOEP-Datensätze durch die Arbeitslosenquote des Bundeslandes, in dem der Befragte wohnt (Datenquelle: Bundesagentur für Arbeit) sowie um das Mietpreisniveau in dem jeweiligen Bundesland (Datenquelle: Immobilienscout24.de). Das Mietpreisniveau wird dabei als Proxy für regionale Preisunterschiede verwendet. Daten zu den tatsächlichen Preisniveaus nach Bundesländern liegen für den Betrachtungszeitraum nicht durchgängig für alle Bundesländer vor. Außerdem kann angenommen werden, dass angesichts des Anteils der Ausgaben für Miete an den Gesamtausgaben von Haushalten und der vergleichsweise einfachen Verfügbarkeit von Angaben über die Miethöhen in einzelnen Regionen (gegenüber tatsächlichen Preisniveau-Daten lassen sich diese z. B. aus Onlineplattformen oder Wohnungsanzeigen ermitteln) die Mietpreise eine wesentliche Orientierung für Arbeitssuchende über das Preisniveau in einer anderen Region sind. Dies entspricht den Schlussfolgerungen, die von der Lippe/Breuer (2008) gezogen haben, denen zufolge unterschiedliche Miethöhen den Großteil der regionalen Kaufkraftunterschiede in Deutschland erklären können.

In einem ersten Schritt verwenden wir SOEP-Daten der Jahre 1998 bis 2011, um auf Jahresbasis erste Schlüsse über

regionale Reservationslohnunterschiede zu zeigen. Um eine ausreichend große Datengrundlage für weitergehende Schätzungen zu haben, werden in einem zweiten Schritt SOEP-Datensätze von 2007 bis 2011 zusammengefügt. Dabei geht jede Person nur einmal in den Datensatz ein, selbst wenn sie in mehreren Jahren befragt wurde; sind mehrere Datensätze der gleichen Person zwischen 2007 und 2011 vorhanden, wird nur der neueste Datensatz verwendet. Eingegrenzt wird der Datensatz außerdem auf Personen, die nach einer Vollzeit-Erwerbstätigkeit suchen. Eine Zunahme von Teilzeit-Suchenden würde das Ergebnis verzerren, weil deren Reservationslöhne wegen des geringeren gesuchten Stundenumfangs in absoluter Höhe niedriger ausfallen. Eine Betrachtung von Stundenlöhnen als Alternative ist nicht möglich, weil nicht für alle Jahre die gewünschten Arbeitsstunden abgefragt wurden.

## 4. Ergebnisse

### 4.1 Generelle Ergebnisse

Als einführende Veranschaulichung der Entwicklung verwenden wir eine Kleinste-Quadrate-Schätzungen (KQS), um den Einfluss der einzelnen Faktoren auf die Höhe der Anspruchslöhne zu schätzen.<sup>10</sup> *Abbildung 1* stellt das Ergebnis der Schätzung für eine Dummy-Variable „Ost“ für jedes Jahr zwischen 1998 und 2011 dar. Die blaue Linie in *Abbildung 1* zeigt die Werte des Koeffizienten für die Dummies, der grau schattierte Bereich zeigt das 95 %-Konfidenzintervall für die jeweiligen Koeffizienten.

Die Werte für die jeweiligen Koeffizienten des Dummies schwanken zwischen – 490,7 (2000) und – 149,3 (2009). Die Konfidenzintervalle sind relativ weit, schließen aber jeweils den Wert Null nicht mit ein.<sup>11</sup> In jedem Jahr kann die Nullhypothese, dass der Koeffizient für den Dummy nicht von

8 SOEP-Daten zur Schätzung von Einflussfaktoren auf die Anspruchslöhne verwendet u.a. auch Christensen (2003).

9 Diese Skala wird mittlerweile häufig als Alternative zur alten OECD-Skala verwendet, bei der jeder Person im Haushalt ein bestimmter Wert zugewiesen wird und das Einkommen damit gewichtet wird (siehe z. B. Brandolini/Smeeding 2009).

10 Dabei verwenden wir dieselben erklärenden Variablen wie in Tabelle 1, KQS 1, nur die Variable regionale Arbeitslosenquote ist nicht enthalten.

11 Ein Grund für die großen Standardfehler könnte sein, dass es Cluster gibt. Da wir auf die Schätzungen auf Jahresbasis jedoch nicht weiter eingehen, stellen wir auch nicht die Ergebnisse von Schätzungen mit geclusterten Standardfehlern dar.



Null verschieden ist, beim einprozentigen Signifikanzniveau verworfen werden. Es scheint ein leichter Trend erkennbar zu sein, dass die Unterschiede in den Anspruchslöhnen seit 1998 rückläufig sind.

Aus diesen Schätzungen bleibt unklar, ob die Unterschiede in Anspruchslöhnen auf Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschen hindeuten oder ob andere Faktoren für diese Differenzen verantwortlich sind, die gleichzeitig mit den beiden Regionen korrelieren. Hierfür kommen mehrere Faktoren infrage. Wie bereits erläutert, könnte die regionale Arbeitsmarktsituation eine Rolle spielen. Ein erster Ansatz ist daher, die Arbeitslosenquoten der einzelnen Bundesländer in die Schätzung zu integrieren. In der Tat reduziert die regionale Arbeitslosenquote die Erklärungskraft des Dummys für Herkunft aus den neuen Bundesländern. Der Koeffizient für die regionale Arbeitslosenquote ist jedoch nur in einem Jahr (2008) signifikant von Null verschieden. Der Dummy für ostdeutsche Herkunft bleibt dagegen in fünf Jahren signifikant von Null verschieden, seine Erklärungskraft, gemessen an der t-Statistik, ist bei zehn von 14 Jahren höher als die der regionalen Arbeitslosenquote, wenn man nur eine der beiden Variablen als Regressor in die Schätzung aufnimmt.

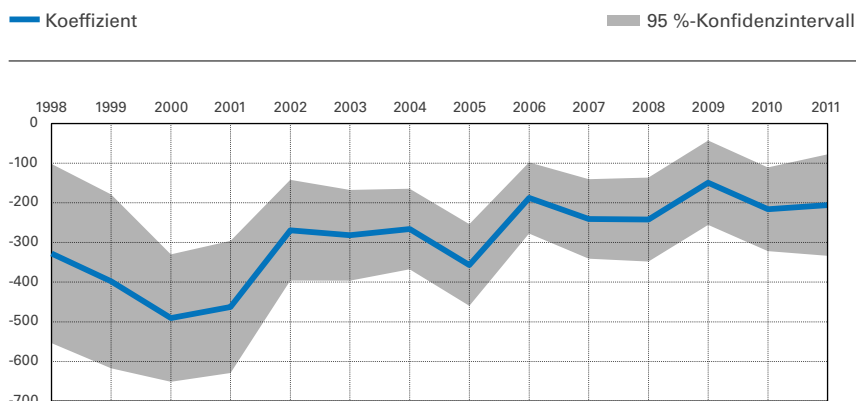
Unter Berücksichtigung der regionalen Arbeitsmarktlage bleibt also ein Ost-West-Unterschied bei den Reservationslöhnen bestehen. Detaillierte Analysen für weitere Einflussfaktoren setzen eine größere Datenbasis voraus. Daher werden nun zusammengesetzte Datensätze der Jahre 2007 bis 2011 betrachtet. Dabei gilt es, ein bekanntes ökonometrisches Problem zu beachten: Während die einzelnen im SOEP erhobenen Variablen zwischen den Individuen oder Haushalten variieren, sind die Werte für Variablen, die nur auf der Ebene der Bundesländer vorliegen, bei allen Personen aus derselben Region gleich. Damit kommt es zu einem Problem des Clusterings, dem sogenannten Moulton-Problem (Moulton 1990). Hierbei sind die individuellen Fehler der KQS-Regression zwischen den einzelnen Personen in einem Bundesland miteinander korreliert. Die Schätzer der KQS sind weiterhin erwartungstreu und unverzerrt, allerdings sind die Standardfehler nicht mehr effizient. Aus den von Angrist und Pischke (2008) vorgeschlagenen Lösungen wären Cluster-robuste Standardfehler auf den ersten Blick eine einfache Lösung. 16 Cluster sind dafür aber zu wenig.<sup>12</sup> Eine Alternative ist die Verwendung der wild-cluster bootstrap-t Methode, die von Cameron et al. (2008) vorgeschlagen wird. Dabei handelt es sich um eine für das Vorliegen von Clustern korrigierte Variante des Wild-Bootstrap-Vorgehens für die Berechnung von Standardfehlern zur Korrektur von Heteroskedastie. In Monte-Carlo-Simulationen schneidet diese Korrektur der Standardfehler gut ab, weshalb wir die Standardfehler bei den folgenden Schätzungen mithilfe des beschriebenen Verfahrens korrigieren.

Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse der KQS für verschiedene Kombinationen von erklärenden Variablen. Die erste Schätzung (KQS1) zeigt die Ausgangsschätzungen mit 22 erklärenden Variablen. Die Ergebnisse der Schätzungen bestätigen

ABB. 1

### Einfluss der Region auf Anspruchslöhne – Koeffizienten des Ost-Dummys, 1998 – 2011

Angaben in Euro (Monatslohn)



Quelle: SOEP 2011; Darstellung der Autoren.

WSI Mitteilungen

die meisten der aufgestellten Hypothesen. Männer haben demnach signifikant höhere Anspruchslöhne, was die Ergebnisse anderer Arbeiten zur geschlechterspezifischen Reservationslohnücke bestätigt (Brown et al. 2011). Ältere Personen haben höhere Reservationslöhne, wobei der Effekt mit zunehmendem Alter abnimmt.<sup>13</sup> Das Bildungsniveau spielt ebenfalls eine Rolle, was durch die signifikant von Null verschiedenen Koeffizienten der Variablen Schulabschluss und Universitätsabschluss deutlich wird. Die Tatsache, dass eine Person eine abgeschlossene Berufsausbildung hat, spielt hingegen keine Rolle. Personen, die zum Zeitpunkt der Umfrage studieren, haben einen signifikant höheren Anspruchslohn als Vergleichspersonen; dies bestätigt die Überlegung, dass Personen, die derzeit eigentlich nicht auf Stellensuche sind, ein vergleichsweise hohes Lohnangebot erwarten würden, um eine Stelle anzutreten. Die anderen Dummys für schulische und berufliche (Weiter-)Bildung haben hingegen wenig bzw. keine Erklärungskraft. Zusammengefasst haben diese vier Dummys jedoch Bedeutung, wie man mit einem F-Test zeigen kann.<sup>14</sup> Demnach kann die Nullhypothese, dass alle Koeffizienten gleichzeitig gleich Null sind, verworfen werden. ►

12 Gefordert wird eine große Anzahl von Clustern, streng genommen müsste deren Zahl sogar gegen unendlich gehen (Cameron et al. 2008).

13 Es gibt in unserer Studie keine Evidenz dafür, dass sich der von Gühne/Markwardt (2014) beschriebene Effekt der in Ostdeutschland mit dem Alter weniger stark ansteigenden Löhne auch auf die Reservationslöhne der älteren Ostdeutschen überträgt.

14 Aus Gründen der Übersichtlichkeit werden die Ergebnisse des F-Tests nicht dargestellt.

TABELLE 1

## Determinanten der Anspruchslöhne

Variable	KQS1	KQS2	KQS3	KQS4	KQS5
Mann	253.16***	253.49***	217.82***	215.23***	146.98***
verheiratet	51.09	51.66	-23.92	-26.66	-30.13
Alter	27.27**	27.32**	-1.03	-1.26	5.20
Alter <sup>2</sup>	-0.27*	-0.27*	0.03	0.03	-0.04
Schulabschluss	50.66***	50.44***	77.70***	66.31***	59.03**
Universitätsabschluss	253.33***	248.67***	125.68***	112.24**	96.69
Berufsabschluss	-21.09	-19.97	-52.77*	-68.03**	-19.54
Deutscher	-72.29	-68.78	-17.52	-12.63	-121.66***
Elternleistungen	269.30**	263.41**	-216.51	128.56	
Ausbildung Schule	157.95*	155.67*	-119.90	-186.76**	-224.26
Ausbildung Uni	264.65***	262.03***	345.51***	268.15***	-93.45*
Ausbildung Weiterbildung	57.36	56.56	44.62	46.20	187.99
Ausbildung Beruf	21.36	19.54	55.79	39.40	-19.12
Arbeitslosengeld (ALG)-Höhe	0.33***	0.33***	0.28***	0.28***	0.27***
ALG2-Höhe	0.27**	0.27**	0.35**	0.37**	0.35**
Sozialhilfe	0.27	0.26	0.53***	0.61***	0.54***
ALU_Dummy	-212.83***	-211.08***	-256.39***	-278.02***	-262.60***
Kinder	-2.27	-1.77	28.04	20.27	26.03*
Gesundheit	16.56	17.77	-18.38	-10.87	-10.72
Zeitpunkt Beschäftigung	189.62***	189.99***	94.15	101.74	88.92
Stellensuche	9.21	9.67	23.34	29.46	-30.79
Äquivalenz-Haushaltseinkommen.	0.01	0.01	0.02	0.05	0.05
Ost	-194.20***	-188.96***	-230.03	-249.59*	-141.17*
Arbeitslosenquote (ALQ)	-5.96	-1.96	-0.04	5.71	3.52
Miete		21.78	16.11	19.20	41.07
Letztes Einkommen			0.16***	0.17***	0.17***
Landwirtschaft				-40.59	33.97
Textil				45.71	82.36
Chemische Industrie				167.08*	184.90
Metallindustrie				-42.92	-3.96
Versorgung				-284.51	29.59
Bau				1.13	112.61
Handel				-26.69	37.87
Banken				-71.88	97.31
IT				91.69***	113.94**
Dauer-Arbeitslosigkeit (AL)					-4.47
Konstante	526.98**	346.85	920.55*	851.21	648.83**
N	1442	1442	800	773	529
Adj. R2	0.2579	0.2586	0.3302	0.3542	0.4674

Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse von KQS mit der abhängigen Variable Anspruchslohn und einer unterschiedlichen Zusammensetzung von unabhängigen Variablen. Die Standardfehler sind mit der wild-cluster bootstrap-Methode berechnet. Die Sterne neben den Koeffizienten geben die Signifikanzniveaus für die t-Tests der Nullhypothese, dass der Koeffizient gleich Null ist, an.

\* steht für das 10%-Signifikanzniveau, \*\* für das 5%-Signifikanzniveau und \*\*\* für das 1%-Signifikanzniveau.

Datenquelle: SOEP 2011.

WSI Mitteilungen

Einen besonders starken Einfluss haben Sozialleistungen. Erwartungsgemäß sind die Anspruchslöhne bei höherer Arbeitslosenunterstützung (ALU) größer. Dabei hat die Höhe des Arbeitslosengeldes (ALG) I den größten Effekt. Der Koeffizient ist bei einem Signifikanzniveau von

einem Prozent von Null verschieden. Der Wert des Koeffizienten ist wie folgt zu interpretieren: Eine um 100€ höhere Arbeitslosenunterstützung im Rahmen des ALG I (auf Basis des Preisniveaus von 2010) führt durchschnittlich zu einem Anstieg des Anspruchslöhnes um 33,28€. Die Tat-

sache, überhaupt Arbeitslosenunterstützung zu bekommen, reduziert aber den Anspruchslohn; dies lässt sich daraus erklären, dass Personen, die Arbeitslosenunterstützung beziehen, arbeitslos gemeldet und wahrscheinlich arbeitsmarktnäher sind als die anderen nicht erwerbstätigen Personen. Der Wert des Koeffizienten für ALU-Bezug ist relativ hoch, sollte aber nicht überinterpretiert werden. Wenn die Dummy-Variable ALU-Bezug den Wert Eins haben soll, dann muss die Person Zahlungen des Sozialsystems erhalten. Damit ist gleichzeitig mindestens eine der Variablen ALG-Höhe, ALG-II-Höhe oder Sozialhilfe größer als Null. Insgesamt führt die Arbeitslosenunterstützung im Durchschnitt also zu einem höheren Anspruchslohn, wenn man bedenkt, dass die im Datensatz enthaltenen Personen, die Arbeitslosenunterstützung erhalten, durchschnittlich 748 € bekommen.

Die Schätzungen bestätigen ebenfalls, dass der Zeithorizont, in dem Arbeit aufgenommen werden soll, Einfluss hat: Die Variable „Zeitpunkt Beschäftigung“ ist positiv und signifikant von Null verschieden.<sup>15</sup> Der Dummy Elternteilungen gibt an, ob Personen Mutterschafts- oder Elterngeld erhalten. Personen, die solche Zahlungen erhalten, haben laut der ersten Schätzung höhere Anspruchslöhne.

Im Zentrum dieses Aufsatzes steht jedoch die Frage, ob es regionale Unterschiede in Anspruchslöhnen gibt und wie diese Unterschiede zu erklären sind. Wie oben diskutiert, könnten höhere Arbeitslosenquoten (ALQ) in den neuen Bundesländern eine Erklärung für die niedrigeren Anspruchslöhne von Ostdeutschen sein. Die erste Schätzung zeigt jedoch, dass der Koeffizient für die Arbeitslosenquote zwar negativ, aber nicht signifikant von Null verschieden ist, wohingegen der Koeffizient für den Ost-Dummy hoch signifikant ist. Vergleicht man diese Schätzung mit einer ohne die Variable ALQ, liegt der wesentliche Unterschied darin, dass der Koeffizient für den Ost-Dummy etwas kleiner ist, wenn ALQ miteinbezogen wird. Die regionale Arbeitslosenquote alleine kann – auch wenn man mehrere Jahre zusammennimmt – die Anspruchslohnunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschen kaum erklären.

Ein weiterer Erklärungsfaktor könnte das regional verschiedene Preisniveau sein. In der Tat reduziert das Mietpreisniveau geringfügig die Erklärungskraft des Ost-Dummys und ebenso den Wert des Koeffizienten (KQS2).<sup>16</sup> Der Koeffizient für das Mietpreisniveau ist jedoch in keiner Schätzung signifikant von Null verschieden. Die unter-

schiedlichen Preisniveaus können zwar Lohnunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland erklären (Blien et al. 2009), nicht aber die Unterschiede bei den Anspruchslöhnen.

Außerdem könnten Unterschiede in den Anspruchslöhnen aus Differenzen in der personellen Arbeitsproduktivität resultieren. Weniger produktive Arbeitsuchende sollten demnach *ceteris paribus* niedrigere Anspruchslöhne haben. Der letzte Lohn vor dem Ende der Beschäftigung gibt einen Hinweis auf die individuelle Arbeitsproduktivität. Diese Variable hat einen signifikanten Einfluss auf den Anspruchslohn der Befragten. In dieser Schätzung (KQS3) ist die Erklärungskraft für die Variable „wohnhaft in den neuen Bundesländern“ niedriger, wobei die Schätzungen nicht einfach verglichen werden können, da die Anzahl der Beobachtungen sehr unterschiedlich ist.

Wie bereits diskutiert wurde, könnte eine weitere Determinante der (Anspruchs-)Lohndifferenzen die unterschiedliche wirtschaftliche Struktur in den einzelnen Regionen sein. Nicht allein das Bildungsniveau spielt eine Rolle, sondern auch, in welcher Branche eine Person zuletzt tätig war und damit potenziell wieder beschäftigt werden könnte. Daher verwenden wir Informationen über die letzte Branche, in der eine Person vor der Arbeitslosigkeit tätig war. Von den zehn Branchen werden für neun Branchen Dummy-Variablen aufgenommen, wobei der Sektor „sonstige Dienstleistungen“ als Kontrollgruppe fungiert. Die Reservationslöhne von Personen, die vormals in der chemischen Industrie oder der IT-Branche gearbeitet haben, sind signifikant höher (KQS4). Gleichzeitig bleibt die Erklärungskraft des Ost-Dummys davon unberührt. Damit kann auch die Bündelung von Arbeitskräften mit einer Erwerbsvergangenheit in ähnlichen Branchen die Unterschiede in den Anspruchslöhnen zwischen West- und Ostdeutschen nicht vollständig erklären.

Somit bleibt als weiterer Erklärungsansatz die Länge der Arbeitslosigkeit. Demnach könnte ein Grund für niedrigere Anspruchslöhne von Ostdeutschen sein, dass der Anteil von Langzeitarbeitslosen unter den befragten Ost- und Westdeutschen unterschiedlich hoch ist. Nach den Arbeitsmarktstatistiken ist dies der Fall. Längere Arbeitslosigkeit geht wiederum mit Qualifikationsverlusten einher, die den zu erzielenden Lohn reduzieren. Außerdem wird häufig angenommen, dass mit zunehmender Suchdauer der Wunsch dringlicher wird, wieder in eine Beschäftigung zurückzukehren, was den Anspruchslohn ebenfalls reduziert.<sup>17</sup> ►

15 Diese Variable könnte man auch als Proxy für die Höhe des Diskontfaktors des zukünftigen Einkommens verstehen. Personen mit einem hohen Diskontfaktor wollen eher eine Arbeit aufnehmen. Folglich haben sie niedrigere Reservationslöhne.

16 In der Tabelle wird jeweils die Schätzung mit der maximal verfügbaren Anzahl an Variablen gezeigt. Der beschriebene Effekt hält auch, wenn die Anzahl der Beobachtungen konstant ist.

17 Diese Erklärung wird häufig angenommen, der Nachweis ist allerdings schwierig zu führen. Ein Querschnitt mit Berücksichtigung der Dauer der Arbeitslosigkeit kann davon überlappt werden, dass Personen mit niedrigerem Anspruchslohn eher wieder eine Beschäftigung finden und entsprechend Langzeitarbeitslose zwar ihren Reservationslohn absenken, dieser aber dennoch höher ist als bei Kurzzeitarbeitslosen (vgl. Christensen 2003).

TABELLE 2

## Determinanten der Anspruchslöhne für ausgewählte Gruppen

Gruppe	Reg1 Frauen	Reg2 Männer	Reg3 Uniabschluss	Reg4 Berufs- ausbildung	Reg5 weder Uni- noch Berufs- abschluss	Reg6 Kurzzeit- arbeitslose	Reg7 Westdeutsche	Reg8 Ostdeutsche
<b>Variable</b>								
Mann			36.68	187.08***	308.78**	154.39**	306.84**	63.99
verheiratet	-68.60	15.15	-341.52**	-32.92	90.51	-23.58	-19.37	-17.66
Alter	2.31	-0.06	10.05	-0.13	-18.43	19.14	5.24	6.70
Alter <sup>2</sup>	-0.01	0.00	0.04	0.01	0.24	-0.19	-0.04	-0.10
Schulabschluss	38.31*	91.93***	-34.20	70.80**	-15.13	115.30***	99.73***	7.42
Universitätsabschluss	173.63**	42.58		147.63		41.85	150.85***	171.81
Berufsabschluss	-135.39**	-38.74	-25.58			42.24	-88.55	-14.17
Deutscher	-111.20**	18.09	-227.42	-140.81**	96.98	-226.28**	-54.86	-259.76
Ausbildung Schule	-123.03**	-246.30		-136.63*	-125.29		-305.26***	-58.89
Ausbildung Uni	173.49	267.76*	55.89	157.20	517.08**	-138.45*	194.11*	215.72
Ausbildung Weiterbildung	-37.64	86.10	291.56	60.13	-81.16	165.87	233.66	-126.86*
Ausbildung Beruf	202.43	-151.32		6.26	93.70	-118.19	140.27	-146.11
ALG_Höhe	0.10	0.34***	0.27	0.24**	0.20	0.22	0.30***	0.23***
ALG2_Höhe	0.25**	0.42**	0.27	0.35*	0.34	0.29	0.32	0.34
Sozialhilfe	0.44	0.39	0.78	0.61***	0.89	0.59***	0.55**	0.54***
ALU_Dummy	-150.14*	-374.82***	-532.05***	-303.49***	-72.14	-386.96***	-350.83**	-186.11***
Kinder	4.84	20.80	-1.35	31.45	-8.82	33.16*	29.34	12.38
Gesundheit	16.76	-9.13	69.02	-29.59	17.98	-18.58	5.72	-22.23
Zeitpunkt_Beschäftigung	144.54**	87.07	54.46	26.88	290.75	57.77	167.17	54.87
Stellensuche	128.76	-9.75	-13.66	-15.23	99.39	-115.62	89.41	-39.03
Haushaltseinkommen	0.12**	0.02	0.07	0.08	-0.02	0.07	0.05	0.06
Ost	-148.42	-296.32*	-400.51*	-181.75	-372.19	-204.03*		
ALQ	-7.35	14.23	-9.05	2.87	0.91	4.16	27.71	-9.79
Miete	-43.45*	58.44	-67.69**	25.57	-32.01	46.88	35.10	-15.49
Letztes Einkommen	0.24**	0.17***	0.21***	0.19***	0.07	0.18***	0.18***	0.11
Landwirtschaft	-45.07	54.65	121.41	-7.29	-345.84	62.26	-110.38	-56.21
Textil	-130.57**	207.99	-572.14*	27.51	193.21*	74.67	71.23	80.17
Chem. Industrie	-275.74***	406.08***	589.45*	150.52	93.48	154.37*	154.04	-101.65
Metallindustrie	-105.18	57.86	63.26	-2.50	-172.36	-0.91	-127.25	82.07
Versorgung	-211.41	-345.58***	-328.65	-445.77***	90.09		-524.24***	47.63
Bau	-207.09	155.51*	-177.49***	55.08	-168.85	208.61*	-120.47	121.14
Handel	-106.20	77.19	73.88	2.26	-222.13	53.97	-21.45	-76.88
Banken	-42.42	-42.16	233.00	-0.45	-245.83	62.95	-125.82	179.18
IT	-93.54	271.63**	131.99	93.69	59.40	120.74*	89.99***	103.50***
Konstante	1274.91***	637.64	1917.05*	916.24***	1499.03	471.71	332.91	1397.25***
N	277	496	97	559	160	287	414	359
R2	0.4037	0.3561	0.6638	0.4428	0.2531	0.5271	0.3384	0.2893

Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse von KQS mit der abhängigen Variable Anspruchslohn und verschiedenen unabhängigen Variablen für verschiedene Gruppen. Die Standardfehler sind mit der wild-cluster bootstrap-t Methode berechnet. Die Sterne neben den Koeffizienten geben die Signifikanzniveaus für die t-Tests der Nullhypothese, dass der Koeffizient gleich Null ist, an.

\* steht für das 10%-Signifikanzniveau, \*\* für das 5%-Signifikanzniveau und \*\*\* für das 1%-Signifikanzniveau.

Quelle: SOEP 2011.

Wie bereits erwähnt, können wir rekonstruieren, wie lange eine Person arbeitslos ist. Dies reduziert die Anzahl der Beobachtungen jedoch deutlich, weil für eine Reihe von Personen die Datensätze nicht für jedes Jahr vorliegen. Fügt man eine Variable für die Dauer der Arbeitslosigkeit in Jahren ein,

ergeben sich einige Änderungen in den Ergebnissen der KQS (KQS5).

Zunächst ist festzuhalten, dass die Dauer der Arbeitslosigkeit keinen signifikanten Einfluss auf den Anspruchslohn hat. Ein Problem ist, dass die Kausalitätsbeziehung zwischen



Anspruchslohn und Arbeitslosigkeitsdauer nicht eindeutig ist. Zu erwarten ist, dass die Höhe des Anspruchslohnes auch einen Effekt auf die Dauer der Arbeitslosigkeit hat:<sup>18</sup> Ein höherer Anspruchslohn senkt die Wahrscheinlichkeit, eine akzeptable Stelle angeboten zu bekommen (Jones 1988). Das führt zum Problem der Endogenität in der Schätzung. Endogenität führt dazu, dass die Ergebnisse der KQS verzerrt und inkonsistent sind. Für dieses Problem haben wir mit einer zweistufigen Methode der Kleinsten Quadrate (2SLS) kontrolliert. Dabei wurde zunächst mit Instrumentenvariablen die Dauer der Arbeitslosigkeit für die einzelnen Personen geschätzt.<sup>19</sup> Dieses Ergebnis ersetzte dann im zweiten Schritt die ursprüngliche Variable „AL-Dauer“.

Die Ergebnisse, die aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht dargestellt sind, zeigen, dass die Arbeitslosigkeitsdauer keinen signifikanten Effekt auf die Reservationslöhne hat. Der Koeffizient des Ost-Dummys bleibt weiterhin signifikant. Eine Überprüfung mit Hilfe des Score-Tests von Wooldridge (1995) ergibt, dass die Nullhypothese „keine Endogenität“ nicht verworfen werden kann (Testergebnis 1,07, p-Wert 0,32). Das heißt, dass sowohl KQS als auch 2SLS konsistente Ergebnisse liefern. Allerdings sind die KQS effizienter, weil sie zu kleineren Standardfehlern führen. Daher verwenden wir im Folgenden wieder KQS.

## 4.2 Auswertung nach soziodemografischen Gruppen

Tabelle 2 zeigt eine Weiterführung der Schätzung 4 für einzelne soziodemografische Gruppen. Hier werden die Anspruchslöhne getrennt für Frauen, Männer, Personen mit Hochschulabschluss, Personen mit abgeschlossener Berufsausbildung, Personen ohne Universitätsabschluss und ohne Berufsausbildung, Kurzarbeitslose sowie West- und Ostdeutsche dargestellt. Dabei zeigt sich für die Unterscheidung nach Geschlecht, dass der Einfluss des Wohnortes in Ostdeutschland bei Frauen nur bei einem Signifikanzniveau von 10,6 % liegt.<sup>20</sup>

Bei einer Differenzierung nach Ausbildung zeigen sich kleinere Unterschiede für die Variable „Ost“, insbesondere wenn berücksichtigt wird, dass das Niveau des Reservationslohns mit steigender Qualifikation höher ist. Auffällig ist hier, dass die Variable „ostdeutscher Wohnort“ nur für Personen mit Hochschulabschluss signifikant ist, allerdings ist das Signifikanzniveau des t-Tests der Nullhypothese (kein Effekt

des Ost-Dummys) für die Gruppe der Personen mit Berufsausbildung mit 11,1 % noch verhältnismäßig gut. Bei einer größeren Anzahl von Beobachtungen dürfte die Nullhypothese also wahrscheinlich auch für diese Gruppe verworfen werden. Bei den Personen ohne Berufs- und Universitätsausbildung finden sich kaum signifikante Erklärungsfaktoren für Unterschiede in den Reservationslöhnen.

Eine Betrachtung nur der Kurzarbeitslosen (weniger als ein Jahr arbeitslos) ist eine weitere Möglichkeit, das potenzielle Problem des Clusterings zu umgehen.<sup>21</sup> Die Anspruchslöhne der in Ostdeutschland lebenden Kurzarbeitslosen sind durchschnittlich 204 € niedriger als die der Westdeutschen.

Einige deutliche Unterschiede zeigen sich bei der Auswertung der Einflussfaktoren auf den Reservationslohn getrennt für West- und Ostdeutsche. So ist der Einfluss des Geschlechts in Ostdeutschland erheblich kleiner als im Westen;<sup>22</sup> dies korrespondiert mit der gängigen Meinung, dass in Ostdeutschland die Vollzeiterwerbstätigkeit von Frauen traditionell üblicher ist und insbesondere das Ausscheiden aus dem Beruf wegen Kindererziehung deutlich seltener erfolgt. Das lässt erwarten, dass die Reservationslöhne von Männern und Frauen weniger differieren, u. a. weil Karriereverläufe ähnlicher sind. Zusätzlich zeigt sich, dass in Westdeutschland die Tatsache, Arbeitslosenunterstützung zu erhalten, den Reservationslohn deutlich stärker absinken lässt als im Osten. Dies lässt sich wohl zum Teil auf die insgesamt höheren Ansprüche auf Arbeitslosenunterstützung der Westdeutschen zurückführen.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass trotz der Unterschiede zwischen den einzelnen Gruppen der Effekt der niedrigeren Anspruchslöhne von Ostdeutschen für fast alle Gruppen hält. Das zeigt zudem, dass ein Teil der Anspruchslohnunterschiede nicht erklärt werden kann.

## 5. Schlussfolgerungen: Erwartungslöhne, tatsächliche Lohnhöhe und Tarifbindung

Unsere Untersuchung hat gezeigt, dass die Reservationslöhne in Ostdeutschland auch bei Berücksichtigung viel- ►

18 Das ist laut Sestito/Viviano (2011) eine der wesentlichen Ursachen für regionale Anspruchslohnunterschiede.

19 Als Instrumentenvariable fungierte, ob das letzte Arbeitsverhältnis durch einen Auflösungsvertrag beendet wurde. Die erste Stufe der Schätzung bestätigt, dass diese Variable einen signifikanten Einfluss auf die Arbeitslosigkeitsdauer hat.

20 Es gibt weitere interessante Unterschiede, z. B. beim Einfluss des Hochschulabschlusses, die im Rahmen dieses Aufsatzes aber nicht vertieft werden.

21 Außerdem dürfte es den von Sestito/Viviano (2011) befürchteten Selection Bias reduzieren.

22 Die Nullhypothese der gleichen Koeffizienten kann hier bei einem einprozentigen Signifikanzniveau verworfen werden.

fältiger anderer Einflussfaktoren signifikant niedriger sind als in Westdeutschland. Offenkundig gibt es nicht beobachtete Aspekte, die dafür sorgen, dass Ostdeutsche bereit sind, zu niedrigeren Löhnen als Westdeutsche zu arbeiten. Zu beachten ist bei der weiteren Interpretation allerdings, dass es eine wechselseitige Kausalität geben dürfte, die in unserer Studie nicht untersucht wurde: Die Tatsache, dass in Ostdeutschland die tatsächlich gezahlten Löhne niedriger sind, beeinflusst die Lohnerwartungen. Personen, die auf Stellensuche sind, müssen sich bei ihren Suchvorstellungen grundsätzlich an den Gegebenheiten ausrichten, die sie auf dem Arbeitsmarkt, auf dem sie suchen, vorfinden. Dass in Ostdeutschland nach wie vor niedrigere Löhne gezahlt werden als in Westdeutschland hat zur Folge, dass Suchende in Ostdeutschland auch niedrigere Löhne erwarten werden. Dies gilt zumindest – wie schon oben diskutiert – dann, wenn der relevante Markt, auf dem die Suche erfolgt, auf Ostdeutschland beschränkt bleibt. Arbeitsuchende, die auch eine Stelle in Westdeutschland in Betracht ziehen, würden dagegen höhere Anspruchslöhne ansetzen, da sie sich auch an der Situation des westdeutschen Arbeitsmarktes orientieren. Arbeitsuchende, die sich nur auf Ostdeutschland beschränken (müssen), müssen sich dagegen bei ihren Vorstellungen an dem Lohnniveau orientieren, das sie dort vorfinden. Damit bedingt wahrscheinlich das niedrigere Lohnniveau in Ostdeutschland auch die dort niedrigeren Anspruchslöhne. Jedoch: Die gemessenen Unterschiede können nicht als Beleg dafür dienen, dass die Ostdeutschen keine Lohnangleichung wünschen; sie zeigen vielmehr das Problem eines rekursiven Prozesses, bei dem sich Lohnhöhe und Lohnerwartungen wechselseitig bedingen. Die Daten des SOEP erlauben leider nicht, für diesen Effekt zu kontrollieren, weil die Umzugsbereitschaft für eine Arbeitsaufnahme nicht mehr gemessen wird.

Dieser Prozess dürfte wesentlich verstärkt werden durch die in Ostdeutschland niedrigere Reichweite von Tarifverträgen. In Betrieben mit Tarifbindung sind die Löhne auch für neu Eingestellte grundsätzlich vorgegeben. Die Höhe des Erwartungslohns eines Arbeitslosen nimmt daher nur Einfluss darauf, ob er eine Stelle unter den Bedingungen des Tarifvertrags akzeptiert, aber kaum darauf, welches Einkommen er verdient. Nur wenn Gestaltungsspielraum mit Blick auf die genaue Eingruppierung der ausgeschriebenen Stelle besteht, ist ein beschränkter Einfluss des Erwartungslohns auf den tatsächlichen Lohn wahrscheinlich, weil Personen mit einem niedrigeren Erwartungslohn eher bereit sein dürften, eine niedrigere Eingruppierung zu akzeptieren.

In Betrieben ohne Tarifbindung werden die Löhne dagegen grundsätzlich einzelvertraglich geregelt. Zwar ist auch hier davon auszugehen, dass sich Löhne neu Eingestellter am vorhandenen Lohngefüge innerhalb des Betriebes orientieren; es besteht aber ein erheblich größerer Gestaltungsspielraum. Dieser wird noch größer, wenn die Tarifbindung in der jeweiligen Branche oder Region insgesamt niedrig ist: Bei einer hohen Tarifbindung sehen sich auch nicht tarifgebundene Betriebe gezwungen, in ihrem Lohngefüge nicht allzu stark nach unten von den Tarifstrukturen abzuweichen. An-

sonsten würde ihnen die Abwanderung vor allem der qualifizierten Arbeitskräfte zu tarifgebundenen Betrieben drohen, was für den Betrieb mit negativen Konsequenzen bei der Produktivität verbunden wäre.

Wenn für die Unternehmen ohne Tarifbindung entsprechend große Gestaltungsspielräume bestehen und andererseits die Bewerber niedrige Lohnerwartungen haben, dann kann dies zu geringeren Löhnen führen: Die Arbeitnehmer sind bei den individuellen Lohnverhandlungen vor allem im Zuge einer Neueinstellung bereit, einen relativ niedrigen Lohn zu akzeptieren, der Arbeitgeber kann dies nutzen. Die niedrigere Lohnhöhe bei einem Betrieb gibt wiederum anderen Betrieben Gestaltungsspielraum bei der Lohnhöhe, weil Abwanderungsrisiken durch Lohnkürzungen kleiner werden. Dadurch können die niedrigeren Anspruchslöhne dazu führen, dass sich auch das tatsächliche Lohngefüge nach unten entwickelt. Wie bereits oben argumentiert, kann dies dann wiederum zur Folge haben, dass angesichts der niedrigeren tatsächlichen Vergütung die Arbeitsuchenden ihre Anspruchslöhne reduzieren (müssen) und damit der Prozess sinkender Löhne weiter befeuert wird.<sup>23</sup>

Für Ostdeutschland könnte dies der Fall sein. Dort arbeiten über alle Branchen hinweg nur 47 % der Beschäftigten in tarifgebundenen Betrieben, während es in Westdeutschland 60 % sind (Ellguth/Kohaut 2015, S. 291). Auch die Zahl der Beschäftigten, deren Vergütung sich am Branchentarifvertrag orientiert, ist niedriger als in Westdeutschland. Damit erscheint es wahrscheinlich, dass die niedrigeren Anspruchslöhne der Ostdeutschen dazu beitragen, dass auch die tatsächlich gezahlten Löhne in Ostdeutschland niedriger bleiben als in Westdeutschland.

Daraus ergibt sich mit Blick auf die gesellschaftlich gewünschte Schließung der Lohnlücke zwischen Ost- und Westdeutschland eine schwierige Situation: Das bestehende niedrigere Lohnniveau beeinflusst wahrscheinlich die Anspruchslöhne nach unten; diese niedrigeren Anspruchslöhne wiederum sorgen dafür, dass auch die tatsächlich gezahlten Löhne niedriger bleiben. Diesen Konflikt über tarifvertragliche Vereinbarungen aufzulösen, erscheint ebenfalls schwierig: Bei der bereits niedrigen Tarifbindung in Ostdeutschland besteht eine verstärkte Gefahr, dass bei durchgesetzten höheren Tariflöhnen Arbeitgeber die Tarifbindung verlassen, um von den immer noch niedrigen Anspruchslöhnen zu profitieren. Der Wirkmechanismus stellt also auch die Gewerkschaften vor eine Herausforderung. Er wirft gleichzeitig die Frage auf, inwieweit staatliches Handeln eine Lohnangleichung zwischen Ost- und

23 Derartige monopsonistische Strukturen, also Marktmacht auf Arbeitgeberseite mit der Wirkung eines niedrigen Lohnniveaus, werden zunehmend auf Manning (2003) derzeit vor allem bei der Betrachtung der Auswirkungen des gesetzlichen Mindestlohns in Deutschland diskutiert (z. B. Bosch/Weinkopf 2013 oder Kromphardt 2014), aber auch zur Erklärung des Gender Pay Gap (Hirsch 2010).

Westdeutschland unterstützen kann. In Experimenten konnten Falk et al. (2006) zeigen, dass sich die Einführung von Mindestlöhnen nachhaltig auf die Reservationslöhne und die Vorstellungen eines „fairen Lohnes“ auswirken. In dieser Hinsicht bleibt abzuwarten, inwiefern der in Deutschland eingeführte Mindestlohn die Unterschiede bei den Reservationslöhnen mittelfristig reduziert. ■

## LITERATUR

- Addison, J. T./Centeno, M./Portugal, P.** (2009): Do reservation wages really decline? Some international evidence on the determinants of reservation wages, in: *Journal of Labor Research* 30 (1), S. 1–8
- Angrist, J. D./Pischke, J. S.** (2008): *Mostly harmless econometrics: an empiricist's companion*, Princeton
- Arntz, M.** (2005): *The geographical mobility of unemployed workers*: ZEW-Centre for European Economic Research, Discussion Paper (05–034)
- Arntz, M.** (2010): What attracts human capital? Understanding the skill composition of interregional job matches in Germany, in: *Regional Studies* 44 (4), S. 423–441
- Arntz, M./Wilke, R. A.** (2009): Unemployment duration in Germany: individual and regional determinants of local job finding, migration and subsidized employment, in: *Regional Studies* 43 (1), S. 43–61
- Blanchflower, D. G./Oswald, A. J.** (1990): The wage curve, in: *Scandinavian Journal of Economics* 92 (2), S. 215–235
- Blien, U.** (2004): Die Lohnkurve: Auswirkungen der regionalen Arbeitslosigkeit auf das Lohnniveau, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 36 (4), S. 439–460
- Blien, U./Gartner, H./Stüber, H./Wolf, K.** (2009): Regional price levels and the agglomeration wage differential in Western Germany, in: *The Annals of Regional Science* 43 (1), S. 71–88
- Bosch, G./Kalina, T./Weinkopf, C.** (2014): 25 Jahre nach dem Mauerfall – Ostlöhne holen nur schleppend auf, *SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research* 711–2014
- Bosch, G./Weinkopf, C.** (2013): Gut gemachte Mindestlöhne schaden der Beschäftigung nicht, *IAQ-Report* 2013–04, Duisburg
- Brandolini, A./Smeeding, T. M.** (2009): Income inequality in richer and OECD countries, in: *Salverda, W./Nolan, B./Smeeding, T. M. (Hrsg.): The Oxford handbook of economic inequality*, Oxford, S. 71–100
- Brenke, K.** (2014): Ostdeutschland – ein langer Weg des wirtschaftlichen Aufholens, in: *DIW-Wochenbericht* 81 (40), S. 939–957
- Brown, S./Taylor, K.** (2013): Reservation wages, expected wages and unemployment, in: *Economics Letters* 119 (3), S. 276–279
- Brown, S./Roberts, J./Taylor, K.** (2010): Reservation wages, labour market participation and health, in: *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)* 173 (3), S. 501–529
- Brown, S./Roberts, J./Taylor, K.** (2011): The gender reservation wage gap: evidence from British panel data, in: *Economics Letters* 113 (1), S. 88–91
- Cameron, A. C./Gelbach, J. B./Miller, D. L.** (2008): Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors, in: *Review of Economics and Statistics* 90 (3), S. 414–427
- Christensen, B.** (2003): Anspruchslohn und Arbeitslosigkeit in Deutschland, in: *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung* 36 (4), S. 573–598
- Ellguth, P./Kohaut, S.** (2014): Tarifbindung und betriebliche Interessenvertretung: Ergebnisse aus dem IAB-Betriebspanel 2013, in: *WSI-Mitteilungen* 67 (4), S. 286–295, [http://www.boeckler.de/wsi-mitteilungen\\_47210\\_47220.htm](http://www.boeckler.de/wsi-mitteilungen_47210_47220.htm)
- Ellguth, P./Kohaut, S.** (2015): Tarifbindung und betriebliche Interessenvertretung: Ergebnisse aus dem IAB-Betriebspanel 2014, in: *WSI-Mitteilungen* 68 (4), S. 290–297, [http://www.boeckler.de/wsi-mitteilungen\\_54287\\_54297.htm](http://www.boeckler.de/wsi-mitteilungen_54287_54297.htm)
- Falk, A./Fehr, E./Zehnder, C.** (2006): Fairness perceptions and reservation wages: the behavioral effects of minimum wage laws, in: *The Quarterly Journal of Economics* 121 (4), S. 1347–1381
- Franz, W.** (2013): *Arbeitsmarktökonomik*, 8. überarbeitete Auflage, Berlin/Heidelberg
- Goebel, J./Frick, J. R./Grabka, M. M.** (2009): Preisunterschiede mildern Einkommensgefälle zwischen West und Ost, in: *DIW Wochenbericht* 76 (51–52), S. 888–894
- Gühne, M./Markwardt, G.** (2014): Lohnunterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland: Neue Einsichten, in: *ifo Dresden berichtet* 21 (3), S. 37–44
- Hans-Böckler-Stiftung** (Hrsg.) (2014): *Tariflöhne Ost im Schnitt bei 97 Prozent*, Pressemitteilung vom 1.10.
- Haurin, D. R./Sridhar, K. S.** (2003): The impact of local unemployment rates on reservation wages and the duration of search for a job, in: *Applied Economics* 35 (13), S. 1469–1476
- Hilbert, C.** (2008): *Unemployment, wages, and the impact of active labour market policies in a regional perspective*, Berlin
- Hirsch, B.** (2010): *Monopsonistic labour markets and the gender pay gap. Theory and empirical evidence*, Berlin/Heidelberg
- Hogan, V.** (2004): Wage aspirations and unemployment persistence, in: *Journal of Monetary Economics* 51 (8), S. 1623–1643
- Jones, S. R. G.** (1988): The relationship between unemployment spells and reservation wages as a test of search theory, in: *The Quarterly Journal of Economics* 103 (4), S. 741–765
- Kromphardt, J.** (2014): Mindestlohn: Warnung vor massiven Arbeitsplatzverlusten wenig fundiert – eine Replik, in: *Wirtschaftsdienst* 94 (1), S. 41–45
- Manning, A.** (2003): *Monopsony in motion. Imperfect competition in labor markets*, Princeton
- Moulton, B. R.** (1990): An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables on micro units, in: *The Review of Economics and Statistics* 72 (2), 334–338
- Niebuhr, A./Granato, N./Haas, A./Hamann, S.** (2012): Does labour mobility reduce disparities between regional labour markets in Germany?, in: *Regional Studies* 46 (7), S. 841–858
- Roos, M. W.** (2006): Regional price levels in Germany, in: *Applied Economics* 38 (13), S. 1553–1566
- Sestito, P./Viviano, E.** (2011): Reservation wages: explaining some puzzling regional patterns, in: *Labour* 25 (1), S. 63–88
- TNS Infratest Sozialforschung** (2013): *SOEP 2012 – Erhebungsinstrumente 2012 (Welle 29) des Sozio-oekonomischen Panels: Personenfragebogen, Altstichproben, SOEP Survey Papers Series A (157)*, Berlin
- Von der Lippe, P. M./Breuer, C. C.** (2008): Möglichkeiten und Grenzen regionaler Kaufkraftvergleiche, in: *Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften/Review of Economics* 59 (1), 31–46
- Wooldridge, J. M.** (1995): Score diagnostics for linear models estimated by two stage least squares, in: *Maddala, G. S./Phillips, P. C. B./Srinivasan, T. N. (Hrsg.): Advances in econometrics and quantitative economics: essays in honor of Professor C. R. Rao*, Cambridge, MA, S. 66–87

## AUTOREN

**CHRISTOPH S. WEBER**, M.A., M.A., ist Wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Wirtschaftswissenschaft der Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg. Arbeitsschwerpunkte: Wirtschaftspolitik, Monetäre Ökonomik.

@ christoph.weber@fau.de

**PHILIPP DEES**, Dr., ist Wissenschaftlicher Mitarbeiter am Institut für Wirtschaftswissenschaft der Friedrich-Alexander-Universität Erlangen-Nürnberg. Arbeitsschwerpunkte: Arbeitsmarktökonomie, Sozialpolitik, Energiewirtschaft.

@ philipp.dees@fau.de