

Fuchs, Johann; Weber, Brigitte

Research Report

Neue Schätzungen für die Stille Reserve - erstmalig Anwendung des IAB-Konzepts auf Gesamtdeutschland

IAB-Forschungsbericht, No. 6/2021

Provided in Cooperation with:

Institute for Employment Research (IAB)

Suggested Citation: Fuchs, Johann; Weber, Brigitte (2021) : Neue Schätzungen für die Stille Reserve - erstmalig Anwendung des IAB-Konzepts auf Gesamtdeutschland, IAB-Forschungsbericht, No. 6/2021, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), Nürnberg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/245965>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.



INSTITUT FÜR ARBEITSMARKT- UND
BERUFSFORSCHUNG
Die Forschungseinrichtung der Bundesagentur für Arbeit

IAB-FORSCHUNGSBERICHT

Aktuelle Ergebnisse aus der Projektarbeit des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

6|2021 Neue Schätzungen für die Stille Reserve – erstmalig Anwendung des IAB-Konzepts auf Gesamtdeutschland

Johann Fuchs, Brigitte Weber

Neue Schätzungen für die Stille Reserve – erstmalig Anwendung des IAB-Konzepts auf Gesamtdeutschland

Johann Fuchs (IAB), Brigitte Weber (IAB)

Mit der Publikation von Forschungsberichten will das IAB der Fachöffentlichkeit Einblick in seine laufenden Arbeiten geben. Die Berichte sollen aber auch den Forscherinnen und Forschern einen unkomplizierten und raschen Zugang zum Markt verschaffen. Vor allem längere Zwischen- aber auch Endberichte aus der empirischen Projektarbeit bilden die Basis der Reihe.

By publishing the Forschungsberichte (Research Reports) IAB intends to give professional circles insights into its current work. At the same time the reports are aimed at providing researchers with quick and uncomplicated access to the market.

Inhalt

1	Hintergrund und Einordnung	7
2	Literaturüberblick	8
3	Modell und Daten	11
3.1	Operationalisierung der Stillen Reserve	11
3.2	Beschreibung der Daten	15
3.3	Vollbeschäftigungswerte der Arbeitsmarktindikatoren	17
4	Schätzung der Erwerbsquoten	20
4.1	Tests auf Stationarität der Zeitreihen	20
4.2	Zusammenfassung der Schätzungen	20
4.3	Ausgewählte Ergebnisse für einzelne Subpopulationen	22
5	Ergebnisse für die Stille Reserve	29
5.1	Umfang und Struktur der geschätzten Stillen Reserve – ohne Arbeitsuchende Nichterwerbspersonen	29
5.2	Umfang und Struktur der geschätzten Stillen Reserve – einschließlich Arbeitsuchende Nichterwerbspersonen	31
5.3	Einordnung der Ergebnisse in die Arbeitsmarktentwicklung: Unterbeschäftigung und Erwerbspersonenpotenzial 1991 bis 2019	36
6	Zusammenfassung und Fazit	38
	Literatur	40
	Anhang	45
	A1 Datenquellen	45
	A2 Tests auf Stationarität	45
	A3 Schätzungen nach Nationalität, Geschlecht und Alter	47

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1:	Erwerbsquote und Stille Reserve der 40-44-jährigen deutschen Frauen.....	24
Abbildung 2:	Erwerbsquote und Stille Reserve der 35-39-jährigen Ausländerinnen.....	26
Abbildung 3:	Erwerbsquote und Stille Reserve der 60-64-jährigen deutschen Männer.....	27
Abbildung 4:	Erwerbsquote und Stille Reserve der 25-29-jährigen Ausländer.....	29
Abbildung 5:	Stille Reserve (ohne ASU) nach Geschlecht und Nationalität.....	30
Abbildung 6:	Struktur der Stillen Reserve (ohne ASU) nach Geschlecht und Nationalität.....	31
Abbildung 7:	Stille Reserve, einschließlich der Arbeitsuchenden Nichterwerbspersonen.....	32
Abbildung 8:	Altersspezifische Stille Reserve-Quoten von Frauen.....	35
Abbildung 9:	Altersspezifische Stille Reserve-Quoten von Männern.....	35
Abbildung 10:	Unterbeschäftigung in Deutschland.....	36
Abbildung 11:	Gesamtdeutsches Erwerbspersonenpotenzial nach Alter.....	38

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Übersicht Arbeitsmarktindikatoren.....	16
Tabelle 2:	Übersicht Kovariate.....	17
Tabelle 3:	Vollbeschäftigungswerte.....	19
Tabelle 4:	ADF-Test auf Stationarität der Arbeitsmarktvariablen.....	20
Tabelle 5:	Schätzergebnis für die 40-44-jährigen deutschen Frauen.....	23
Tabelle 6:	Schätzergebnis für die 35-39-jährigen Ausländerinnen.....	25
Tabelle 7:	Schätzergebnis für die 60-64-jährigen deutschen Männer.....	27
Tabelle 8:	Schätzergebnis für die 25-29-jährigen Ausländer.....	28
Tabelle 9:	Struktur der Stillen Reserve nach ausgewählten Merkmalen.....	33
Tabelle 10:	Anteil der Stillen Reserve an der Bevölkerung für ausgewählte Subpopulationen.....	33
Tabelle 11:	Komponenten der Unterbeschäftigung ausgewählte Jahre.....	37
Tabelle A1:	ADF-Test auf Stationarität der Kovariaten.....	45
Tabelle A2:	ADF-Test auf Stationarität der Erwerbsquoten (Logits).....	45

Zusammenfassung

Mit dem vorliegenden Bericht werden erstmals Schätzungen für die Stille Reserve zur Diskussion gestellt, die das bisher nur auf Westdeutschland angewandte IAB-Konzept der Stillen Reserve auf Gesamtdeutschland übertragen. Die grundlegende These, mit der die Stille Reserve beim IAB-Ansatz modelliert wird, beruht auf einer Abhängigkeit der Erwerbsbeteiligung von der Arbeitsmarktlage. Bei diesem international bewährten Vorgehen wird die Erwerbsquote als abhängige Variable und Indikatoren der Arbeitsmarktlage, z.B. eine Arbeitslosenquote, als unabhängige Variable in eine Regressionsgleichung aufgenommen.

Datenbasis der Berechnungen sind die nach Alter, Geschlecht und Nationalität unterschiedenen Erwerbsquoten des Mikrozensus. Die Schätzungen für die Stille Reserve werden auf das Altersintervall 15 bis unter 65 Jahre beschränkt. Aus methodischen Gründen wurden zunächst aus den Erwerbsquoten sogenannte Logits gebildet und der Einfluss der Arbeitsmarktlage sowie verschiedener anderer Einflussgrößen (Löhne, Rentenalter usw.) darauf geschätzt. Es wurden unterschiedliche Arbeitsmarktindikatoren auf ihre Wirkung geprüft, beispielsweise die allgemeine Arbeitslosenquote, die Arbeitslosenquote von Frauen oder die Offenen-Stellen-Quote. Die Arbeitsmarktindikatoren basieren auf der Arbeitsmarktstatistik der BA. Insgesamt liegen Regressionen für 40 Subpopulationen mit Zeitreihen über den Zeitraum 1991 bis 2019 vor.

Entsprechend der Schätzungen liegt für alle Subpopulationen in der Nettobetrachtung ein „discouragement effect“ und kein „added worker effect“ vor. Damit sinken die Erwerbsquoten bei sich eintrübenden Arbeitsmarktdaten.

Um Stille Reserve-Quoten zu ermitteln, und damit auch die absolute Stille Reserve bestimmen zu können, wurde ein bereits früher angewandter regionaler Benchmark-Ansatz gewählt. Auf der Ebene der Bundesländer wurden beste Werte (Benchmarks) für die Arbeitsmarktindikatoren ermittelt. Die Abweichung der tatsächlichen Arbeitsmarktlage vom Benchmark führt zur Stillen Reserve.

Die neu geschätzte Stille Reserve liegt auf einem ähnlichen Niveau wie bei früheren Schätzungen, die sich aus der Addition von west- und ostdeutschen Rechnungen ergaben. Lediglich in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung treten größere Abweichungen auf. Der Grund dürfte der damals extreme Anstieg der Stillen Reserve in den neuen Ländern sein. Da viele Daten nicht mehr nach Ost und West getrennt vorliegen, sollten die aktuellen Schätzungen eine gute, zukunftsorientierte Grundlage für künftige Berechnungen bilden können.

Seit den Hartz-Reformen, also nach 2005, sinkt die gesamtdeutsche Stille Reserve. Sie ging von 1,72 Millionen Personen 2006 auf knapp unter 900.000 im Jahr 2019 zurück. Das Geschlechterverhältnis war zuletzt nahezu ausgeglichen. Fast ein Viertel der Stillen Reserve waren Nichtdeutsche, also deutlich mehr als ihr Bevölkerungsanteil.

Abstract

This report presents unified estimations of the hidden unemployment for the first time for the whole of Germany by implementing the IAB-approach that was only before applied for West Germany. The fundamental and internationally established hypothesis of the IAB-approach is that the labour participation is influenced by the labour market performance, for example the unemployment rate. Therefore, a regression equation is estimated, with the labour participation rate as the dependent variable and an unemployment indicator as an independent variable.

We use labour participation rates by age, gender and nationality, based on the German Microcensus. The estimations are restricted to 15 to 64 years olds. For methodological reasons, the labour participation rates are transformed into logits. For the influence of the labour market indicator, we tested different variables, e.g. the overall unemployment rate, the unemployment rate or women, or the vacancy rate. The labour market indicators are obtained from the statistic of the Federal Employment Agency. Furthermore, the estimations consider several covariates, like wages, retirement age, etc. All in all, regressions for 40 subpopulations were conducted with time series that covers the period 1991 to 2019.

The estimations support the thesis of a discouragement effect for each subpopulation, which outperforms any added worker effect. This means labour participation will shrink in case of rising unemployment figures.

In order to calculate hidden unemployment rates, and absolute figures of the hidden unemployed, we applied a regional benchmark approach. For each labour market indicator the best figure was identified across the federal states in Germany. The difference of the real figure to this benchmark leads to the hidden unemployment rate.

The level of the estimated hidden unemployment is close to former calculations, combined for East and West Germany. Relevant deviations occur only in the first years after the German unification, presumably caused by an extreme increase in East Germany. As many data will not be available separate for East and West, our current approach might be a good, forward-looking base for future estimations.

After the Hartz-reforms, hidden unemployment in Germany shrinks from 1.72 million in 2006 to less than 900,000 in 2019. The sex ratio was balanced in the near past. Almost a quarter of the hidden unemployed were non-German, which is far more as their population share.

Danksagung

Wir danken Franziska Hirschenauer (IAB-Regionale Arbeitsmärkte) recht herzlich für ihre vielen berechtigten und sehr hilfreichen Kommentare und Vorschläge.

1 Hintergrund und Einordnung

Das IAB berechnet seit vielen Jahren die sogenannte Stille Reserve. Sie dient zusammen mit den Arbeitslosen als Maß für die Unterbeschäftigung. In Verbindung mit den Erwerbstätigen und den Erwerbslosen ergibt die Stille Reserve das Erwerbspersonenpotenzial, ein Arbeitskräfteangebot unter Vollbeschäftigungsbedingungen (Thon/Bach 1998).¹

Das Erwerbspersonenpotenzial ist ein sinnvolles Konzept, weil die Statistiken zur Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit nicht alle konjunkturellen Bewegungen am Arbeitsmarkt erfassen. Im Konjunkturabschwung fällt ein Teil derjenigen, die ihren Arbeitsplatz verlieren, aus den Statistiken heraus. Sie sind nicht mehr erwerbstätig, tauchen jedoch auch nicht in der Arbeitslosenstatistik auf. Umgekehrt strömen bei sich besserer Lage Nichterwerbspersonen in den Arbeitsmarkt und nehmen Arbeit auf. Dieses Phänomen ist seit langem bekannt. Schon während der Weltwirtschaftskrise 1929/30 ergaben sich Widersprüche in den Veränderungen von Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit (Holst 2000: 24 ff.). Um solche Veränderungen statistisch zu erfassen, schätzt das IAB die Stille Reserve mit einem zeitreihenökonomischen Modell.

Nach der Wiedervereinigung 1990 ermittelte das IAB die Stille Reserve mit unterschiedlichen Ansätzen für Ost und West (Fuchs/Weber 2010, 2005a, 2005b). Der Ansatz für Westdeutschland wird auch mit dem vorliegenden Bericht beibehalten. Er beruht auf langen Zeitreihen von nach Alter, Geschlecht und Nationalität differenzierten Erwerbsquoten. Für Ostdeutschland wurde bisher ein völlig anderer Modellansatz angewandt, als der für den Westen seit langem erprobte. Der Grund liegt in der unzureichenden Datenbasis, insbesondere sehr kurzen Zeitreihen für die neuen Länder. Inzwischen sind die gesamtdeutschen Zeitreihen lang und stabil genug für eine Schätzung ohne Unterteilung nach Ost und West.

Der vorliegende Beitrag gibt zunächst einen Literaturüberblick (Kapitel 2). Dabei wird auch auf alternative Ansätze, wie z.B. vom Statistischen Bundesamt (Rengers 2016) bzw. Eurostat, zur Bestimmung der Stillen Reserve in Deutschland eingegangen.

Das folgende Kapitel 3 behandelt die grundlegende Modellierung und die Datengrundlage. Kapitel 3.1 erläutert die Idee, die der Berechnung der Stillen Reserve zugrunde liegt. Die Datenbasis, insbesondere die Erwerbsquoten und die (erklärenden) Variablen zur Arbeitsmarktlage beschreibt Kapitel 3.2. Das anschließende Kapitel 3.3 beschäftigt sich mit der Frage, wie die bei diesem Ansatz notwendigen Vollbeschäftigungswerte für die Arbeitsmarktvariablen gewonnen werden.

Die Ermittlung der Stillen Reserve beruht auf Regressionsanalysen der Erwerbsquoten, die für 40 Subgruppen, nach 5er Altersgruppen, Geschlecht und Nationalität, differenziert vorliegen. Die entsprechend umfangreichen Schätzstatistiken stehen in Kapitel 4 in komprimierter Form. In Kapitel 4.1 wird zunächst untersucht, ob die Zeitreihen stationär sind. Kapitel 4.2 fasst das Vorgehen der Schätzung allgemein zusammen, wobei relevante Details in Kapitel 4.3 exemplarisch an einigen ausgewählten Ergebnissen vertieft dargestellt werden. Im Anhang findet der Leser die umfangreichen Statistiken.

¹ Für eine ausführliche Begründung und eine genauere Darstellung der IAB-Konzepte Erwerbspersonenpotenzial und Stille Reserve siehe Fuchs (2002) und Thon (1986).

Kapitel 5 zeigt die Entwicklung der Stillen Reserve sowohl insgesamt als auch für Subpopulationen. Mit Kapitel 5.1 werden die Ergebnisse der vorliegenden Schätzung präsentiert. In Kapitel 5.2 werden diese Ergebnisse um Daten zu den sogenannten Arbeitsuchenden Nichterwerbspersonen erweitert. Wie die Stille Reserve in das Arbeitsmarktgeschehen einzuordnen ist, wird in Kapitel 5.3 thematisiert. Mit einer Zusammenfassung und einem Fazit in Kapitel 6 schließt der Beitrag.

2 Literaturüberblick

Um Daten zur Stillen Reserve zu generieren, werden in der Forschung gegenwärtig zwei Wege beschritten. Zum einen wird die Stille Reserve auf der Basis einer festgelegten Definition direkt aus existierenden Statistiken gewonnen. Wer bei dieser Herangehensweise zur Stillen Reserve gezählt wird, hängt von der gewählten Abgrenzung ab. Die drei nachfolgenden Beispiele demonstrieren die Methode für Deutschland.

Das Statistische Bundesamt (StBA) weist seit einigen Jahren mit Daten aus dem Mikrozensus (MZ) eine sogenannte Stille Reserve A aus (Rengers 2016). Diese Stille Reserve A umfasst Nichterwerbspersonen, die zwar arbeiten möchten, aber nicht sofort verfügbar sind (siehe Infokasten 1 zum MZ). Daneben bestimmt das StBA noch eine Stille Reserve B, die sämtliche erwerbsfähige Personen umfasst, die grundsätzlich einen Arbeitswunsch äußern, zugleich verfügbar sind, jedoch angeben, gegenwärtig nicht aktiv Arbeit zu suchen.

Holst (2000) entwickelte am DIW ein Konzept zur Schätzung der Stillen Reserve, das die Zukunftserwartung als entscheidendes Kriterium verwendet. Gibt die befragte Person an, sie würde – nach eigener Einschätzung – bereits im kommenden Jahr wieder arbeiten, wird sie zur „stark arbeitsmarktnahen Stillen Reserve“ gerechnet. Bei Angabe eines längeren Zeitraums (zwei bis fünf Jahre) gilt sie als „gemäßigt arbeitsmarktnah“. Datenbasis war das Sozioökonomische Panel (SOEP).

Fuchs/Weber (2005b) haben für die Schätzung der ostdeutschen Stillen Reserve nach der Wiedervereinigung einen Ansatz gewählt, bei dem die 15- bis 64-jährigen Nichterwerbspersonen des MZ nach den Gründen der Nichtpartizipation unterteilt wurden. Dabei wurde nach den Kriterien der aktiven Arbeitsplatzsuche, dem Arbeitswunsch und der Verfügbarkeit unterschieden. Verneint jemand beispielsweise den Arbeitswunsch, weil kein Arbeitsplatz verfügbar ist, wird auf das Vorliegen von „discouragement“ geschlossen und diese Personen wird zur Stillen Reserve gerechnet.

Diese direkten Schätzungen der Stillen Reserve haben den Vorteil, dass sie auf klar definierten Abgrenzungen beruhen. Soweit es der Stichprobenumfang erlaubt sind zudem beliebige Differenzierungen nach Subpopulationen möglich. Allerdings hängt der Umfang der Stillen Reserve von der gewählten Definition ab, die durchaus sehr unterschiedlich sein kann, wie die drei Beispiele zeigen. Vor allem ist der Zusammenhang mit der Arbeitsmarktlage nicht zwingend, denn diese wird für die Abgrenzung der Stillen Reserve nicht verwendet. Außerdem können Erwerbswünsche durchaus verdrängt werden. Holst/Spiess (2002) sprechen hier von einem „tiefen“ Discouragement.

Der alternative Ansatz zur Bestimmung der Stillen Reserve, der auch den hier vorgestellten Schätzungen zugrunde liegt, steht in einem engen Zusammenhang mit einem Forschungsstrang, der sich mit dem Problem des „discouraged worker“ (auch „hidden unemployment“) auseinandersetzt.² Mit dem Begriff „discouraged worker“ werden in der Literatur Arbeitskräfte bezeichnet, die sich nach einem Arbeitsplatzverlust - möglicherweise nicht sofort, sondern erst nach einiger Zeit - entmutigt vom Arbeitsmarkt zurückziehen (Fuchs 2002). Damit nimmt die Arbeitslosenzahl im konjunkturellen Abschwung nicht im gleichen Maße zu, wie die Zahl der Beschäftigten zurückgeht. Infolgedessen sinkt die Erwerbsquote³ bei einer sich eintrübenden Arbeitsmarktlage. Bessert sich die Lage, dann steigt mit sinkender Arbeitslosigkeit die Erwerbsquote wieder. Dies wird als „discouragement effect“ (DE) bezeichnet.

Es gibt auch Hinweise auf den umgekehrten Effekt: Nach der Zusatzarbeiter-Hypothese („added worker effect“, AWE) könnten in von Arbeitslosigkeit betroffenen Haushalten bislang nicht erwerbstätige Familienmitglieder gezwungen sein, einen Arbeitsplatz zu suchen und damit das Arbeitskräfteangebot zeitweise erhöhen (vgl. Lundberg 1985; Prieto-Rodríguez/Rodríguez-Gutiérrez 2000, 2003; Tano 1993). Der AWE erwies sich empirisch manchmal als unbedeutend (z.B. Maloney 1991). Dies könnte auch für Deutschland zutreffen, weil die traditionelle „Hausfrauenehe“ doch weitgehend abgelöst ist (Holst 2000: 35, 91ff.). Dagegen lässt sich z.B. für Japan ein starker AWE nachweisen (Kohara 2010). Es liegt möglicherweise an kulturellen Gründen, warum der AWE recht unterschiedlich eingeschätzt wird (Lenten 2000).

Es könnte auch sein, dass die Anpassung an eine sich ändernde Arbeitsmarktlage eher durch eine Erhöhung (Reduzierung) der Arbeitsstunden geschieht als durch die grundsätzliche Entscheidung zu partizipieren, d.h. Arbeit aufzunehmen, wenn der Partner arbeitslos wird (Benito/Saleheen 2013; Gong 2011; Kohara 2010).

Die Variabilität der Erwerbsbeteiligung in Abhängigkeit von der Arbeitsmarktleistung, beispielsweise der Arbeitslosenquote, macht sie einer regressionsanalytischen Methodik zugänglich. Entsprechende empirische Studien sind entweder mikrobasiert, d.h. sie untersuchen die Erwerbsbeteiligung auf der Einzelfallebene, oder makrobasiert, wobei die Arbeitsmarktvariabilität der Erwerbsquote zeitreihenökonomisch analysiert wird.

Viele mikrobasierte Ansätze schätzen Arbeitsangebotsfunktionen in die neben anderen Einflussgrößen auch Arbeitsmarktvariable integriert sind (z.B. Blundell/Ham/Meghir 1998; Prieto-Rodríguez/Rodríguez-Gutiérrez 2000, 2003). Teilweise geschieht das auf Haushaltsebene, insbesondere zur Bestimmung eines AWE (z.B. Kohara 2010; Lundberg 1985; Nakamura/Nakamura/Cullen 1979). Es gibt auch einzelne Studien, die die Arbeitsmarktübergänge modellieren (z.B. Parker/Skoufias 2004). Die mikrobasierten Ergebnisse sind uneinheitlich, aber tendenziell wird sowohl ein DE als auch ein AWE gefunden. Jedoch schätzen Mikroansätze ausschließlich die Stärke des Effekts, DE und/oder AWE, nicht aber den Umfang in Personen. Ein Grund dürfte die Schwierigkeit sein, die vielen erklärenden Variablen auf die Bevölkerung hochzurechnen.

² Siehe Holst (2000: 33f.) für eine Diskussion der Unterschiede zwischen „discouragement“ und „hidden unemployment“. Zur Vereinfachung folgen wir ihrem berechtigten Hinweis nicht und verwenden die Begriffe gegebenenfalls synonym.

³ Die Erwerbsquote misst die Erwerbsbeteiligung der Bevölkerung anhand der Zahl der Erwerbspersonen, also den Erwerbstätigen und Erwerbslosen. Im Text werden Begriffe Erwerbsbeteiligung, -neigung, -verhalten und Erwerbsquote weitgehend synonym verwendet.

Makroökonomische Studien modellieren mit Zeitreihen die Abhängigkeit der Erwerbsquote von anderen Variablen, mit besonderer Betonung der Arbeitsmarktlage (z.B. Agbola 2005, Fuchs 2014; Fuchs/Weber 2017, 2010, 2005a; Thon/Bach 1998). Allerdings ergibt sich bei diesem Ansatz nur der Nettoeffekt von DE und AWE. Je nach Vorzeichen des Arbeitsmarktindikators überwiegt dann der DE oder der AWE. Die wohl erste Studie dieser Art wurde 1966 von Dernburg/Strand veröffentlicht. Seitdem wurden viele Studien mit unterschiedlichen Spezifikationen für eine Vielzahl von Ländern publiziert, von denen hier einige ausgewählte kurz genannt werden.

Filatriau/Reynès (2012) sehen auf der Basis von kombinierten Zeitreihen- und Querschnittsdaten für 12 Länder der OECD Hinweise auf einen DE und einen AW, wobei die Ergebnisse nicht nur vom Geschlecht und Alter abhängen, sondern auch länderspezifisch sind. Dagegen fanden Chagny et al. (2001) für 18 europäische OECD-Länder eher einen DE – und möglicherweise Unterschiede aufgrund der zeitlichen Abgrenzung. O'Brien (2010) untersuchte das Erwerbsverhalten Älterer in 12 OECD-Ländern. Er fand einen klaren Hinweis auf einen DE und schlussfolgerte, dass eine sinkende Arbeitslosenquote die Erwerbsquote stärker erhöhte als ein steigendes Rentenalter.

Mit Daten für Schweden analysierte Österholm (2010) den langfristigen Zusammenhang zwischen Erwerbsbeteiligung und Arbeitslosigkeit. Auch ihre nach Geschlecht differenzierten Resultate bestätigten einen DE. Bei Tano (1993) ergab sich für die USA ein kausaler Effekt der sogenannten „secondary workers“ in Hinsicht auf die Beschäftigung von „prime-age male workers“, was als Bestätigung für einen AWE angesehen werden kann. Zugleich liegt nach Benati (2001) in den USA ein klarer DE vor. Für Großbritannien schätzten Briscoe/Wilson (1992) mit einem Fehlerkorrekturansatz alters- und geschlechtsspezifische Erwerbsquoten in Abhängigkeit von der gesamten Arbeitslosigkeit und der Langzeitarbeitslosigkeit. Sie stellten generell einen DE fest. Tachibanaki/Sakurai (1991) verwendeten die Arbeitsmarktvariable „Offene Stellen zu Arbeitslose“ und sehen für Japan einen starken DE, vor allem bei Frauen.

Auch für Deutschland liegen einige makroökonomische Schätzungen der Effekt vor.

Provenzano (2017) bestimmte für Deutschland den Umfang des DE und des AWE. Seinen Ergebnissen zufolge sind die Effekte spezifisch für Subpopulationen und im Auf- und Abschwung symmetrisch. Außerdem könnten die Arbeitsmarktreformen Mitte der 2000er Jahre (Hartz-Reformen) eine Rolle für die Stärke der Effekte spielen.

Fuchs/Weber (2017) zerlegten die Arbeitslosigkeit in eine Kurzzeit- und eine Langzeitarbeitslosigkeit, und prüften deren simultanen Effekt auf die Erwerbsbeteiligung. Sie fanden nach Alter und Geschlecht leicht unterschiedliche Ergebnisse, die darauf hindeuten, dass die Dauer der Arbeitslosigkeit sich auch darauf auswirken kann, ob ein DE oder ein AWE vorherrscht.

Zwischen den Mikro- und Makroansätzen bewegen sich regionale Studien, z.B. nach Kreisen oder Bundesländern. Ihr Vorteil ist, analog zu den bereits erwähnten länderübergreifenden Studien, eine viel größere Stichprobe als bei reinen Zeitreihenmodellen. In einer Studie auf der Ebene der deutschen Kreisregionen finden Blien/Hirschenauer (2020) einen negativen Zusammenhang zwischen der regionalen Arbeitslosenquote und der regionalen Erwerbsbeteiligung, also einen DE. Bestimmt durch Restriktionen in der Verfügbarkeit kleinräumiger Erwerbsquoten fiel die Wahl des Analysejahres auf das Zensusjahr 2011. Eine Replikation der Studie für weitere Jahre wäre

wünschenswert, ist jedoch schwierig, da nur der Zensus räumlich tief disaggregierte Erwerbsquoten bereitstellt und dies erst wieder für 2022 der Fall sein wird.

Alles in allem belegen die Studien, dass der DE bzw. AWE länderspezifisch ist (und möglicherweise auch zeitabhängig). Die Effekte können zudem nach Alter und Geschlecht unterschiedlich ausgeprägt sein. Es gibt auch nicht den einen Arbeitsmarktindikator, mit dem das Phänomen gemessen werden kann. Folgt man der Analyse von van Ham et al. (2001), dann besteht die Möglichkeit, dass bestimmte, von Arbeitslosigkeit besonders betroffene Personengruppen ihr Suchverhalten unterschiedlich ausrichten. Damit könnte es sinnvoll sein, beispielsweise die Arbeitslosigkeit von Frauen, Migranten, Jüngeren oder Älteren besonders in die Analyse einzubeziehen. In diese Richtung geht beispielsweise auch eine Analyse von Clark (2011) für den Einfluss der Jugendarbeitslosigkeit in England. Mit dem vorliegenden Bericht berücksichtigen wir diese Aspekte und schätzen die Stille Reserve für Gesamtdeutschland mit einem einheitlichen makroökonomischen Ansatz.

3 Modell und Daten

3.1 Operationalisierung der Stillen Reserve

Ein Teil der Stillen Reserve kann direkt aus dem Mikrozensus (MZ) gewonnen werden (siehe Infokasten 1: Mikrozensus). Wie in Kapitel 2 bereits erwähnt, weist das StBA die Arbeitsuchenden Nichterwerbspersonen (ASU) seit einigen Jahren als Stille Reserve A aus (Rengers 2016). Bei der vom IAB ausgewiesenen Stillen Reserve werden diese ASU zwar eingerechnet (vgl. Bauer et al. 2021), es ist jedoch die nachfolgend beschriebene Schätzung der Stillen Reserve nach dem IAB-Konzept für den Ausweis der gesamten Stillen Reserve erforderlich.

Infokasten 1: Mikrozensus

Der Mikrozensus (MZ) ist die wichtigste Datengrundlage der vorliegenden Analyse. Es handelt sich dabei um eine 1 Prozent-Zufallsstichprobe aller Haushalte in Deutschland, womit rund 1 Prozent der Bevölkerung (ca. 810.000 Personen) erreicht wird (StBA 2021). Im Rahmen des MZ werden entsprechend des international vereinbarten Labour-Force-Konzepts Daten zur Erwerbstätigkeit bzw. Erwerbslosigkeit erhoben. Bis 2004 wurde der MZ einmal jährlich im April erhoben, seit 2005 monatlich, mit der Folge, dass seitdem Jahresdurchschnitte bereitstehen.

Nach dem Labour Force-Konzept der Internationalen Arbeitsorganisation (International Labour Organisation, ILO) gilt als erwerbstätig, wer mindestens eine Stunde pro Woche gegen Entgelt arbeitet (Husmanns/Mehran/Verma 1990). Erwerbslose sind Personen ohne Arbeit, die sich aktiv um eine Arbeitsstelle bemühen, unabhängig davon, ob sie beim Arbeitsamt als Arbeitslose gemeldet sind. Sie müssen zudem sofort, d.h. innerhalb von zwei Wochen, für eine neue Tätigkeit verfügbar sein. Vor 2005 wendete das StBA das Kriterium der Verfügbarkeit lockerer an. Nicht sofort verfügbare arbeitsuchende Nichterwerbspersonen (ASU) wurden bis dahin zu den Erwerbslosen gezählt und waren somit Teil der Erwerbspersonen. Diese Verschärfung der Kriterien erfolgte, damit die Abgrenzung der Erwerbslosen im MZ besser mit den ILO-Kriterien

übereinstimmt (vgl. Rengers 2004). Die ASU entsprechen weitgehend der Stillen Reserve A des StBA (vgl. Rengers 2016).

Somit gibt es wesentliche Unterschiede zwischen der Erwerbslosigkeit nach ILO und der im Sozialgesetzbuch (SGB) III geregelten Arbeitslosigkeit: Arbeitslose können bis zu 15 Stunden pro Woche arbeiten und gelten trotzdem als arbeitslos. Darüber hinaus müssen Arbeitslose den Vermittlungsbemühungen der Agenturen für Arbeit zur Verfügung stehen und dort auch arbeitslos gemeldet sein. Die Zahl der Erwerbslosen liegt dementsprechend seit vielen Jahren deutlich unter der Arbeitslosenzahl. Das StBA (2019) schätzt für 2018 die Schnittmenge aus beiden Gruppen auf knapp eine Millionen Personen.

Infokasten 2: Eine Anmerkung zur Stillen Reserve in Maßnahmen

Das IAB unterteilt die Stille Reserve in die „Stille Reserve in Maßnahmen“ (SRM) und die „Stille Reserve im engeren Sinn“ (Bauer et al. 2021). Diese Aufteilung der Stillen Reserve erfolgt nachträglich, nachdem die Stille Reserve insgesamt, einschließlich der ASU, mit dem hier vorgestellten Verfahren geschätzt wurde. Obwohl die SRM relativ umfangreich ist, wird sie also nicht bei der Schätzung der Stillen Reserve eingesetzt. Die Gründe werden im Folgenden erläutert.

Zur SRM zählen Personen, die an Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik (im Weiteren Maßnahmen) der BA teilnehmen und deshalb in den Arbeitsmarktstatistiken der Bundesagentur für Arbeit erfasst werden. Sie sind weder beschäftigt noch als arbeitslos registriert. Typische Beispiele sind die berufliche Fort- und Weiterbildung, die Teilnahme an Sprachkursen, der Vorruhestand und ähnliche Maßnahmen. Die SRM ist durchaus quantitativ bedeutsam. Beispielsweise umfasste sie nach der Wiedervereinigung fast 1,7 Millionen nichtbeschäftigte und nichtarbeitslose Arbeitskräfte (Kaufmann/Hummel/Bach 2012). Inzwischen (2019) zählt die SRM etwa 700.000 Personen (Bauer et al. 2021).

Im Datensatz des MZ lassen sich die Maßnahmen nicht herausfiltern. So ist eine Nebentätigkeit von Maßnahmeteilnehmern nicht ausgeschlossen. Dann wären sie nach ILO-Kriterien erwerbstätig. Unklar ist zudem, wie ein Maßnahmeteilnehmer in der Befragungssituation des MZ antwortet, wenn der Erwerbsstatus abgefragt wird. Denkbar wäre bspw., dass ein Teilnehmer angibt, 1) keine Arbeit zu haben, 2) Arbeit zu suchen, aber – wegen der Maßnahme – 3) nicht sofort verfügbar zu sein. In diesem Fall wäre die Person nach ILO weder erwerbstätig noch erwerbslos.

Man sollte bedenken, dass die BA auch in sehr guten Arbeitsmarktlagen Maßnahmen wie Weiterbildung etc. anbietet. Bei den Älteren müsste zudem die mit dem Alter sinkende Erwerbsbeteiligung berücksichtigt werden, wenn aus den Statistikregistern der Vorruhestand für die Berechnung der Stillen Reserve herangezogen wird.

Alles in allem liefern die Maßnahmen Hinweis auf die Existenz einer größeren Stillen Reserve, aber die Quantitäten beinhalten auch einige Unsicherheiten. Direkt in die Schätzung der Stillen Reserve, als Teilgruppe, können die Maßnahmeteilnehmer keinesfalls einbezogen werden, denn die Daten sind nicht mit dem MZ kompatibel.

Das IAB präferiert seit langem einen Makroansatz zur Schätzung der Stillen Reserve. In Verbindung mit einer Annahme über den Wert der Arbeitsmarktindikatoren bei Vollbeschäftigung lässt sich

nicht nur der Nettoeffekt aus DE bzw. AWE messen, sondern auch der Umfang der Stillen Reserve bestimmen. Die Schätzung beruht auf folgender Idee:

Die Erwerbsquote a_{jt} sei eine Funktion des Arbeitsmarktindikators U und sonstiger Einflussfaktoren, die der Vektor Z zusammenfasst.

$$1) a_{jt} = 1 / (1 + \text{EXP} - (\beta_{j0} + \beta_{j1}Z_t + \gamma_j U_t))$$

a_{jt} (= Erwerbspersonen $_{jt}$ / Bevölkerung $_{jt}$) ist die Erwerbsquote einer Subpopulation im Jahr t

Z_t ist ein Regressor (oder ein Vektor von Regressoren), z. B. die Teilzeitquote, ein Trendglied etc.

U_t ist ein Regressor, der als Indikator der Arbeitsmarktkonjunktur dient, z. B. die Arbeitslosenquote oder die Relation „Offene Stellen in Relation zu den Beschäftigten“

β_0, β_1, γ sind die wahren, aber unbekanntenen Regressionsparameter

Auf der rechten Seite der Gleichung wurde der Index für die Subpopulation der Einfachheit halber weggelassen.

Der hier verwendete logistische Funktionstyp liegt vielen der bereits genannten Studien zum Discouragement zugrunde. Sein Vorteil gegenüber einem linearen Ansatz ist, dass er die natürlichen Grenzen einer Erwerbsquote, die zwischen Null und Eins liegen muss, einhält. Nachdem viele Erwerbsquoten bereits nahe der Obergrenze Eins liegen, müsste man andernfalls die geschätzten Werte in einigen Fällen nachträglich auf 100 Prozent stützen. Auch der Funktionsverlauf der logistischen Funktion ist ausgesprochen plausibel: Beginnend mit sehr geringen, sich steigernden Zuwächsen, ist sie in weiten Bereichen nahezu linear. Je mehr sie sich der Obergrenze nähert, umso schwächer wird der Zuwachs. Der Verlauf stimmt im Übrigen weitgehend mit der Verteilungsfunktion der Normalverteilung überein.

Die logistische Funktion lässt sich leicht umformen, so dass man die Regressoren, also die rechte Seite der Gleichung, in linearer Form erhält (Gleichung 2).

$$2) \ln a_{jt} / (1 - a_{jt}) = \beta_{j0} + \beta_{j1}Z_t + \gamma_j U_t = \text{logit } a_{jt}$$

Eine Regressionsschätzung für (2) liefert folgende Gleichung.

$$3) \text{logit } \hat{a}_{jt} = b_{j0} + b_{j1}Z_t + c_j U_t$$

Logit \hat{a}_{jt} ist das Logit der geschätzten effektiven Erwerbsquote. (Das Dach $\hat{}$ auf dem a kennzeichnet eine Schätzung.)

b_0, b_1 und c sind geschätzte Regressionsparameter.

Die Regressionsgleichung (3) wird für 40 nach soziodemografischen Merkmalen gebildete Subpopulationen (5er Altersgruppen von 15 bis 64 Jahre, Geschlecht, Deutsche/Ausländer) getrennt geschätzt.

Die Regressoren Z fangen sich ändernde Rahmenbedingungen auf. Darunter fallen der Einfluss des Rentenalters, die Lohnentwicklung usw. Dies entspricht der ursprünglichen Konzeption der Potenzialrechnung des IAB, ein um konjunkturelle Schwankungen bereinigtes Arbeitskräfteangebot zu berechnen (Thon 1986). Sofern es sich um trendmäßige Änderungen der Arbeitsmarktrahmenbedingungen handelt, können diese mit Trendgliedern in der Regressionsgleichung erfasst werden. Bedeutende, eventuell sogar nur zeitweise geltende bzw. wirkende Modifikationen in den Rahmenbedingungen werden mit Dummy-Variablen Rechnung modelliert.

Der Arbeitsmarktindikator U bildet die Schwankungen der effektiven Erwerbsquote ab, die auf Veränderungen der Arbeitsmarktlage zurückzuführen sind. Wie die oben genannte Literatur zeigt, können in die verschiedenen Schätzgleichungen durchaus unterschiedliche Arbeitsmarktindikatoren eingehen. Vorliegende Ergebnisse für Deutschland zeigen insbesondere Unterschiede nach Alter und Geschlecht (Fuchs/Weber 2017; Fuchs/Weber 2010, 2005a; Thon/Bach 1998).

Eine Verschlechterung der Arbeitsmarktlage drückt einerseits die effektiven Erwerbsquoten nach unten und geht bei Discouragement einher mit schlechteren Werten für den Arbeitsmarktindikator. Angenommen, der Arbeitsmarktindikator ist die Arbeitslosenquote, dann entspricht ein negativer Regressionsparameter von U einem „discouragement effect“. Beim AWE dreht sich die Wirkungsrichtung und der Parameter c wäre positiv. Auch wenn die Literatur keine völlig einheitlichen Ergebnisse für Deutschland erbrachte, erwarten wir eher einen DE als einen AWE (Fuchs/Weber 2017; Fuchs/Weber 2010, 2005a; Provenzano 2017).

Um mit Hilfe von Gleichung (3) die Stille Reserve zu schätzen, bedarf es folgender Überlegung: Im Falle einer (länger anhaltenden) Hochkonjunktur nähme der Arbeitsmarktindikator einen Wert an, den man als Vollbeschäftigungswert bezeichnen könnte. Wenn eine Gleichung beispielsweise die Arbeitslosenquote als Arbeitsmarktindikator enthält, dann wäre der Vollbeschäftigungswert eine extrem niedrige Arbeitslosenquote (z.B. Agbola 2005; Dernburg/Strand 1966; Thon/Bach 1998). Es sei U^v der Wert, den der Arbeitsmarktindikator U bei Vollbeschäftigung am Arbeitsmarkt annimmt. In Kapitel 3.3 wird die Festlegung von U^v diskutiert.

In Gleichung (3) ersetzt man den in einem Jahr t tatsächlich gemessenen Wert U_t durch seinen Vollbeschäftigungswert U^v . Dies entspricht einer Erwerbsquote unter Vollbeschäftigungsbedingungen \hat{a}_{jt}^v .

$$4) \text{ logit } \hat{a}_{jt} = b_{j0} + b_{j1} Z_t + c_j U_t^v$$

Der Schätzwert für die nach Subpopulationen differenzierte Stille Reserve-Quote r_{jt} ergibt sich aus der Differenz von Erwerbsquote mit Vollbeschäftigungswert aus (4) und geschätzter effektiver Erwerbsquote aus (3):

$$5) r_{jt} = \hat{a}_{jt}^v - \hat{a}_{jt}$$

Gleichung (5) ist zentral für das Verständnis, wie sich die Stille Reserve bildet. Der Umfang der Stillen Reserve ist eine Folge der Anspannung am Arbeitsmarkt, denn nur darin unterscheiden sich \hat{a}_{jt}^v und \hat{a}_{jt} . Inwieweit diese Abweichung zum Tragen kommt, wird außerdem vom geschätzten Regressionsparameter c bestimmt, der den Unterschied multipliziert. Wegen der nichtlinearen Regressionsfunktion ist der Effekt von c U bzw. $c U^v$ allerdings auch vom Niveau der übrigen Variablen abhängig (siehe Infokasten 3).⁴

⁴ Bei einem AWE ergäbe sich eine negative Stille Reserve.

Infokasten 3: Zur Interpretation des Koeffizienten der Arbeitsmarktindikatoren

Im Falle einer linearen Funktion, statt dem gewählten logistischen Ansatz, wird die Stille Reserve-Quote r_{jt} von mit dem Regressionsparameter c gewichteten Unterschied zwischen tatsächlicher Arbeitsmarktlage U_t und dessen Vollbeschäftigungswert U_t^v determiniert:

$$r_{jt} = \hat{a}_{jt}^v - \hat{a}_{jt} = (b_{j0} + b_{j1}Z_t + c_j U_t^v) - (b_{j0} + b_{j1}Z_t + c_j U_t) = c_j(U_t^v - U_t)$$

Je mehr U^v vom tatsächlichen Wert abweicht, umso höher ist die Stille Reserve. Den Parameter c kann man – bei einer linearen Funktion und sofern man vereinfachend für U^v den Wert Null annimmt – als eine Meldequote der Arbeitslosigkeit auffassen. Sie gibt an, zu welchem Prozentsatz sich Beschäftigungslose tatsächlich arbeitslos melden.

Die gesamte Stille Reserve R für ein Jahr t gewinnt man durch Hochrechnung der Stille Reserve-Quoten mit der Bevölkerung B_j und Summierung über alle Teilpopulationen j :

$$5) R_t = \sum r_{jt} B_{jt}$$

Durch Addition von statistisch gemessener Erwerbsquote und Stille Reserve-Quote ergeben sich sogenannte „Potenzialerwerbsquoten“ (Thon/Bach 1998: 12), die man als Vollbeschäftigungs-Erwerbsquoten auffassen kann. Sie geben die Höhe der Erwerbsbeteiligung an, wenn diese nicht durch die Arbeitslosigkeit (sei es der DE oder auch der AWE) beeinflusst wird.

3.2 Beschreibung der Daten

Für die anstehenden Schätzungen der Erwerbsquoten wird der MZ verwendet, der in Form von Sonderauswertungen vom StBA bereitgestellt wurde. Die Daten liegen differenziert nach Alter, Geschlecht und Nationalität (Deutsche/Ausländer⁵) vor. Mit rund 810.000 Befragten umfasst der MZ genügend Fälle, um auch mit tief strukturierten Daten verlässlich arbeiten zu können (Infokasten 1). Für Gesamtdeutschland liegt der MZ seit 1991 vor.

Wie bereits im Infokasten 1 erwähnt, waren die nicht sofort verfügbaren ASU bis 2001 als Teilmenge bei den Erwerbslosen enthalten. Für den Zeitraum vor 2002 lassen es die bereitstehenden Daten nicht zu, die ASU und die übrigen Erwerbslosen nachträglich zu trennen. Soweit die ASU extra ausgewiesen werden, also ab 2002, können sie jedoch zu den Erwerbslosen addiert werden. Somit lassen sich seit 1991 durchgehend Erwerbslosenquoten bilden, welche die ASU einschließen. Weil damit erheblich längere Zeitreihen verfügbar sind, haben wir uns entschieden, mit diesen Erwerbsquoten zu rechnen. Das bedeutet jedoch, dass man zur vorliegenden Schätzung der Stillen Reserve am Ende noch die ASU hinzurechnen sollte. Dies ist leicht möglich, da die ASU der Jahre 1991 bis 2001 im Aggregat bekannt sind.

Ein bekanntes Problem des MZ sind abweichende Erwerbstätigenzahlen gegenüber der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung. Das StBA ermittelt in seiner Erwerbstätigenrechnung regelmäßig deutlich höhere Werte als der MZ (für eine Übersicht siehe StBA, o.J.). Einer der Hauptgründe ist die im MZ untererfasste geringfügige Beschäftigung, vor allem von jüngeren und älteren Personen (Fuchs/Weber 2020; Körner/Marder-Puch 2015). Es lässt sich nicht ausschließen,

⁵ Die Bezeichnungen „Deutsche“ und „Nichtdeutsche“ respektive „Ausländerinnen und Ausländer“ beziehen sich auf die Staatsangehörigkeit; Eingebürgerte zählen zur deutschen Bevölkerung

dass die Untererfassung unabhängig von der Arbeitsmarktlage geschieht (Fuchs 2001). Die Erwerbsquoten wurden deshalb um die zu gering erfasste marginale Beschäftigung korrigiert, indem Daten der BA zur geringfügigen Beschäftigung dazu gespielt wurden. Das Korrekturverfahren wird bei Fuchs/Weber (2005a) beschrieben.

Aufgrund des gewählten Konzepts sind für die Modellierung der Stillen Reserve die wichtigsten erklärenden Variablen Indikatoren der Arbeitsmarktlage, z.B. die Arbeitslosenquote. Neben der allgemeinen Arbeitslosenquote wurden mehrere gruppenspezifische Quoten herangezogen: für Frauen, Männer, Ausländer und Jugendliche (Tabelle 1). Damit wird zum einen eine Signalwirkung der generellen Arbeitslosenquote berücksichtigt, denn sie ist in Deutschland sicherlich der in der Öffentlichkeit am meisten beachtete Indikator für die Arbeitsmarktlage. Zum anderen dürfte die persönliche Betroffenheit eine größere Rolle beim Erwerbsverhalten spielen. Wenn man zu einer Gruppe mit einer überdurchschnittlich hohen (niedrigen) Arbeitslosigkeit gehört, dann könnte sich das auf das Erwerbsverhalten auswirken (Van Ham/Mulder/Hooimeijer 2001). Da die Arbeitslosigkeit in den genannten Personengruppen recht verschieden sein kann, sollten die spezifischen Arbeitslosenquoten eine wichtige Rolle spielen. Tabelle 1 gibt einen Überblick hierzu. Der Auswahl liegen frühere Erfahrungen für Deutschland (Fuchs/Weber 2010, 2005a; Thon/Bach 1998) sowie Ideen aus der Literatur zugrunde. Die Arbeitslosenquoten sind der Arbeitsmarktstatistik der BA entnommen.

Tabelle 1: Übersicht Arbeitsmarktindikatoren

Variable	Abgrenzung	Quellen**
U1	Arbeitslosenquote bezogen auf abhängige zivile Erwerbspersonen	Arbeitsmarktstatistik der BA
U2	Arbeitslosenquote Frauen	Arbeitsmarktstatistik der BA
U3	Arbeitslosenquote Männer	Arbeitsmarktstatistik der BA
U4	Arbeitslosenquote Jüngerer (unter 20)	Arbeitsmarktstatistik der BA
U5	Arbeitslosenquote Ausländer	Arbeitsmarktstatistik der BA
U6	Maßnahmeteilnehmer* bezogen auf sozialversicherungspflichtig Beschäftigte	Arbeitsmarktstatistik der BA; Bauer et al. 2021
U7	Offene Stellen bezogen auf Arbeitnehmer	Arbeitsmarktstatistik der BA, StBA (VGR)

*Maßnahmeteilnehmer: Teilnehmer an Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik außerhalb von Beschäftigung.

**Siehe auch Anhang A1.

Wir greifen ein wenig vor: Die Arbeitslosenquoten U3 (Männer) und U4 (Jugendliche) fanden keinen Eingang in die Schätzgleichungen. Kapitel 5.2 liefert eine nähere Begründung. Nachdem der Einfluss von U3 und U4 aber getestet wurde, wird diese Information hier gegeben. Im Weiteren wird auf sie nicht mehr eingegangen.

Quelle: Eigene Darstellung.

Eine bedeutsame Rolle für die Entwicklung und das Ausmaß der registrierten Arbeitslosigkeit spielen Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik. Die Statistik der BA erfasst verschiedene Maßnahmen, bei denen die Teilnehmer weder arbeitslos noch beschäftigt sind (siehe Infokasten 2).⁶ Vom IAB wird diese Gruppe als Stille Reserve in Maßnahmen bezeichnet (Bauer et al. 2021). Die

⁶ In den neuen Ländern wurden 1990/1991 mit dem Vorruhestandsgeld Ost und dem Altersübergangsgeld zwei Programme aufgelegt, die von vielen älteren Männern und Frauen in Anspruch genommen wurden. In der Folge haben sich die Erwerbsquoten Älterer in den neuen Ländern Anfang der 1990er Jahre zeitweise halbiert.

hier verwendete Variable bezieht die Zahl der Maßnahmeteilnehmer auf die sozialversicherungspflichtig Beschäftigten. Sie wurde bereits erfolgreich für kurzfristige Prognosen verwendet (Bauer et. al. 2021; Fuchs/Weber 2007).

Auch die Zahl der offenen Stellen ist für das Erwerbsverhalten relevant (Fuchs/Weber 2005a; Tachibanaki/Sakurai 1991; Thon/Bach 1998). Wir bildeten dazu eine Variable, die die bei der BA gemeldeten offenen Stellen auf die Zahl der Arbeitnehmer bezieht.

Als Kovariate werden neben Trendvariablen mehrere inhaltlich interpretierbare Einflussgrößen berücksichtigt. Aus der mikroökonomisch orientierten Forschung sind eine Vielzahl potentieller Einflüsse auf das Erwerbsverhalten, u.a. Löhne, Bildung, Kinder(betreuung), Renteneintrittsalter bekannt. Die mikroökonomischen Zusammenhänge sind allerdings nicht unbedingt immer auf die makroökonomischen Verhältnisse übertragbar (Nakamura/Nakamura/Cullen 1979). Dies zeigen empirische Studien, die makroökonomisch angelegt sind. Beispielsweise schätzten Briscoe/Wilson (1992) alters- und geschlechtsspezifische Erwerbsquoten für Großbritannien. Der Lohnsatz war nur in 6 von 18 Fällen (9 Altersgruppen, männlich/weiblich) signifikant. Ein vergleichbares Ergebnis findet man bei Fuchs/Weber (2017) für Deutschland. Insofern ist es eine empirische Frage, welche Regressoren in eine Gleichung aufgenommen werden (siehe Tabelle 2).

Für alle Variablen sind Daten für den Zeitraum 1991 bis 2019 verfügbar, also der Zeit nach der Wiedervereinigung.

Tabelle 2: Übersicht Kovariate

Variable	Beschreibung	Quellen**
V1_PT	Teilzeitquote Frauen	Wanger 2020
V2_wages	deflationierte Nettolöhne; 2015=100	StBA (Löhne, Preise)
V3_TFR_G V4_TFR_F	Geburtenziffer (TFR) Deutsche Frauen (G), Ausländerinnen (F)	StBA (Geburtenziffern)
V5_Edu_m20 V6_Edu_m25 V7_Edu_f20 V8_Edu_f25	Studenten/Bevölkerung nach Altersgruppen (20-24, 25-29) und Geschlecht	StBA (Hochschule; Bevölkerungsfortschreibung)
V9_ret_m, V10_ret_f	durchschnittliches Rentenzugangsalter (Männer/Frauen)	Statistik der Deutschen Rentenversicherung
V12_cg25 V13_cg30 V14_cg35 V15_cg40	Betreuungsindikator; Frauen im Alter X zu Kinder unter 6 Jahre Deutsche Frauen im Alter 25-29 / Kinder unter 6 Jahre Deutsche Frauen im Alter 30-34 / Kinder unter 6 Jahre Deutsche Frauen im Alter 35-39 / Kinder unter 6 Jahre Deutsche Frauen im Alter 40-44 / Kinder unter 6 Jahre	StBA (Bevölkerungsfortschreibung)
V16_cf25 V17_cf30 V18_cf35 V19_cf40	Ausländerinnen im Alter 25-29 / Kinder unter 6 Jahre Ausländerinnen im Alter 30-34 / Kinder unter 6 Jahre Ausländerinnen im Alter 35-39 / Kinder unter 6 Jahre Ausländerinnen im Alter 40-44 / Kinder unter 6 Jahre	

**Siehe auch Anhang A1.

Quelle: Eigene Darstellung.

3.3 Vollbeschäftigungswerte der Arbeitsmarktindikatoren

Die Stille Reserve bzw. die auf die Bevölkerung bezogene Stille Reserve-Quote wurde definiert als die Differenz einer unter Vollbeschäftigungsbedingungen sich einstellenden Erwerbsquote und

der effektiven, d.h. beobachteten Erwerbsquote. Die Vollbeschäftigungs-Erwerbsquote ergibt sich, indem man in die geschätzte Gleichung der Erwerbsquote für den Arbeitsmarktindikator anstelle des tatsächlichen Wertes U einen Vollbeschäftigungswert U^v einsetzt.⁷

Der Umfang der Stillen Reserve hängt somit davon ab, welchen Wert man für die jeweiligen Arbeitsmarktindikatoren als Vollbeschäftigungswert einsetzt. Die Festlegung dieser Werte für die verschiedenen Arbeitsmarktindikatoren ist das zentral zu lösende Problem dieses Ansatzes.

Thon/Bach (1998) haben sich bei ihrer Wahl ihrer Vollbeschäftigungswerte für Westdeutschland noch an den Werten aus den frühen 1970er Jahren orientiert, obwohl es in den 1960er Jahren durchaus noch bessere Werte gab. In der internationalen Literatur findet man vergleichbare Ansätze. In einer Schätzung für einige OECD-Länder nahm Agbola (2005) einen einheitlichen Vollbeschäftigungswert von zwei Prozent an. Chagny et al. (2001) haben für die EU-15 Länder auf die Erwerbsquoten 3,5 Prozent aufgeschlagen und betrachten dies als „... upper limit for hidden unemployment ...“. Tachibanaki/Sakurai (1991) gingen für die Variable „Offene Stellen zu Arbeitslose“ von einer Relation von Eins als Vollbeschäftigungswert aus. Solche willkürlichen Setzungen wurden schon früh kritisiert (Mincer 1973). Vollbeschäftigung, so wird wohl zu Recht entgegnet, dürfte heute sicherlich mit einer höheren Arbeitslosenquote verbunden sein, als vor 30 Jahren. Das hat mit strukturellen und institutionellen Aspekten zu tun und darauf deuten auch die Entwicklungstendenzen einiger Indikatoren hin, z.B. der NAIRU (siehe z.B. Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung 2017: 122). Vor dem Hintergrund einer Analyse der Zu- und Abgangsraten in und aus Arbeitslosigkeit und einer Regionalanalyse kommt Weber (2014) für Deutschland aber immer noch zu einer Arbeitslosenquote von 2 bis 3 Prozent bei der man von Vollbeschäftigung sprechen könnte.

Ein Indikator für die Höhe des möglichen Vollbeschäftigungswertes wird in der vorliegenden Schätzung aus einem Regionalvergleich gewonnen. Dieses „Benchmark-Verfahren“ lehnt sich eng an Armstrong (1999) an. Für die Entwicklung der regionalen Arbeitslosigkeit spielen viele Faktoren eine Rolle - angebotsseitige wie nachfrageseitige. Die regionale Arbeitslosigkeit kann deshalb aus völlig unterschiedlichen Gründen sehr differieren und Regionen werden nicht „repräsentativ“ sein. Jedoch zeigt die regional niedrigste Arbeitslosenquote was bei weitgehend gleichen gesellschaftlichen, rechtlichen und tariflichen Rahmenbedingungen möglich ist.

Fuchs/Weber (2005a) haben deshalb westdeutsche Daten auf Kreisebene ausgewertet. Allerdings lagen keine regionalisierten Daten für die spezifischen Arbeitslosenquoten (Frauen etc.) vor. Diese wurden auf der Basis des Zusammenhangs mit der allgemeinen Arbeitslosenquote geschätzt. Für Gesamtdeutschland legten wir diesmal deshalb ein Verfahren zugrunde, das auf den Daten für die Bundesländer beruht, denn für die spezifischen Arbeitsmarktindikatoren gibt es aus der Arbeitsmarktstatistik der BA respektive vom StBA entsprechende Daten.

Das von Armstrong (1999) angeregte Benchmark-Verfahren wird hier so umgesetzt, dass der über alle Bundesländer niedrigste Wert eines Indikators als Benchmark angenommen wird. Eine einzelne Region wird sich jedoch nicht völlig von den Bedingungen der umgebenden regionalen Arbeitsmärkte abkoppeln können (Möller/Aldashev 2006). Wenn in der näheren Umgebung die

⁷ Dernburg/Strand (1966) haben in ihrem grundlegenden Beitrag den Begriff „full employment“ geprägt, der für den vorliegenden Beitrag übernommen wird. Dies ist eine sprachliche Vereinfachung, denn tatsächlich gibt es auch bei dem hier angesetzten Vollbeschäftigungswert Arbeitslosigkeit. Allerdings sinkt die Stille Reserve erst auf Null, wenn die Arbeitslosigkeit ihren Vollbeschäftigungswert erreicht hat. Vollbeschäftigung entspricht also einer Stillen Reserve von Null.

Beschäftigungslage schlecht ist, zieht eine gute Region Arbeitskräfte an, die dann mit den Ortsansässigen dieser Region um Arbeitsplätze konkurrieren. Durch diesen Sog-Effekt steigt die Arbeitslosenquote in der guten Region. Deshalb wurde für den Vollbeschäftigungswert ein geringfügig niedriger Benchmark als das beobachtete Minimum angesetzt. Allerdings könnten auf Kreisebene Arbeitslosenquoten unter diesem Benchmark liegen. Insofern dürfte die vorliegende Schätzung der Stillen Reserve eher konservativ sein.

Tabelle 3 stellt die Werte für alle Indikatoren für ausgewählte Jahre dar. Den Benchmark liefern regelmäßig Bayern bzw. Baden-Württemberg. Eine Ausnahme gilt für die Vakanzquote (U7), wo seit 2012 Thüringen den „Best-Wert“ ausweist.

Zwischen 1991 und 2004 wurde der für 1991 ermittelte Benchmark beibehalten. Der starke Anstieg der Arbeitslosigkeit im Zuge der Hartz-Reformen dürfte nach Fuchs (2014) dazu geführt haben, dass viele vorher dem Arbeitsmarkt fernstehende Personen damals als arbeitslos registriert wurden. Entsprechend hat sich die Arbeitslosigkeit erhöht. Dies erkennt man beim Vergleich der Zahlen von 2004 und 2005. Danach normalisierte sich die Lage, die Arbeitslosenquoten sanken nach 2005 (Klinger/Rothe 2012). Entsprechend dem Verfahren von Fuchs/Weber (2010) wurden die Benchmarks von U1 und U2 im Jahr 2005 deshalb zunächst um einen Prozentpunkt angehoben. Der Vollbeschäftigungswert der Arbeitslosenquote der Ausländer (U5) wurde angesichts des merklich stärkeren Sprungs etwas mehr nach oben korrigiert. Für die Zeit danach wurde angenommen, dass der Benchmark im Zuge der guten Arbeitsmarktkonjunktur wieder sinkt, was mit einem prozentual gleichbleibenden Absinken modelliert wurde. Der Benchmark in 2018 unterschreitet teilweise sogar den entsprechenden Wert aus 1991.

Tabelle 3: Vollbeschäftigungswerte

Best-Werte und VB-Werte		U1	U2	U5	U6	U7
		Allgemeine Arbeitslosenquot e	Frauen	Ausländer	Maßnahmeteil- nehmer	Offene Stellen
BY/BW	1991	3,7	4,3	6,6	3,4	3,92
VB	1991	3,5	4,0	6,6	0,45	2,75
BY/BW	2004	7,9	6,6	13,9	1,7	1,82
VB	2004	3,5	4,0	6,6	0,45	2,75
BY/BW	2005	8,9	8,0	16,7	1,4	1,65
VB	2005	4,5	5,0	8,6	0,45	2,75
BY/BW	2018	3,2	3,0	7,6	1,8	4,18 (TH)
VB	2018	3,2	3,0	7,6	0,45	2,75

BY/BW Bayern/Baden-Württemberg; VB ist der Vollbeschäftigungswert, der den Schätzungen zugrunde gelegt wurde. Bei U7 stammt der VB-Wert 2018 aus Thüringen (TH).

U1 Arbeitslose bezogen auf abhängige zivile Erwerbspersonen; U2 Arbeitslosenquote der Frauen, U5 Arbeitslosenquote der Ausländer, U6 Maßnahmeteilnehmer bezogen auf sozialversicherungspflichtig Beschäftigte; U7 Offene Stellen bezogen auf alle Arbeitnehmer.

Nachdem die Arbeitslosenquoten U3 (Männer) und U4 (Jugendliche) in keine Gleichung eingehen (vgl. Begründung in Kap. 5.2), werden sie hier und auch später nicht mehr aufgeführt.

Quelle: Eigene Berechnungen.

4 Schätzung der Erwerbsquoten

Zur Schätzung der Erwerbsquoten wurden getrennt nach Altersgruppen, Geschlecht und Nationalität Regressionsbeziehungen gesucht, die den üblichen statistischen Kriterien entsprechen, zugleich inhaltlich zu interpretieren sind und – ein wesentlicher Aspekt – mindestens einen Arbeitsmarktindikator einbeziehen. Die Schätzungen erfolgten mit EViews 10.⁸

4.1 Tests auf Stationarität der Zeitreihen

Abhängige Variable war das Logit der Erwerbsquote. Die Zeitreihen der Logits der Erwerbsquoten, der Arbeitsmarktindikatoren und der sonstigen Regressoren wurden mit dem Augmented Dickey-Fuller-Test (ADF) zunächst auf Stationarität untersucht. In einigen Fällen war zwar der ADF nicht signifikant, aber da es Hinweise auf Trendbrüche gibt, wurde in diesen Fällen entsprechend getestet. Alle Zeitreihen sind stationär, wenn man Trendbrüche berücksichtigt. Der Anhang A2 enthält die relevanten Statistiken.

Vielleicht etwas überraschend ist, dass auch die Arbeitslosenquoten stationär sind. Wie aus Tabelle 4 ersichtlich, sind sie trendstationär mit einem Bruch im Jahr 2004. Diese Ergebnisse gleichen damit denen von Fuchs/Weber (2017), die für Westdeutschland die Arbeitslosigkeit nach Kurz- und Langzeitarbeitslosigkeit unterteilten und getrennt nach Alter und Geschlecht testeten. Auch sie fanden in den meisten Fällen Anzeichen für einen Trendbruch, den wahrscheinlich die Hartz-Reformen verursacht hatten.

Tabelle 4: ADF-Test auf Stationarität der Arbeitsmarktvariablen

	t-Statistik	Sign.	Modell
U1 (Allgemeine Arbeitslosenquote)	-6.639	<0.01	t br(2004)
U2 (Arbeitslosenquote Frauen)	-7.412	<0.01	t br(2004)
U5 (Arbeitslosenquote Ausländer)	-8.013	<0.01	t br(2004)
U6 (Maßnahmeteilnehmer / soz.vers.pfl. Beschäftigte)	-5.836	0.001	c
U7 (Offene Stellen / Arbeitnehmer)	-4.555	0.025	t br(2013)

Beim ADF-Test muss berücksichtigt werden, ob die Daten einem Trend folgen. Auf der Basis der t-Werte wird entschieden, welches Modell zugrunde zu legen ist. Wir folgen dabei den Empfehlungen von Enders (1995).

Abkürzungen beim Modell: nc = no constant; c = constant; t = constant + trend, br(tttt) = Break im Jahr tttt

Quelle: Eigene Berechnungen.

4.2 Zusammenfassung der Schätzungen

Bei der Auswahl der Regressoren wurden neben den üblichen statistischen Kriterien (t-Statistik bzw. Signifikanz) auch auf inhaltliche Aspekte geachtet. Ein Regressor sollte sinnvoll interpretierbar sein, plausible Resultate ergeben und andere statistische Kriterien nicht erheblich

⁸ Die im Text genannten Schätz- und Teststatistiken werden nicht weiter mit Literatur belegt. Man findet die entsprechenden Stellen in der Hilfefunktion von EViews. Dort steht auch, wie das Programm den Test konkret umsetzt.

verschlechtern (wie das Informationskriterium für die Gleichung usw.). Dabei wurde auch der in EViews implementierte RESET (Regression Specification Error Test) von Ramsey herangezogen, der auf „omitted“ Variable und somit den Funktionsverlauf testet.

Bei allen Gleichungen wurde untersucht, ob die statistischen Voraussetzungen erfüllt sind. Sofern das Korrelogramm oder der Breusch-Godfrey LM-Test Anzeichen auf Autokorrelation zeigten, wurde mit robusten Standardfehlern (Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance, HAC) geschätzt. Analog wurde bei Heteroskedastie vorgegangen. Für den Test auf Normalverteilung wurde die Jarque-Bera Statistik herangezogen. Nachdem diese in keinem einzigen Fall signifikant war, dürfen wir bei allen Gleichungen von normalverteilten Residuen ausgehen.

Da die Erwerbslosen (nach ILO) Teil der Erwerbsquote sind und auf der rechten Seite der Gleichung die Arbeitslosenquote (nach SGB) steht, sind Bedenken wegen der Kausalitätsrichtung möglich, denn die Arbeitslosenquote könnte die Erwerbsquote beeinflussen, aber mit der Erwerbsquote könnte auch die Arbeitslosenquote steigen.⁹ Ein Lag bei der Arbeitslosenquote dämmt dieses Kausalitätsproblem ein. Auch inhaltlich ist der Lag zudem gut begründbar, denn in vielen Fällen bestehen bei Eintritt der Arbeitslosigkeit Leistungsansprüche. Ein Rückzug vom Arbeitsmarkt ist somit erst nach einer gewissen Verzögerung rational. Bei den Variablen U6 und U7 dürfte sich die Kausalitätsfrage nicht stellen. Ein in den Gleichungen statistisch signifikanter Lag ist in diesen Fällen ein empirisches Ergebnis.

Aufgrund früherer Erfahrungen für Westdeutschland ist eher ein DE als ein AWE zu erwarten. Die Regressionskoeffizienten der Arbeitslosenquoten wären in diesem Fall negativ. Positive Koeffizienten entsprächen einem AWE. Lediglich bei den Variablen U6 und U7 ist ein AWE kaum denkbar. Eine höhere Zahl an Maßnahmen (U6) sollte die Erwerbsquote prinzipiell senken. Ebenso wenig dürfte eine steigende Offene Stellen-Quote die Erwerbsbeteiligung senken, d.h. der Koeffizient von U7 sollte immer positiv sein.

Die Arbeitslosenquoten der Männer (U3) und der Jugendlichen (U4) gingen letztendlich in keine Schätzgleichung ein, weil andere Arbeitslosenvariable statistisch betrachtet geeigneter waren. Aus wissenschaftlicher Sicht halten wir es für wichtig, darüber zu informieren, dass diese Variablen gebildet und getestet wurden.

EViews testet die Signifikanz der Regressoren zweiseitig. Der zweiseitige Test für die Arbeitslosenvariablen U1 bis U5 bedeutet, dass man sowohl einen DE als auch einen AWE für möglich hält. Würde man – wie es große Teile der Literatur und frühere Schätzungen am IAB nahelegen – nur einen DE erwarten, sollte man einseitig testen. In diesem Fall wäre das ausgewiesene Signifikanzniveau zu halbieren. Um robuste Aussagen zu treffen, argumentieren wir im Text auf Basis des zweiseitigen Tests, wobei alle Regressionskoeffizienten auch beim zweiseitigen Test zumindest auf dem 10 Prozent-Niveau signifikant sind. Im Übrigen wurde für alle Subgruppen ein DE gefunden.

⁹ Wir schätzen dieses Kausalitätsproblem als eher gering ein. Erstens sind die Erwerbslosen im MZ und die Arbeitslosen nach SGB völlig anders definiert. Somit ist die Zahl der Arbeitslosen viel höher als die der Erwerbslosen und beide Gruppen überschneiden sich im Aggregat nur zu etwa 60 Prozent (siehe Infokasten 1). Zweitens sind in der vorliegenden Analyse die Erwerbsquoten einer Subpopulation sehr viel enger abgegrenzt als die Arbeitslosenquoten, nämlich nach Alter und Geschlecht vs. Alter oder Geschlecht respektive ganz ohne Unterteilung.

Die gleichen Argumente gelten für die sonstigen Regressoren. Von den Regressoren V1 bis V19 fanden allerdings nur wenige Eingang in die Gleichungen. Konkret waren das die Variablen Löhne (V2), TFR Ausländerinnen (V4), Studentinnenanteil unter den 20-24-jährigen Frauen (V7), durchschnittliches Rentenzugangsalter (V9) und die Kinderbetreuungsindikatoren (V17 bis V19). Zumeist dürfte die zu erwartende Wirkungsrichtung a priori gegeben sein. Lediglich bei V2 ist das nicht zwingend (Einkommens- vs. Substitutionseffekt). Für Westdeutschland fanden Fuchs/Weber (2017) tatsächlich positive und negative Regressionskoeffizienten für den Lohnsatz.

Alle Ergebnisse der 40 Subgruppen sind im Anhang zusammengestellt (Tabelle A3). Um die Vorgehensweise bei den Schätzungen zu zeigen, werden im Folgenden die Ergebnisse für einige ausgewählte Gruppen exemplarisch diskutiert.

4.3 Ausgewählte Ergebnisse für einzelne Subpopulationen

Für eine eingehendere Darstellung wurden die Ergebnissen für vier Gruppen ausgewählt: die 40- bis 44-jährigen deutschen Frauen, die 35- bis 39-jährigen Ausländerinnen, die 60- bis 64-jährigen deutschen Männer und die 25- bis 29-jährigen Ausländer. Mit dieser Auswahl sollen vor allem die Auswahl und Interpretation der Variablen erläutert werden.

Für die 40- bis 44-jährigen deutschen Frauen lieferte EViews folgende Schätzung (Tabelle 5): Als Arbeitsmarktindikator enthält die Gleichung die Arbeitslosenquote der Frauen (U2) mit einem Lag von einer Periode. Das negative Vorzeichen des Koeffizienten lässt auf den erwarteten DE schließen.

Die Erwerbsquoten folgen vermutlich selten unmittelbar Änderungen in den Einflussgrößen. Mit einer einfachen dynamischen Modellierung, die den zeitverzögerten Regressanden (LGAFG40(-1)) auf der rechten Seite der Gleichung enthält, lässt sich der Effekt modellieren. Außerdem reduziert sich damit normalerweise die Autokorrelation. Im vorliegenden Fall war der von EViews berechnete Breusch-Godfrey LM-Test auf Autokorrelation allerdings signifikant. Deshalb wurde mit robusten Standardfehlern gerechnet (Newey-West-HAC).

Die Variable D2005 ist eine 0-1-Dummy-Variable, die ab dem Jahr 2005 den Wert Eins annimmt. Sie trägt dem Einfluss der Hartz-Reformen Rechnung. Generell gab es viele Sondereinflüsse auf die Zeitreihen, die entweder Dummy-Variablen, Trendbruch-Variablen oder einmalige Impacts (bei Ausreißern der Residuen) in den Gleichungen erforderten.

Tabelle 5: Schätzergebnis für die 40-44-jährigen deutschen Frauen

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.249906	0.090701	2.755270	0.0110
D2005	-0.042022	0.024037	-1.748223	0.0932
LGAFG40(-1)	0.943280	0.045825	20.58420	0.0000
U2(-1)	-0.009427	0.004080	-2.310458	0.0298
R-squared	0.944352	Mean dependent var		1.855512
Adjusted R-squared	0.937396	S.D. dependent var		0.226537
S.E. of regression	0.056681	Akaike info criterion		-2.771189
Sum squared resid	0.077106	Schwarz criterion		-2.580874
Log likelihood	42.79664	Hannan-Quinn criter.		-2.713007
F-statistic	135.7616	Durbin-Watson stat		2.828949
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		375.3575
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFG40

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

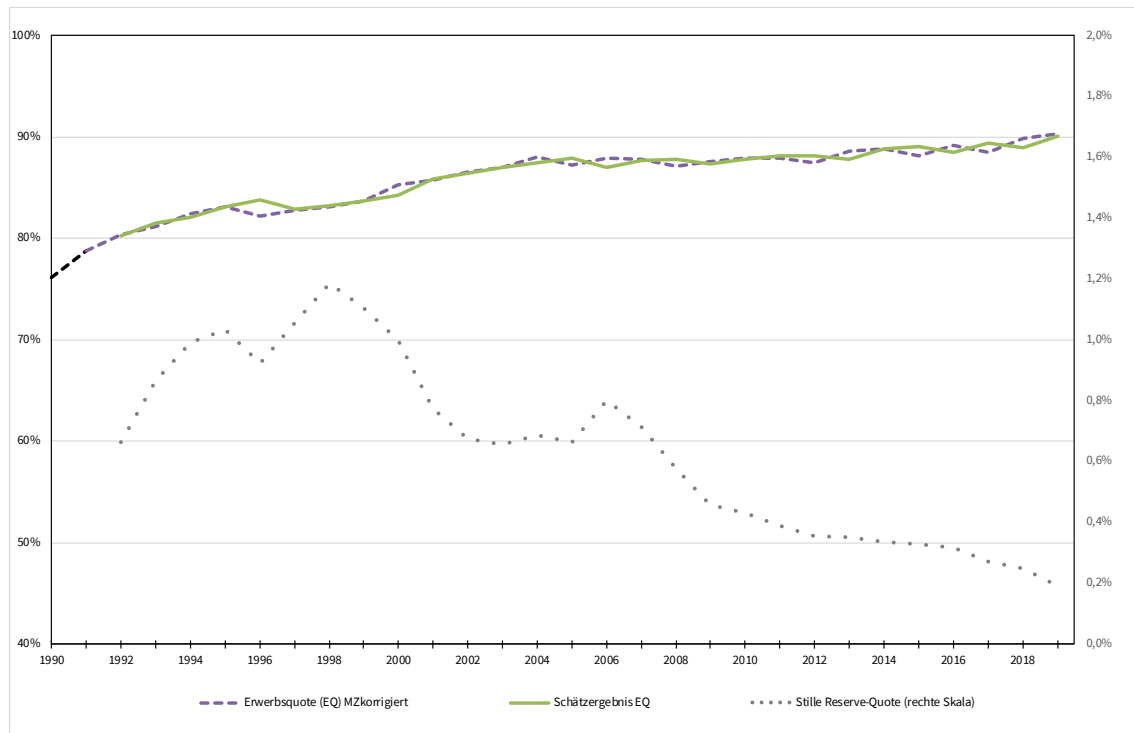
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed)

Quelle: Eigene Berechnungen mit EViews.

Die Erwerbsquote der 40-44-jährigen deutschen Frauen ist seit 1991 kontinuierlich gestiegen (Abbildung 1). Kurzzeitig gab es ein paar kleinere Rückgänge, am stärksten 1996 und 2005. Der Anteil der Stille Reserve an der Bevölkerung, die Stille Reserve-Quote war vor allem in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung sowie um das Jahr 2005, zum Zeitpunkt der Hartz-Reformen, vergleichsweise hoch. Ansonsten ist die Quote seit längerem deutlich im Sinken. Mittlerweile (2019) liegt die Stille Reserve-Quote unter 0,2 Prozent.

Abbildung 1: Erwerbsquote und Stille Reserve der 40-44-jährigen deutschen Frauen

1991-2019, in Prozent der betroffenen Bevölkerung, linke Skala Erwerbsquote (EQ), rechte Skala Stille Reserve-Quote



Quelle: Eigene Berechnungen.

Die Schätzung für die 35- bis 39-jährigen Ausländerinnen steht in Tabelle 6. Als Arbeitsmarktindikator enthält die Gleichung die Variable Maßnahmeteilnehmer (V6). Diese Variable war bei vielen Gruppen, insbesondere bei den Frauen, am besten zur Schätzung der Stillen Reserve geeignet. Anders als bei den Arbeitslosenquoten sehen wir bei U6 kein Kausalitätsproblem, weil die Maßnahmeteilnehmer kaum bei den Erwerbslosen (oder den Erwerbstätigen) enthalten sein dürften. Insofern ist kein Lag notwendig. Er erwies sich bei dieser Gleichung aber als sinnvoll. Außerdem ist zu erwarten, dass eine Zunahme der Maßnahmen die Erwerbsbeteiligung tendenziell senkt. Insofern war ein negatives Vorzeichen für den Regressionsparameter von U6 zu erwarten. Für den einseitigen Test muss man das angegebene Signifikanzniveau noch halbieren. Damit ist U6 auf dem 5%-Niveau statistisch signifikant.

Der Zeittrend (LNT) verändert sich mit dem Jahr 2000, weshalb eine Variable DTB2000 eingefügt wurde, die diesen Trendbruch ab dem Jahr 2000 modelliert. V18 bildet die Betreuungsrelation (Frauen in der Altersgruppe 35 bis 39/ Kinder unter 6 Jahre) ab; je günstiger, umso höher ist die Erwerbsbeteiligung. In die Gleichungen für die nichtdeutschen Frauen mittleren Alters geht in allen Fällen dieser Betreuungsindikator ein. Dies ist bei den deutschen Frauen nicht der Fall. Möglicherweise spiegelt sich hier eine unterschiedliche Inanspruchnahme von Kinderbetreuungseinrichtungen wider.

Tabelle 6: Schätzergebnis für die 35-39-jährigen Ausländerinnen

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	583.1837	119.4504	4.882224	0.0001
LNT	-76.69592	15.71464	-4.880541	0.0001
DTB2000	0.051128	0.008679	5.891107	0.0000
V18_CF35	0.156808	0.019188	8.172391	0.0000
U6(-1)	-0.029455	0.015196	-1.938400	0.0649
R-squared	0.874932	Mean dependent var		0.471878
Adjusted R-squared	0.853181	S.D. dependent var		0.138600
S.E. of regression	0.053107	Akaike info criterion		-2.872571
Sum squared resid	0.064869	Schwarz criterion		-2.634677
Log likelihood	45.21599	Hannan-Quinn criter.		-2.799844
F-statistic	40.22486	Durbin-Watson stat		1.733678
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		43.82721
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFF35

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed

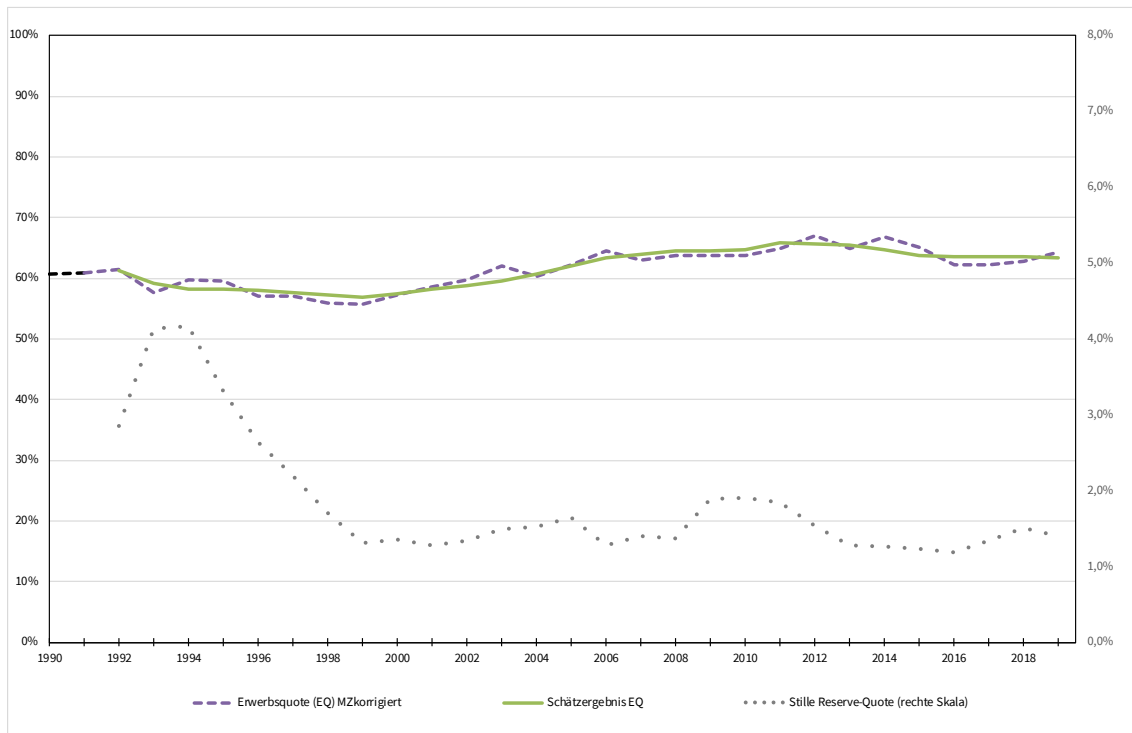
Quelle: Eigene Berechnungen mit EViews.

Aus Abbildung 2 ist ein relativ volatiler Verlauf der Erwerbsquote der 35-39-jährigen Ausländerinnen ablesbar. Dies ist typisch für die meisten Erwerbsquoten der Ausländerinnen und möglicherweise eine Folge des geringeren absoluten Stichprobenumfangs. Auch fällt der Anstieg der Erwerbsbeteiligung schwächer, als bei den deutschen Frauen aus und die Erwerbsquoten bleiben im Niveau unter dem der Deutschen.

Erneut ist die Stille Reserve nach der Wiedervereinigung recht hoch. Teilweise sind vier Prozent der Bevölkerungsgruppe betroffen. Dies dürfte bei den Ausländerinnen wohl keine Folge der Wiedervereinigung gewesen sein, sondern eher eine des wirtschaftlichen Einbruchs in den Jahren danach.

Abbildung 2: Erwerbsquote und Stille Reserve der 35-39-jährigen Ausländerinnen

1991-2019, in Prozent der betroffenen Bevölkerung, linke Skala Erwerbsquote (EQ), rechte Skala Stille Reserve-Quote



Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle 7 zeigt das Ergebnis für die 60- bis 64-jährigen deutschen Männer. Arbeitsmarktindikator ist auch hier die Variable mit den Maßnahmeteilnehmern (V6). Neben der verzögerten endogenen Variable steht in der Gleichung noch das durchschnittliche Rentenzugangsalter (V9) als erklärende Variable. Je höher dieses ist, umso höher ist die Erwerbsquote.¹⁰ Da das positive Vorzeichen des Regressionsparameters zu erwarten war, kann man hier einseitig testen, das heißt das angegebene Signifikanzniveau ist zu halbieren.

Die Schätzung ergibt für die ersten Jahre nach der Wiedervereinigung eine relativ geringe Stille Reserve bei den älteren deutschen Männern. Wie aus früheren Analysen bekannt ist, brach die Erwerbsquote in Ostdeutschland aufgrund der damals eingeführten Rentenregelungen (Vorruhestandgeld Ost, Altersübergangsgeld) regelrecht ein (Fuchs/Weber 2005b). Man erkennt das in Abbildung 3 am Rückgang der gesamtdeutschen Erwerbsquote zwischen 1990 und 1993.¹¹ Die Vollbeschäftigungsquote aus gemessener Erwerbsquote und Stille Reserve-Quote, die ab 1992 berechnet werden kann, liegt dementsprechend deutlich über der gemessenen Erwerbsquote. Vergleicht man die Schätzung mit den Daten aus Fuchs/Weber (2005b), lässt sich annehmen, dass die vorliegende Rechnung die tatsächliche Stille Reserve der Älteren in den Jahren 1992 bis 1996 möglicherweise etwas unterschätzt.

Seit Mitte der 1990er Jahre hat sich die Erwerbsquote der 60-64-jährigen deutschen Männer im Zuge der Rentenreformen fast verdoppelt (Abbildung 3).

¹⁰ Grundsätzlich können Rentner erwerbstätig sein. Viele Ältere verdienen sich mit einem „Mini-Job“ etwas dazu. Trotzdem ist zu erwarten, dass die Erwerbsbeteiligung mit dem Renteneintritt deutlich sinkt.

¹¹ Die Erwerbsquote für 1990 ist eine Schätzung für Ost- und Westdeutschland aus früheren Analysen und aufgrund der Datenlage mit etwas Vorsicht zu interpretieren (Fuchs/Weber 2005a, 2005b).

Tabelle 7: Schätzergebnis für die 60-64-jährigen deutschen Männer

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12.57826	3.797406	-3.312329	0.0028
LGAMG60(-1)	0.751743	0.083629	8.988978	0.0000
V9_RET_M	0.202789	0.060695	3.341140	0.0026
U6	-0.067823	0.017014	-3.986396	0.0005
R-squared	0.991176	Mean dependent var		-0.039424
Adjusted R-squared	0.990117	S.D. dependent var		0.594836
S.E. of regression	0.059135	Akaike info criterion		-2.690545
Sum squared resid	0.087424	Schwarz criterion		-2.501952
Log likelihood	43.01290	Hannan-Quinn criter.		-2.631480
F-statistic	936.0345	Durbin-Watson stat		1.278404
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		1517.794
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAMG60

Method: Least Squares

Sample: 1991 2019

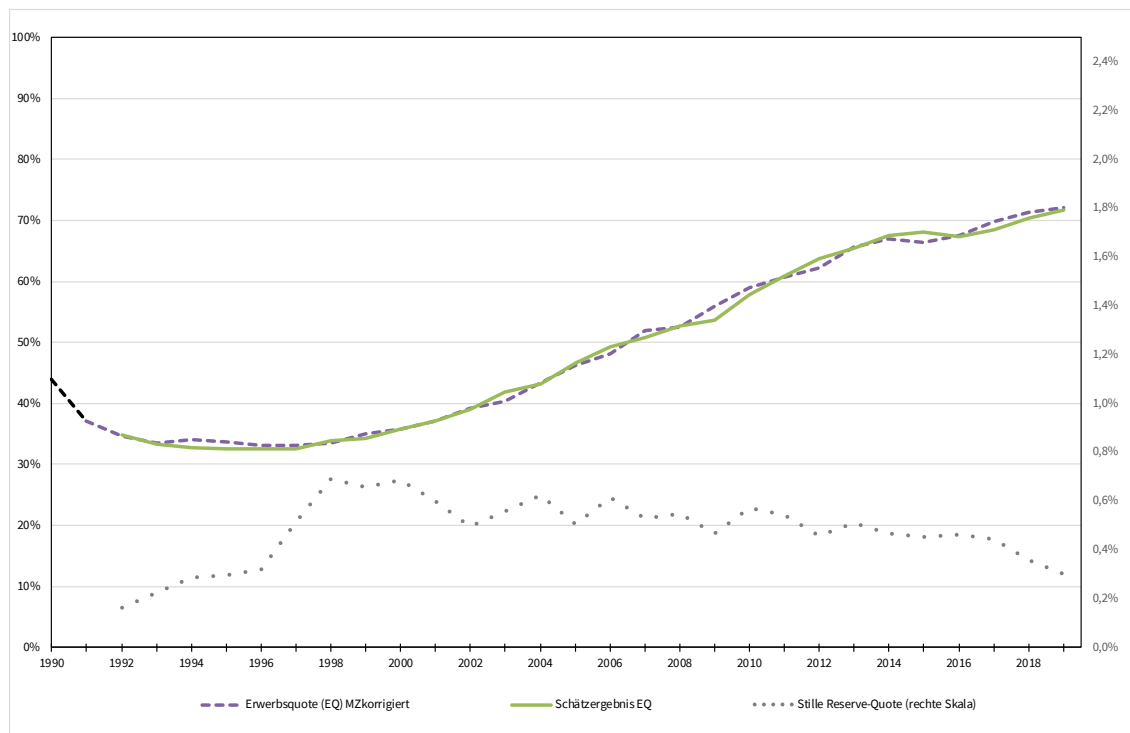
Included observations: 29

White-Hinkley (HC1) heteroskedasticity consistent standard errors and covariance

Quelle: Eigene Berechnungen mit EViews.

Abbildung 3: Erwerbsquote und Stille Reserve der 60-64-jährigen deutschen Männer

1991-2019, in Prozent der betroffenen Bevölkerung, linke Skala Erwerbsquote (EQ), rechte Skala Stille Reserve-Quote



Quelle: Eigene Berechnungen.

Für die 25-29-jährigen Ausländer enthält Tabelle 8 das Schätzergebnis. Bei den Männern, im Übrigen vor allem auch bei den Deutschen, ist die Entwicklung der Offenen Stellen (U7) besonders relevant. Dieses Ergebnis wurde bereits in früheren Studien für Westdeutschland gefunden (Fuchs/Weber 2010, 2005a; Thon/Bach 1998). Bei der Offenen Stellen-Quote (U7) ist ein einseitiger Test sinnvoll, weil zu erwarten ist, dass mehr offene Stellen tendenziell zu einer höheren Erwerbsquote führen. Halbiert man das von EViews ausgewiesene Signifikanzniveau, ist U7 auf dem 5 Prozent-Niveau statistisch signifikant.

Die gesamtwirtschaftliche Lohnentwicklung (V2) ist bei dieser Gruppe und bei einigen wenigen anderen der vorliegenden Studie signifikant. Die beiden 0-1-Dummies D2008 und D2015 dürften mit der Migration in diesen Jahren zusammenhängen, weil ja vor allem jüngere Menschen wandern.

Tabelle 8: Schätzergebnis für die 25-29-jährigen Ausländer

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.265022	1.077960	-1.173533	0.2531
LGAMF25(-1)	0.424389	0.172172	2.464920	0.0220
D2008	-0.165682	0.062913	-2.633521	0.0152
D2015	-0.408166	0.118660	-3.439794	0.0023
V2_WAGES	0.001237	0.000599	2.066129	0.0508
U7(-1)	0.196266	0.113620	1.727387	0.0981
R-squared	0.808139	Mean dependent var		1.795169
Adjusted R-squared	0.764535	S.D. dependent var		0.225543
S.E. of regression	0.109444	Akaike info criterion		-1.399398
Sum squared resid	0.263516	Schwarz criterion		-1.113925
Log likelihood	25.59157	Hannan-Quinn criter.		-1.312126
F-statistic	18.53332	Durbin-Watson stat		2.160711
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAMF25

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

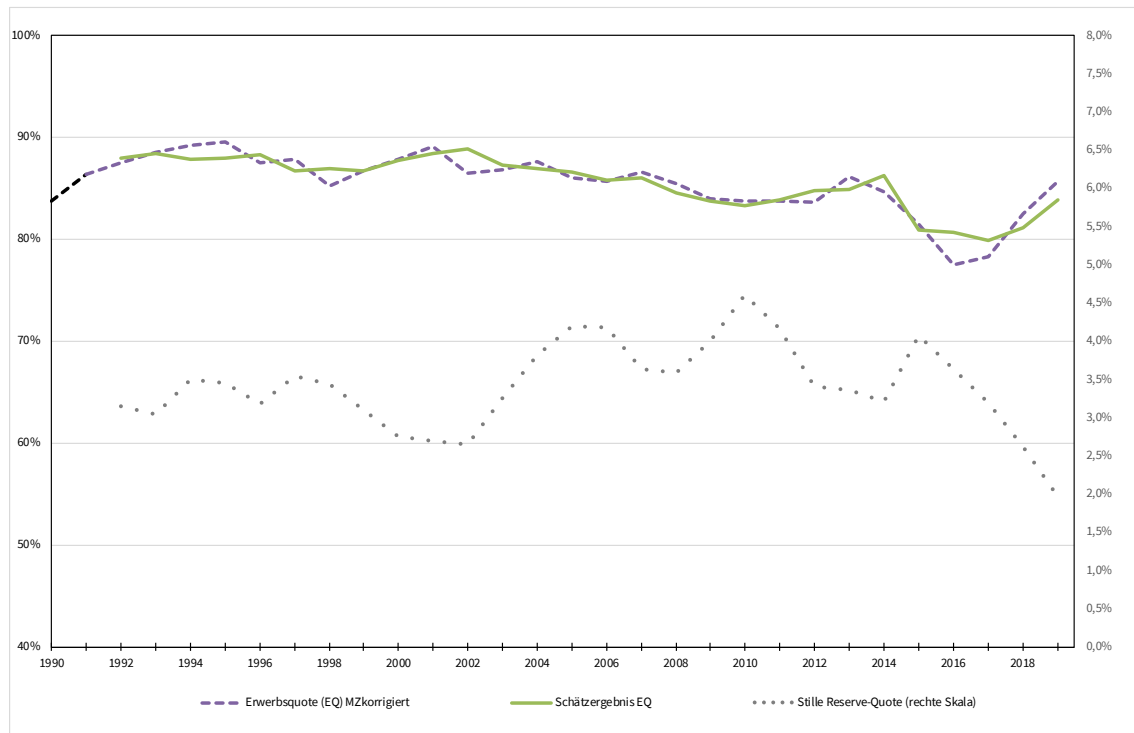
Included observations: 28 after adjustments

Quelle: Eigene Berechnungen mit EViews.

Die Erwerbsbeteiligung jüngerer Ausländer ist zwar seit langem leicht rückläufig (Abbildung 4), nach der großen Zuzugswelle von Flüchtlingen im Jahr 2015 brach sie aber deutlich sichtbar ein. Insofern ist der zunächst starke Anstieg der Stillen Reserve wenig überraschend. Erstaunlich ist der Rückgang der Stillen Reserve nach 2015. Dies spricht für eine sich deutlich verbessernde Integration der jungen Ausländer, worauf auch Analysen von Brücker/Kosyakova/Schuß (2020) hinweisen. Ansonsten zeigt die Entwicklung der Stillen Reserve-Quote eine starke Arbeitsmarktregibilität. In Krisen, wie beispielsweise 2008/2010, steigt die Stille Reserve deutlich an und geht nach einer sich verbessernden Arbeitsmarktlage wieder zurück.

Abbildung 4: Erwerbsquote und Stille Reserve der 25-29-jährigen Ausländer

1991-2019, in Prozent der betroffenen Bevölkerung, linke Skala Erwerbsquote (EQ), rechte Skala Stille Reserve-Quote



Quelle: Eigene Berechnungen.

5 Ergebnisse für die Stille Reserve

Die Stille Reserve-Quote r_{jt} wird aus der Differenz von geschätzter Erwerbsquote unter den Bedingungen einer Arbeitsmarkthochkonjunktur und der geschätzten Erwerbsquote bei gegebener Arbeitsmarktlage errechnet (vgl. Gleichung 5). Die Hochrechnung mit der jeweiligen Bevölkerung führt zu den absoluten Werten der Stillen Reserve R_t .

Wie bereits in Kapitel 3.2 ausgeführt wurde, basieren die vorliegenden Berechnungen auf Erwerbsquoten, bei denen auch die Arbeitsuchenden Nichterwerbspersonen (ASU) im Zähler stehen. Insofern sind die ASU nicht bei der mit Gleichung 5 geschätzten Stillen Reserve enthalten. Das StBA bezeichnet diesen Personenkreis aufgrund ihrer Arbeitsmarktnähe als Stille Reserve A (Rengers 2016). Analog zum StBA rechnen wir die ASU deshalb zur geschätzten Stillen Reserve hinzu. Im Folgenden werden zunächst die Strukturen der geschätzten Stillen Reserve ohne die ASU diskutiert, anschließend einige Ergebnisse unter Einschluss der ASU.

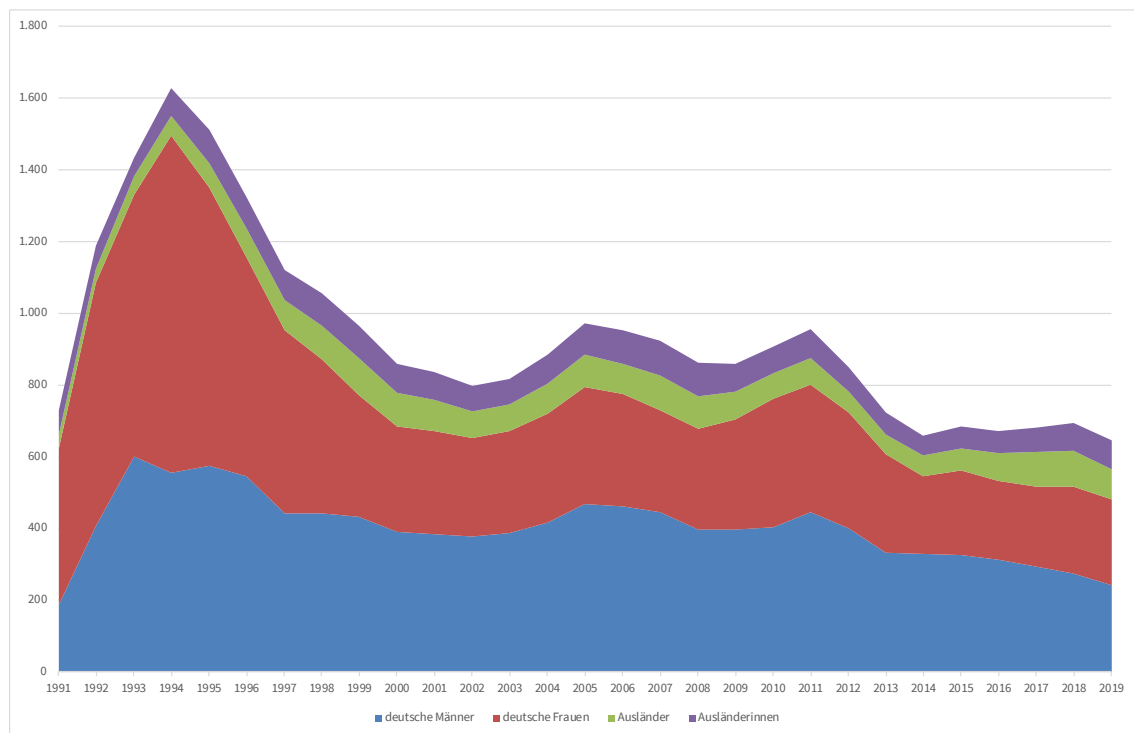
5.1 Umfang und Struktur der geschätzten Stillen Reserve – ohne Arbeitsuchende Nichterwerbspersonen

Seit 1991 entwickelte sich die mit der Bevölkerung hochgerechnete Stille Reserve je nach Personengruppe sehr unterschiedlich: Nach der Wiedervereinigung ist sie bei den deutschen

Männern und Frauen sprunghaft angestiegen, danach sank sie im Großen und Ganzen, wobei der Rückgang bei den Frauen offensichtlich deutlich stärker war als bei den Männern (Abbildung 5).

Bei der nichtdeutschen Bevölkerung, mit einem viel geringeren Bevölkerungsanteil, sind die Veränderungen weniger deutlich ausgeprägt. Man erkennt einen gewissen Anstieg zu Beginn der 2000er Jahre und nach 2015. Während aber zuvor kaum größere Unterscheide nach Geschlecht sichtbar sind, nimmt die Stille Reserve der Ausländerinnen seit 2015 stärker zu als die der Ausländer.

Abbildung 5: Stille Reserve (ohne ASU) nach Geschlecht und Nationalität
1991-2019, in Tausend Personen



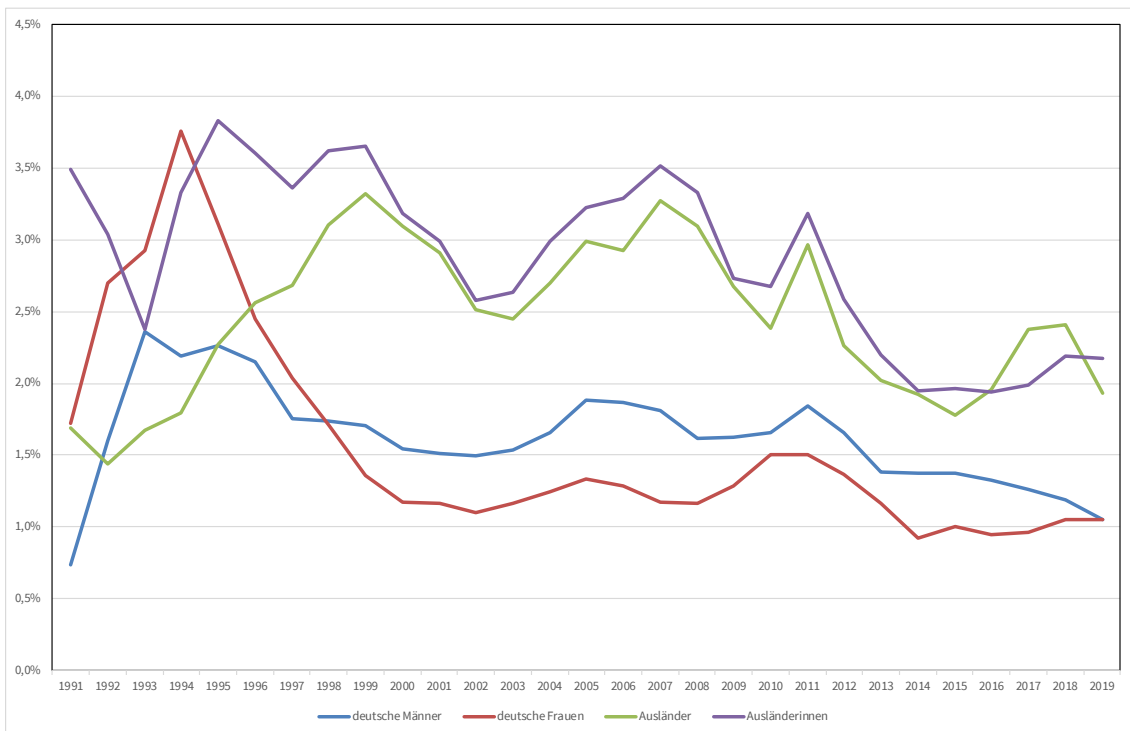
Quelle: Eigene Berechnungen.

Um diesen Aspekt genauer zu untersuchen, werden in Abbildung 6 die Anteile der Stillen Reserve an der jeweiligen Bevölkerung verglichen. Man sieht, dass die Stille Reserve-Quote der Ausländerinnen in der Vergangenheit fast immer höher war als der entsprechende Anteil bei den Ausländern. Dieses Bild änderte sich kurzzeitig mit der Flüchtlingskrise, also ab 2016. Im Jahr 2019 haben Ausländerinnen wieder eine höhere Stille Reserve als die Männer. Eine Erklärung wäre, die bessere Integration der männlichen Ausländer in den offiziellen Arbeitsmarkt.

Insgesamt gesehen ist die nichtdeutsche Bevölkerung erheblich stärker vom Phänomen der Stillen Reserve betroffen als die deutsche Bevölkerung. Bis auf die Zeit kurz nach der Wiedervereinigung haben Deutsche immer niedrigere Stille Reserve-Quoten als Nichtdeutsche. Jedoch sind deutsche Männer in den Jahren 1999 bis 2018 relativ häufiger Teil der Stillen Reserve als deutsche Frauen. Auf der Makroebene sind Ursachen analytisch schwer anzugeben. Berücksichtigen sollte man die Unterschiede in der Erwerbsbeteiligung. Als Erklärung denkbar wäre auch eine geschlechtsspezifisch unterschiedliche Inanspruchnahme von Maßnahmen der aktiven

Arbeitsmarktpolitik (Stichwort: Stille Reserve in Maßnahmen), wozu auch Vorruhestandsregelungen zählen. Frauen konnten bis vor einigen Jahren früher die gesetzliche Rente erhalten, Männer haben möglicherweise häufiger Vorruhestandsprogramme in Anspruch genommen. Dieser Einfluss könnte in künftigen Studien näher betrachtet werden.

Abbildung 6: Struktur der Stillen Reserve (ohne ASU) nach Geschlecht und Nationalität 1991-2019, in Prozent der jeweiligen Bevölkerung



Quelle: Eigene Berechnungen.

5.2 Umfang und Struktur der geschätzten Stillen Reserve – einschließlich Arbeitsuchende Nichterwerbspersonen

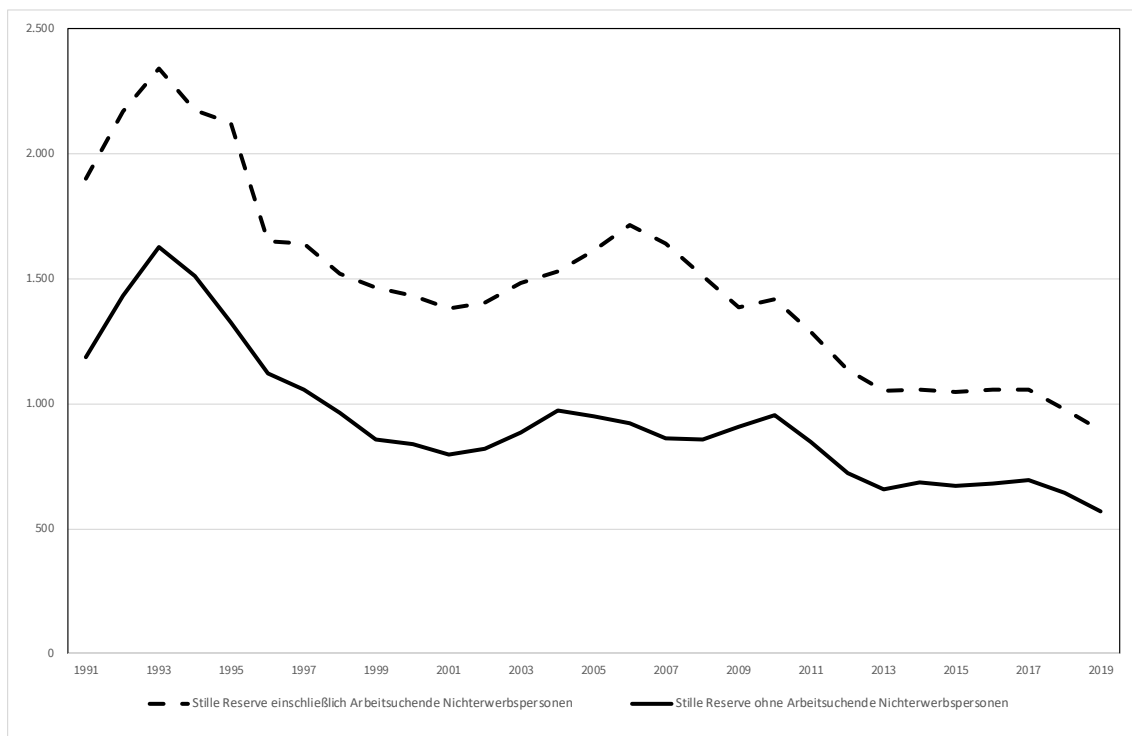
Die seit 2005 in den offiziellen Erwerbslosenzahlen des StBA nicht mehr enthaltenen nicht sofort verfügbaren Personen, werden vom StBA, sofern sie Arbeit suchen, als Arbeitsuchende Nichterwerbspersonen (ASU) ausgewiesen. In Kapitel 3.2 wurde begründet, warum die ASU zur Stillen Reserve gerechnet werden sollten. Addiert man die ASU zu der im vorliegenden Bericht geschätzten Stillen Reserve, ergibt sich das Gesamtbild der Stillen Reserve in Deutschland. Es handelt sich dabei um keine kleine Gruppe, wie Abbildung 7 belegt.

Rückblickend betrachtet, ist die Stille Reserve nach Öffnung der Grenzen in den frühen 1990er Jahren stark angestiegen. Ursächlich hierfür war eine insbesondere in den neuen Bundesländern forcierte Arbeitsmarktpolitik, die zu einer enormen Inanspruchnahme von arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen führte, insbesondere auch von Vorruhestandsprogrammen (vgl. Infokasten 2). Mit über 2,3 Millionen Personen im Jahr 1993 erreichte die Stille Reserve einen historischen Höchststand. In der Folgezeit setzte ein kontinuierlicher Rückgang ein. Aufgrund der Verschlechterung der Arbeitsmarktlage zwischen 2001 und 2005 stieg sie wieder, wenn auch

weniger drastisch, um dann im Zuge der Hartz-Reformen erneut zu sinken (zu den Gründen vgl. Hutter et al. 2019; Klinger/Rothe 2012; Weber 2015). Seit 2006 entwickelt sich der deutsche Arbeitsmarkt bemerkenswert: Die Beschäftigung nahm stark zu, die Arbeitslosigkeit sank und ebenso die Stille Reserve. Während der Weltwirtschaftskrise 2008/2009 stieg die Stille Reserve etwas, wobei dieser Effekt rasch überwunden wurde.

Im Jahr 2019 zählte die Stille Reserve etwas weniger als 900.000 Personen, darunter knapp 330.000 ASU. Ein weiteres Sinken ist aufgrund der aktuellen Pandemie für die folgenden Jahre nicht zu erwarten. Die Schätzgleichungen belegen eine gewisse verzögerte Entwicklung in Hinblick auf eine sich verschlechternde Arbeitsmarktlage. Insofern ist damit zu rechnen, dass die Stille Reserve ab 2020 tendenziell wieder steigt.

Abbildung 7: Stille Reserve, einschließlich der Arbeitssuchenden Nichterwerbspersonen
1991-2019, in 1.000 Personen



Quelle: StBA, eigene Berechnungen.

Im Folgenden werden für ausgewählte Jahre Umfang und Struktur der Stillen Reserve einschließlich der ASU dargestellt, einmal als Verteilung der Stillen Reserve (Tabelle 9) und zum zweiten als Anteil an der jeweiligen Bevölkerung, also als Stille Reserve-Quote (Tabelle 10).

Tabelle 9 weist einen Frauenanteil an der Stillen Reserve von unter 50 Prozent aus, mit anderen Worten, den etwas größeren Anteil bilden demnach Männer. Die Verteilung nach Männern und Frauen entspricht damit ziemlich genau der neuesten Auswertung des StBA (2020). Wie schon erwähnt, sollte man dabei zwei Aspekte beachten: In einzelnen Jahren ist der Frauenanteil durchaus höher als 50 Prozent, was möglicherweise mit den ASU zusammenhängt, weil aufgrund des Befragungsdesigns („sofort verfügbar“) anzunehmen ist, dass insbesondere Teilnehmende an arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen beim MZ als ASU klassifiziert werden. Beispielsweise beträgt

der Frauenanteil an der Stillen Reserve 2019 insgesamt (inkl. ASU) 49,5 Prozent, an der Stillen Reserve ohne ASU aber gut 55,9 Prozent. Außerdem muss man die höhere Erwerbsbeteiligung der Männer berücksichtigen. Deshalb dürfte auch die Stille Reserve-Quote bei den Männern höher als bei den Frauen sein (Tabelle 10). Im letzten Jahr des Betrachtungszeitraums, 2019, stimmen die beiden Quoten überein – möglicherweise spielt hier die Konvergenz der Erwerbsbeteiligung eine Rolle.

Der hohe Ausländeranteil, den Tabelle 9 ausweist, ist vor dem Hintergrund ihres Anteils an der Bevölkerung zu bewerten. Nicht ganz 15 Prozent der – hier relevanten – Bevölkerung im Alter 15 bis 64 Jahre hatte 2019 keine deutsche Staatsangehörigkeit. 2002 und 2010 waren es jeweils gut 10 Prozent. Der Ausländeranteil an der Stillen Reserve hat sich damit entsprechend ihrem Bevölkerungsanteil verändert.

Tabelle 9: Struktur der Stillen Reserve nach ausgewählten Merkmalen

2002, 2010, 2019, in Prozent der gesamten Stillen Reserve

	Frauen	Ausländer	15-29 Jahre	30-49 Jahre	50-64 Jahre
2002	45,3%	16,8%	31,0%	33,3%	35,7%
2010	48,0%	16,6%	39,6%	28,1%	32,3%
2019	49,5%	24,6%	34,6%	28,3%	37,1%

Anmerkung: Stille Reserve inklusive ASU. Angegeben ist jeweils der Anteil an der gesamten Stillen Reserve mit einer Altersabgrenzung 15 bis 64 Jahre. Bei den ASU sind auch (wenige) Personen dabei, die 65 Jahre und älter sind. Sie wurden in der Tabelle nicht berücksichtigt.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle 10: Anteil der Stillen Reserve an der Bevölkerung für ausgewählte Subpopulationen

2002, 2010, 2019, in Prozent der jeweiligen Bevölkerung

	Frauen	Männer	Deutsche	Ausländer	15-29 Jahre	30-49 Jahre	50-64 Jahre
2002	2,3%	2,7%	2,3%	4,1%	3,1%	1,8%	3,2%
2010	2,5%	2,7%	2,4%	4,1%	4,0%	1,7%	2,8%
2019	1,7%	1,7%	1,5%	2,8%	2,3%	1,2%	1,8%

Anmerkung: Stille Reserve inklusive ASU. Angegeben ist jeweils der Anteil der Stillen Reserve an der jeweiligen Bevölkerung. Bei den ASU sind auch (wenige) Personen dabei, die 65 Jahre und älter sind. Sie wurden in der Tabelle nicht berücksichtigt.

Quelle: Eigene Berechnungen.

Vergleicht man jedoch die Entwicklung der Stille Reserve-Quoten von Deutschen und Nichtdeutschen in Tabelle 10, sieht man allerdings eine deutliche Verbesserung bei der ausländischen Bevölkerung im Jahr 2019 gegenüber früheren Jahren. Sie fällt sogar noch stärker als bei den Deutschen aus.

Aufgrund unterschiedlicher Lebensphasen können drei Altersgruppen unterschieden werden. Die 15- bis 29-Jährigen, bei denen die Ausbildungszeit im Vordergrund steht, die Gruppe der 30- bis 49-Jährigen, mit einer größeren Familienorientierung vorwiegend der Frauen, und die Gruppe der 50-Jährigen und Älteren, die vom Renteneintritt beeinflusst wird. Im Jahr 2002 verteilte sich die Stille Reserve relativ homogen auf die drei Altersgruppen, mit einem leichten Übergewicht der Älteren.

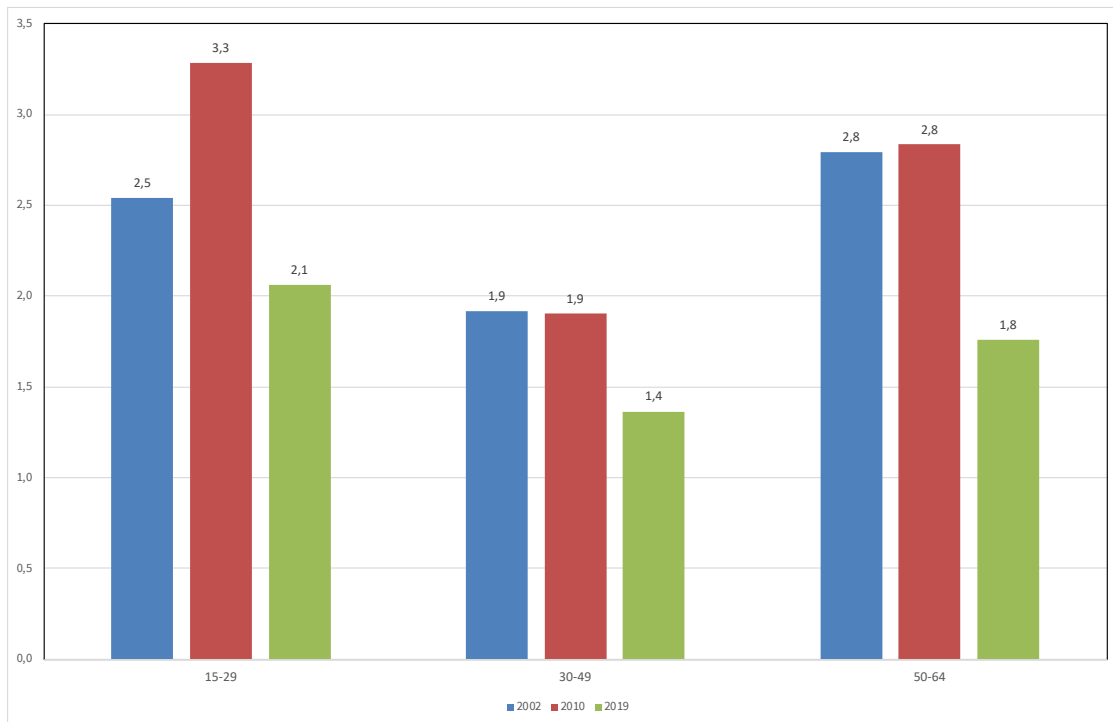
Berücksichtigt man die Größe der Gruppen, dann zeigen die Stille Reserve-Quoten von Tabelle 10 eine deutlich stärkere Betroffenheit von Jüngeren und Älteren.

Nach der Rezession 2008/2009 hat die Stille Reserve unter den Jüngeren zugenommen, was sich sowohl im relativ hohen Anteil an der gesamten Stillen Reserve für 2010 als auch in der Stille Reserve-Quote widerspiegelt. Wenn Jüngere während der Rezession ihren Ausbildungsabschluss hinauszögern bzw. eine höhere Qualifikation anstreben, könnte sich das zeitverzögert auf die Stille Reserve auswirken. Zu beachten ist auch die Rolle der Zuwanderung – von oft sehr jungen – Migranten, beispielsweise, weil sie in großer Zahl zunächst Deutschlehrgänge besuchten. Erste detailliertere Analysen deuten jedoch nicht unbedingt darauf hin. Hierzu sollen weitere Auswertungen erfolgen.

Bei den Älteren ist einerseits ihr Anteil an der Stillen Reserve deutlich gestiegen, andererseits ihre Stille Reserve-Quote von 3,2 Prozent 2002 auf 1,8 Prozent in 2019 gesunken. Die höhere Bedeutung Älterer an der gesamten Stillen Reserve dürfte ein Altersstruktureffekt sein, denn während ihre Zahl zunahm, schrumpfte sie bei den jüngeren und mittleren Jahrgängen. Der sichtbare Rückgang der Stille Reserve-Quote ist sicherlich vor dem Hintergrund der Rentengesetze zu sehen. Es gibt (kaum noch) Vorruhestandsmöglichkeiten und das steigende gesetzliche Rentenalter in Verbindung mit einer guten Arbeitsmarktlage (Fachkräftemangel!) führt dazu, dass Ältere länger dem offiziellen Arbeitsmarkt, sei es in Beschäftigung oder auch als Arbeitsloser, angehören.

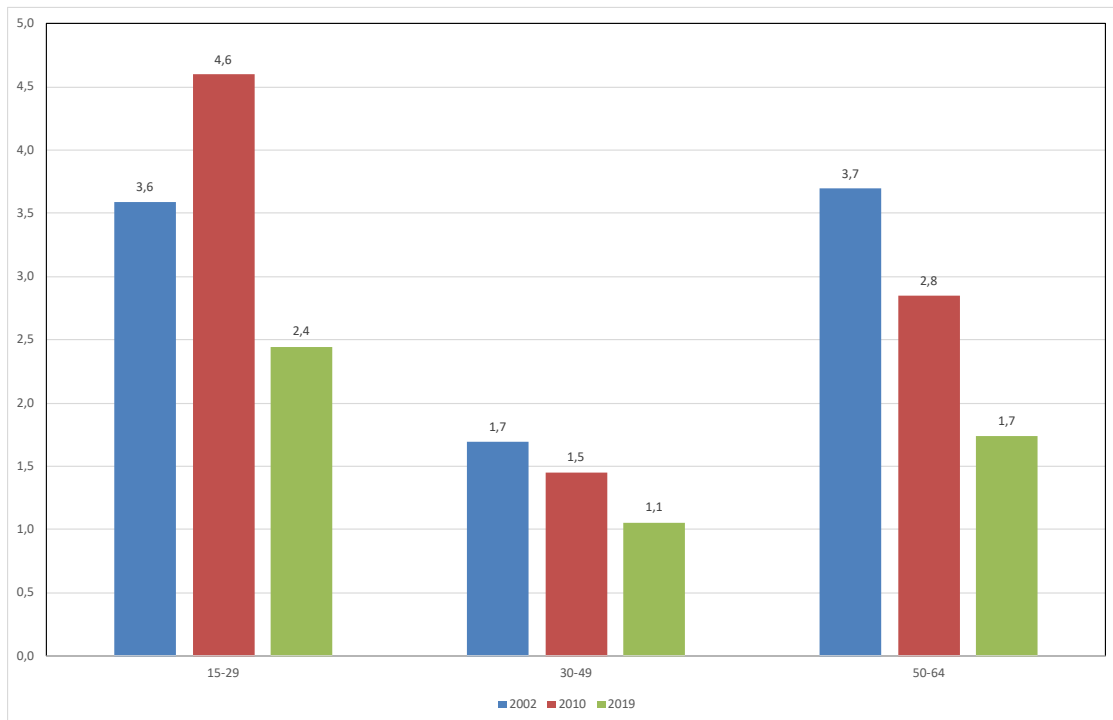
Wie sich die altersspezifischen Stille Reserve-Quoten nach Geschlecht entwickelten, stellen die Abbildung 8 und Abbildung 9 getrennt für Frauen und Männer dar. Für alle Gruppen ist die Stille Reserve-Quote im Jahr 2019 am niedrigsten, was angesichts der guten Arbeitsmarktlage zu erwarten war. Wie schon Tabelle 10 andeutete, war die Quote 2010 bei Männern und Frauen bei den unter 30-Jährigen ausgesprochen hoch. Der Vergleich beider Abbildungen ergibt ansonsten kein völlig einheitliches Bild nach Alter und Geschlecht. Wie schon Fuchs/Weber (2017) feststellen, spielen viele unterschiedlich Einflüsse eine Rolle, die sich abhängig von Alter und Geschlecht unterschiedlich auswirken können.

Abbildung 8: Altersspezifische Stille Reserve-Quoten von Frauen
2002, 2010, 2019, in Prozent



Anmerkung: Stille Reserve inklusive ASU. Angegeben ist jeweils der Anteil an der jeweiligen Bevölkerung.
Quelle: Eigene Berechnungen.

Abbildung 9: Altersspezifische Stille Reserve-Quoten von Männern
2002, 2010, 2019, in Prozent



Anmerkung: Stille Reserve inklusive ASU. Angegeben ist jeweils der Anteil an der jeweiligen Bevölkerung.
Quelle: Eigene Berechnungen.

5.3 Einordnung der Ergebnisse in die Arbeitsmarktentwicklung: Unterbeschäftigung und Erwerbspersonenpotenzial 1991 bis 2019

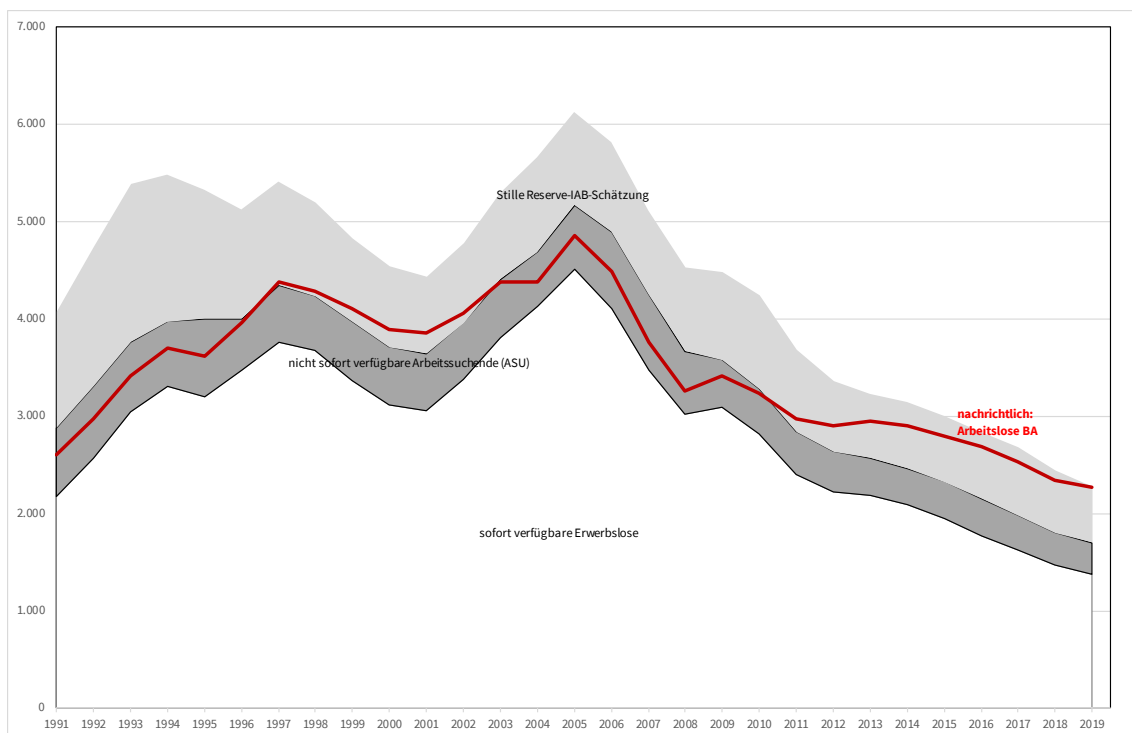
Die gesamte Unterbeschäftigung als Summe aus Erwerbslosen und Stiller Reserve, einschließlich der ASU, ist in Deutschland von 1991 bis 2005 in den meisten Jahren gestiegen, danach aber fast kontinuierlich zurückgegangen (Abbildung 10). Der Anteil der Stillen Reserve macht mit 571.000 Personen am aktuellen Rand etwa ein Viertel der Unterbeschäftigung aus (Tabelle 11). Den größten Anteil bildeten über den gesamten beobachteten Zeitraum die sofort verfügbaren Erwerbslosen, d.h. die Personen, die innerhalb von zwei Wochen eine Arbeit aufnehmen können. Zuletzt wurde eine Unterbeschäftigung von knapp 2,3 Millionen Personen berechnet.

Dieses Maß der Unterbeschäftigung beruht ausschließlich auf einer Personen-Betrachtung. Es berücksichtigt nicht, dass manche Beschäftigte gerne mehr Stunden arbeiten möchten (Wanger/Weber 2016).¹²

Am Rande sei auf den Unterschied zwischen der Zahl der bei der BA gemeldeten Arbeitslosen (nach SGB) und den Erwerbslosen (aus MZ, nach ILO-Konzept) hingewiesen. Wie im Infokasten 1 erwähnt, übersteigt die Arbeitslosenzahl die der Erwerbslosen, und zwar tendenziell steigend (Abbildung 10).

Abbildung 10: Unterbeschäftigung in Deutschland

1991-2019, in 1.000 Personen



Quellen: Statistische Bundesamt (VGR, MZ), Statistik der Bundesagentur für Arbeit, eigene Berechnungen.

¹² Zu einer Erweiterung des Unterbeschäftigungskonzepts um die Arbeitszeit, siehe Rengers 2016.

Um die Relevanz der Stillen Reserve im Rahmen der gesamten Unterbeschäftigung besser zu verstehen, zeigt ein Blick auf Tabelle 11, die Anteile ihrer Komponenten für einige ausgewählte Jahre. Am stärksten war die Bedeutung der Stillen Reserve nach der Wende, als sie fast die Hälfte der Unterbeschäftigung umfasste. Nachdem die Stille Reserve in den Jahren 2002 und 2010 im Vergleich zur Zahl der ILO-Erwerbslosen relativ niedrig war, hat sie zuletzt wieder an Bedeutung gewonnen. Wir nehmen an, dies ist eine Folge der Zunahme arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen wie Sprachkurse für Geflüchtete.

Tabelle 11: Komponenten der Unterbeschäftigung
ausgewählte Jahre

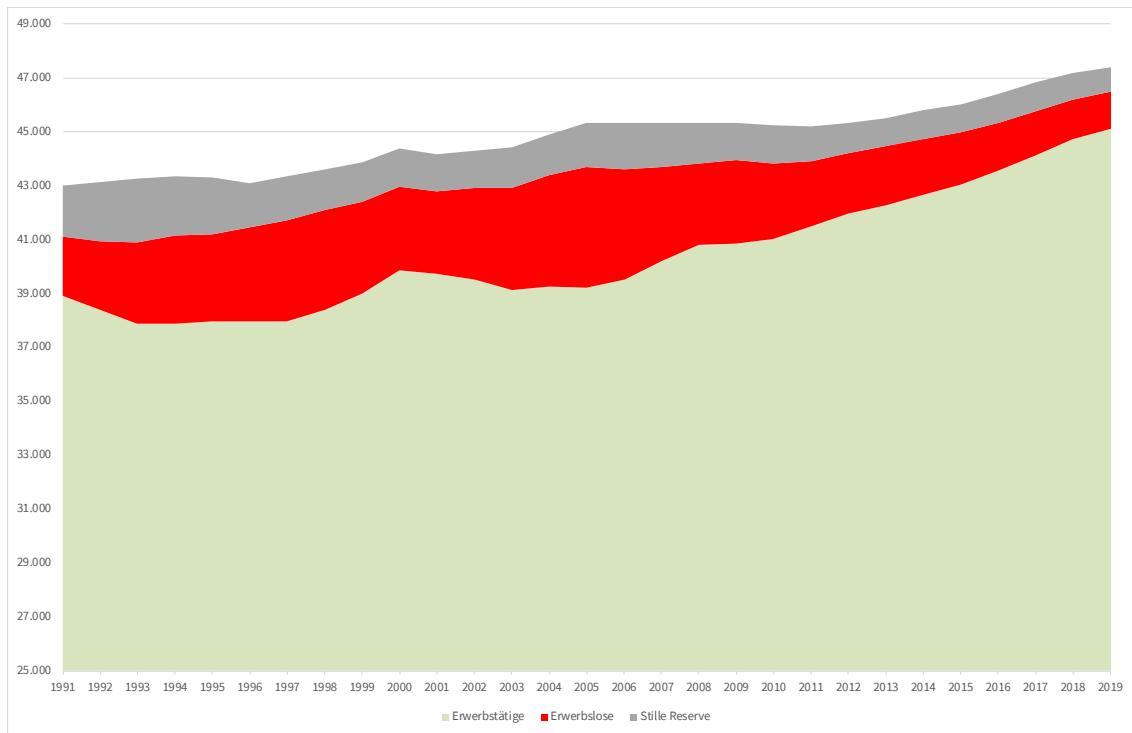
	Stille Reserve (eigene Berechnungen)		ASU (nicht sofort verfügbare Erwerbslose) (MZ)		sofort verfügbare Erwerbslose (VGR)		Summe der Unterbeschäftigung	
	absolut in 1000	in %	absolut in 1000	in %	absolut in 1000	in %	absolut in 1000	in %
1991	1.188	29,2	711	17,5	2.172	53,4	4.071	100
2002	818	17,1	585	12,2	3.376	70,6	4.779	100
2010	956	22,6	462	10,9	2.821	66,5	4.239	100
2019	571	25,1	326	14,3	1.374	60,5	2.270	100

Quelle: Statistische Bundesamt (VGR, MZ), eigene Berechnungen.

Aus der Addition von Erwerbsquoten und Stille Reserve-Quoten werden sogenannte Potenzialerwerbsquoten errechnet. Multipliziert mit der jahresdurchschnittlichen Bevölkerung ergibt dies das Erwerbbspersonenpotenzial. Alternativ kann das Erwerbbspersonenpotenzial aus den vom StBA im Rahmen der VGR herausgegebenen Erwerbbspersonen (Erwerbstätige und Erwerbslose) und der hier berechneten Stillen Reserve bestimmt werden, siehe Abbildung 11.

Abbildung 11 zeigt vereinzelte, schwächere Rückgänge des Erwerbbspersonenpotenzials. Im Großen und Ganzen ist es jedoch seit 1991 Jahr für Jahr gestiegen. Die Veränderung hängt teilweise mit den Migrationsströmen zusammen. In Jahren mit bzw. nach negativen oder sehr schwachen Nettozuzügen stagnierte auch das Erwerbbspersonenpotenzial. Im Zuge der hohen Nettozuwanderung der jüngeren Vergangenheit, aufgrund der EU-Osterweiterungen im Zusammenhang mit der Arbeitnehmerfreizügigkeit seit 2011 sowie der Flüchtlingszuwanderung seit 2014, nimmt das Erwerbbspersonenpotenzial beträchtlich zu. Wie Abbildung 11 anhand der Erwerbstätigenzahlen zeigt, mündet das zusätzliche Potenzial weitgehend in Beschäftigung.

Abbildung 11: Gesamtdeutsches Erwerbspersonenpotenzial nach Erwerbsstatus
1991-2019, in 1000 Erwerbspersonen



Quelle: Statistisches Bundesamt (VGR), eigene Berechnungen.

Abschließend sei noch auf eine Änderung der Altersabgrenzung beim Erwerbspersonenpotenzial hingewiesen, die wir künftig vornehmen. Während sich die Stille Reserve auf die 15- bis 64-Jährigen beschränkt, gibt es einige Erwerbstätige (und wenige Erwerbslose), die älter als 64 Jahre sind, und damit zum Erwerbspersonenpotenzial zählen sollten. Bislang war das Erwerbspersonenpotenzial auf das Altersintervall 15 bis unter 74 Jahre begrenzt (z.B. Fuchs/Söhnlein/Weber 2017). In den letzten Jahren ist jedoch die Erwerbsbeteiligung Älterer deutlich gestiegen, auch die von 75-jährigen und älteren Personen. Waren 1991 nur 57.000 Arbeitskräfte im Alter 75 bis unter 84, sind es inzwischen 294.000. Dafür verantwortlich ist, neben steigenden Erwerbsquoten, die Alterung der in Deutschland lebenden Bevölkerung. Deshalb wird das Erwerbspersonenpotenzial nun auf das Altersintervall 15 bis unter 84 Jahre ausgeweitet.

6 Zusammenfassung und Fazit

Mit dem vorliegenden Bericht werden erstmals Schätzungen für die Stille Reserve zur Diskussion gestellt, die das bisher nur auf Westdeutschland angewandte IAB-Konzept der Stillen Reserve auf gesamtdeutsche Erwerbsquoten übertragen. Die grundlegende These, mit der die Stille Reserve beim IAB-Ansatz modelliert wird, beruht auf einer Abhängigkeit der Erwerbsbeteiligung von der Arbeitsmarktlage. Mit diesem international bewährten Vorgehen werden die Erwerbsquoten als abhängige Variable und die Indikatoren der Arbeitsmarktlage, z.B. eine Arbeitslosenquote, als unabhängige Variable in eine Regressionsgleichung aufgenommen.

Datenbasis waren die nach Alter, Geschlecht und Nationalität unterschiedenen Erwerbsquoten des MZ, die um die dort untererfasste geringfügige Beschäftigung korrigiert wurden. Die Schätzungen für die Stille Reserve wurden auf das Altersintervall 15 bis unter 65 Jahre beschränkt. Aus methodischen Gründen wurden zunächst aus den Erwerbsquoten sogenannte Logits gebildet. Der Einfluss eines Arbeitsmarktindikators auf die Logits wurde mittels OLS-Regression geschätzt. Insgesamt liegen Regressionen für 40 Subpopulationen mit Zeitreihen über den Zeitraum 1991 bis 2019 vor.

Für den Einfluss des Arbeitsmarkts wurden verschiedene Indikatoren geprüft: die allgemeine Arbeitslosenquote, die der Frauen und Ausländer, Teilnehmer an Maßnahmen der aktiven Arbeitsmarktpolitik (in Relation zu den sozialversicherungspflichtig Beschäftigten) sowie die Offenen Stellen-Quote. Zwei weitere Indikatoren, die Arbeitslosenquote der Männer und die der Jugendlichen unter 20 Jahre erwiesen sich für keine Subpopulation als relevant. Kovariate waren deterministische Trends, Dummy Variable, die verzögerte endogene Variable sowie einige inhaltlich interpretierbare Einflussfaktoren, wie das durchschnittliche Rentenzugangsalter oder die gesamtwirtschaftliche Lohnentwicklung.

Entsprechend der Schätzungen liegt für alle Subpopulationen in der Nettobetrachtung ein DE und kein AWE vor. Damit sinken die Erwerbsquoten bei sich eintrübenden Arbeitsmarktdaten.

Um Stille Reserve-Quoten zu ermitteln, und damit die absolute Stille Reserve bestimmen zu können, wurde ein bereits früher angewandter regionaler Benchmark-Ansatz gewählt. Auf der Ebene der Bundesländer wurden beste Werte (Benchmarks) für die Arbeitsmarktindikatoren ermittelt. Aus der Abweichung der tatsächlichen Arbeitsmarktlage vom Benchmark ergibt sich die Stille Reserve-Quote.

Folgt man der in Kapitel 3.3 dargestellten Analyse von Weber (2014), wäre ein niedrigerer Benchmark als der hier verwendete denkbar gewesen. Tatsächlich wurden die Benchmarks der verschiedenen Arbeitsmarktindikatoren eher vorsichtig gesetzt. Insofern dürfte die geschätzte Stille Reserve eher etwas niedriger als die „wahre“ sein. Wie Sensitivitätsanalysen belegen, sollte der Einfluss der konkreten Setzung aber auch nicht überschätzt werden (Fuchs/Weber 2007). Da viele Potenzialerwerbsquoten, also Erwerbsquoten plus Stille Reserve-Quoten, sich bereits dem Maximum von 100 Prozent Erwerbsbeteiligung nähern, gibt es gewissermaßen eine natürliche Grenze, die diesen Fehler begrenzen. Letztendlich ist die Stille Reserve eine Schätzung von einem schwer beobachtbaren Verhalten.

Die neu geschätzte Stille Reserve liegt auf einem ähnlichen Niveau wie frühere Schätzungen, die sich aus der Addition von west- und ostdeutschen Rechnungen ergaben. Lediglich in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung treten größere Abweichungen auf. Der Grund dürfte der damals extreme Anstieg der Stillen Reserve in den neuen Ländern sein. Diese außergewöhnliche Situation lässt sich mit einem ökonometrischen Ansatz kaum modellieren. Da viele Daten nicht mehr nach Ost und West getrennt vorliegen, sollten die aktuellen Schätzungen eine gute, zukunftsorientierte Grundlage für künftige Berechnungen bilden können.

Seit den Hartz-Reformen, also nach 2005, sinkt die gesamtdeutsche Stille Reserve. Sie sank von 1,72 Millionen Personen 2006 auf knapp unter 900.000 im Jahr 2019. Das Geschlechterverhältnis war zuletzt nahezu ausgeglichen. Fast ein Viertel der Stillen Reserve waren Nichtdeutsche, also deutlich mehr als ihr Bevölkerungsanteil.

Die Stille Reserve ergibt zusammen mit den Erwerbspersonen das Erwerbspersonenpotenzial. Auf den vorliegenden Schätzgleichungen baut deshalb auch die Langfristprognose des Erwerbspersonenpotenzials auf. Eine entsprechend aktualisierte Prognose wird zeitnah publiziert.

Literatur

- Agbola, Frank (2005): Integrating Hidden Unemployment in the Measurement of Unemployment in Selected OECD Countries. In: *Applied Econometrics and International Development*, Vol. 5-2, S. 91–107.
- Armstrong, David (1999): Hidden Male Unemployment in Northern Ireland. In: *Regional Studies*, Vol 33.6, S. 499-511.
- Bauer, Anja; Fuchs, Johann; Gartner, Hermann; Hummel, Markus; Hutter, Christian; Wanger, Susanne; Weber, Enzo; Zika, Gerd (2021): IAB-Prognose: Arbeitsmarkt auf dem Weg aus der Krise. IAB-Kurzbericht Nr. 6.
- Benati, Luca (2001): Some empirical evidence on the discouraged worker effect. In: *Economics Letters*, Vol. 70, S. 38–395.
- Benito, Andrew; Saleheen, Jumana (2013): Labour Supply as a Buffer: Evidence from UK Households. In: *Economica*, Vol. 80, S. 1-32. Doi: 10.1111/ecca.12030.
- Blien, Uwe; Hirschenauer, Franziska (2020): Arbeitskräfteangebot und regionale Arbeitsmarktlage. In: *Raumforschung und Raumordnung*, Vol. 78, No. 6, S. 595–613.
- Blundell, Richard; Ham, John; Meghir, Costas (1998): Unemployment, discouraged workers and female labour supply. In: *Research in Economics* 52, S. 103–131.
- Briscoe, Geoffrey; Wilson, Rob (1992): Forecasting economic activity rates. In: *International Journal of Forecasting*, Vol. 8, S. 201–217.
- Brücker, Herbert; Kosyakova, Yuliya; Schuß, Eric (2020): Fünf Jahre seit der Fluchtmigration 2015: Integration in Arbeitsmarkt und Bildungssystem macht weitere Fortschritte. IAB-Kurzbericht Nr. 4.
- Chagny, Odile; Döpke, Jörg; Plane, Mathieu; Schmidt, Rainer (2001): Labour Supply and Labour Force Participation in Europe – A Discussion of Some Recent Developments and Projections. Kiel Working Paper No. 1049 (Institut für Weltwirtschaft, Kiel).
- Clark, Damon (2011): Do Recessions Keep Students in School? The Impact of Youth Unemployment on Enrolment in Post-compulsory Education in England. In: *Economica*, Vol. 78, S. 523-545. doi: 10.1111/j.1468-0335.2009.00824.x
- Dernburg, Thomas; Strand, Kenneth (1966): Hidden Unemployment 1953-62: A Quantitative Analysis by Age and Sex. In: *American Economic Review* 56(1), S. 71–95.
- Enders, Walter (1995): *Applied Econometric Time Series*. New York et al.
- Filatriau, Olivier; Reynès, Frédéric (2012): A new estimate of discouraged and additional worker effects on labor participation by sex and age in oecd countries. Documents de Travail de l'OFCE

- 2012-09, Observatoire Francais des Conjonctures Economiques (OFCE). <https://ideas.repec.org/p/fce/doctra/1209.html> . Abruf 22.3.2021.
- Fuchs, Johann (2014): Der Einfluss von Hartz IV auf die westdeutsche Stille Reserve. Ergebnisse auf Basis unterschiedlicher methodischer Ansätze. In: Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv, Jg. 8, H. 1-2, S. 33–48.
- Fuchs, Johann (2002): Erwerbspersonenpotenzial und Stille Reserve – Konzeption und Berechnungsweise. In: Gerhard Kleinhenz (Hrsg.): IAB-Kompendium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg (= Beiträge aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (BeitrAB) 250), S. 79-94.
- Fuchs, Johann (2001): Der Zusammenhang von Stiller Reserve und geringfügiger Beschäftigung. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Jg. 34, H. 2, S. 152–164.
- Fuchs, Johann; Söhnlein, Doris (2003): Lassen sich die Erwerbsquoten des Mikrozensus korrigieren? Erwerbstätigenrevision des Statistischen Bundesamtes: Neue Basis für die IAB Potenzialschätzung und Stille Reserve. IAB-Werkstattbericht Nr. 12.
- Fuchs, Johann; Söhnlein, Doris; Weber, Brigitte (2017): Projektion des Erwerbspersonenpotenzials bis 2060: Arbeitskräfteangebot sinkt auch bei hoher Zuwanderung. IAB-Kurzbericht Nr. 6.
- Fuchs, Johann; Weber, Brigitte (2020): Höhere Erwerbsquoten stoppen nicht den Rückgang des Erwerbspersonenpotenzials. In: Sozialer Fortschritt, Vol. 69, No. 1, S. 45–71.
- Fuchs, Johann; Weber, Brigitte (2010) Umfang und Struktur der westdeutschen Stillen Reserve. Aktualisierte Schätzungen. IAB-Forschungsbericht Nr. 11.
- Fuchs, Johann; Weber, Brigitte (2007) Vollbeschäftigungsannahme und Stille Reserve. Eine Sensitivitätsanalyse für Westdeutschland. IAB-Discussion Paper Nr. 17.
- Fuchs, Johann; Weber, Brigitte (2005a) Neuschätzung der Stillen Reserve und des Erwerbspersonenpotenzials für Westdeutschland (inkl. Berlin-West). IAB-Forschungsbericht Nr. 15.
- Fuchs, Johann; Weber, Brigitte (2005b): Neuschätzung der Stillen Reserve und des Erwerbspersonenpotenzials für Ostdeutschland (einschl. Berlin-Ost). IAB-Forschungsbericht Nr. 18.
- Fuchs, Johann; Weber, Enzo (2017): Long-term unemployment and labour force participation. A decomposition of unemployment to test for the discouragement and added worker hypotheses. In: Applied Economics, Vol. 49, No. 60, S. 5971–5982.
- Gong, Xiaodong (2011): The Added Worker Effect for Married Women in Australia. In: The Economic Record, Vol. 87, H. 278, S. 414–426. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.2011.00719.x> Abruf 22.3.2021.
- Holst, Elke; Spiess, C. Katharina (2002): Labour Market Attachment of People Outside the Labour Force. In: Schmollers Jahrbuch, Vol. 122, S. 55–84.
- Holst, Elke (2000): Die Stille Reserve am Arbeitsmarkt. Größe – Zusammensetzung – Verhalten, Berlin.

- Hussmanns, Ralf; Mehran, Farhad; Verma, Vijay (1990) Surveys of economically active population, employment, unemployment and underemployment: An ILO manual on concepts and methods. Geneva, International Labour Office.
- Hutter, Christian; Klinger, Sabine; Trenkler, Carsten; Weber, Enzo (2019): Which factors are behind Germany's labour market upswing? IAB-Discussion Paper Nr. 20
- Kaufmann, Klara; Hummel, Markus; Bach, Hans-Uwe (2012): Zentrale Indikatoren des deutschen Arbeitsmarktes. Brücker, Herbert (Hrsg.); Klinger, Sabine (Hrsg.); Möller, Joachim (Hrsg.); Walwei, Ulrich (Hrsg.): [Handbuch Arbeitsmarkt 2013 * Analysen, Daten, Fakten](#). (IAB-Bibliothek, 334), Bielefeld: Bertelsmann. Datenanhang. DOI: 10.3278/300776w.
- Körner, Thomas; Marder-Puch, Katharina (2015): Der Mikrozensus im Vergleich mit anderen Arbeitsmarktstatistiken. Ergebnisunterschiede und Hintergründe seit 2011. In: Wirtschaft und Statistik, Heft 4, S. 39–52.
- Klinger, Sabine; Rothe, Thomas (2012): The impact of labour market reforms and economic performance on the matching of the short-term and the long-term unemployed. In: Scottish Journal of Political Economy 59, No. 1, S. 90–114
- Kohara, Miki (2010): The response of Japanese wives' labor supply to husbands' job loss. In: Journal of Population Economics, Vol 23 (4), S. 1133-1149. <https://link.springer.com/article/10.1007/s00148-009-0247-6> . Abruf 22.3.2021.
- Lenten, Liam (2000): The Profile of Labour Force Discouragement in Australia. In: The Australian Journal of Labour Economics, Vol. 4(1), S. 3–17.
- Lundberg, Shelly (1985): The Added Worker Effect. In: Journal of Labor Economics 3, No. 1, Part 1, 11–37. <http://www.jstor.org/stable/2535048>
- Maloney, Tim (1991): Unobserved Variables and the Elusive Added Worker Effect. In: *Economica*, Vol. 58, No. 230 (May), S. 173–187.
- Mincer, Jacob (1973): Determining who are the “hidden unemployed”. In: Monthly Labor Review, Vol. 96, No. 3 (March), S. 27-30. <https://www.jstor.org/stable/41838921> . Abruf 22.3.2021.
- Möller, Joachim; Aldashev, Alisher (2006): Interregional differences in labor market participation. In: Jahrbuch für Regionalwissenschaft, Vol. 26, S. 25–50.
- Nakamura, Masao; Nakamura, Alice; Cullen, Dallas (1979): Job Opportunities, the Offered Wage, and the Labor Supply of Married Women. In: The American Economic Review, Vol. 69, No. 5, S. 787-805.
- O'Brien, Martin (2010): Older male labour force participation in OECD countries: Pension reform and “the reserve army of labour”. In: International Labour Review, Vol. 149, No. 3, S. 239-259. <https://doi.org/10.1111/j.1564-913X.2010.00086.x>
- Österholm, Pär (2010): Unemployment and labour-force participation in Sweden. In: Economics Letters, Vol. 106, S. 205–208.
- Parker, Susan W.; Skoufias, Emmanuel (2004): The added worker effect over the business cycle: evidence from urban Mexico. In: Applied Economics Letters, Vol. 11, Issue 10, S. 625-630.

- Prieto-Rodríguez, Juan; Rodríguez-Gutiérrez, César (2003): Participation of married women in the European labor markets and the “added worker effect”. In: Journal of Socio-Economics, Vol. 32. S. 429–446.
- Prieto-Rodríguez, Juan; Rodríguez-Gutiérrez, César (2000): The added worker effect in the Spanish case. In: Applied Economics, Vol. 32, S. 1917–1925.
- Provenzano Sandro, 2017. "The Empirics of Hidden Labor Force Dynamics in Germany," In: Journal of Economics and Statistics (Jahrbuecher fuer Nationaloekonomie und Statistik), Vol. 237(5), S. 373-406. <https://ideas.repec.org/a/jns/jbstat/v237y2017i5p373-406n3.html>, Abruf 18.3.2021.
- Rengers, Martina (2016): Ungenutztes Arbeitskräftepotenzial in der Stillen Reserve. Ergebnisse für das Jahr 2015. In: Wirtschaft und Statistik, H. 6, S. 30–51.
- Rengers, Martina (2004): Das international vereinbarte Labour-Force-Konzept. In: Wirtschaft und Statistik, H. 12, S. 1369–1383.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2017): Jahresgutachten 2017/18. Für eine zukunftsorientierte Wirtschaftspolitik. Wiesbaden. https://www.sachverstaendigenrat-wirtschaft.de/fileadmin/dateiablage/gutachten/jg201718/JG2017-18_gesamt_Website.pdf, Abruf 18.3.2021.
- Statistisches Bundesamt (StBA) (2021): Wegen Corona-Pandemie keine direkten Befragungen vor Ort – telefonische Unterstützung möglich. Pressemitteilung Nr. 034 vom 26. Januar 2021. https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2021/01/PD21_034_122.html. Abruf 26.3.2021.
- Statistisches Bundesamt (StBA) (2020): Ungenutztes Arbeitskräftepotenzial im Jahr 2019 um 5,0 % gesunken. Rückgang bei Erwerbslosen, Unterbeschäftigten und Stiller Reserve. Pressemitteilung Nr. 397 vom 9. Oktober 2020. https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2020/10/PD20_397_13231.html Abruf 26.3.2021.
- Statistisches Bundesamt (StBA) (2019): Erwerbslose und registrierte Arbeitslose 2018. <https://www.destatis.de/DE/Themen/Arbeit/Arbeitsmarkt/ Grafik/ Statisch/erwerbslose-registrierte-arbeitslose-ilo.png? blob=poster> Abruf 26.3.2021.
- Statistisches Bundesamt (StBA) (o.J.): Abweichungen zwischen Erwerbstätigenrechnung und Mikrozensus bei der Zahl der Erwerbstätigen. <https://www.destatis.de/DE/Themen/Arbeit/Arbeitsmarkt/Erwerbstaetigkeit/Methoden/Erlaeuterungen/erlaeuterungen-etr-zum-mz.html?nn=206552> Abruf 26.3.2021.
- Tachibanaki, Toshiaki; Sakurai, Kojiro (1991): Labour supply and unemployment in Japan, In: European Economic Review, Vol. 35, S. 1575–1587.
- Tano, Doki K. (1993): The added worker effect. A causality test. In: Economics Letters, Vol. 43. S. 111–117.
- Thon, Manfred (1986): Das Erwerbspersonenpotential in der Bundesrepublik Deutschland. Entwicklung seit 1960 und Projektion bis 2000. Nürnberg, BeitrAB 105.

- Thon, Manfred; Bach, Hans-Uwe (1998): Die Schätzung von Potential-Erwerbsquoten, Stiller Reserve und Erwerbspersonenpotential für die alten Bundesländer 1970 bis 1995, IAB-Werkstattbericht, Nr. 8/4.8.1998.
- Van Ham, Maarten; Mulder, Clara H.; Hooimeijer, Pieter (2001): Local Underemployment and the Discouraged Worker Effect. In: *Urban Studies*, Vol. 38(10), S. 1733–1751.
- Wanger, Susanne (2020): Entwicklung von Erwerbstätigkeit, Arbeitszeit und Arbeitsvolumen nach Geschlecht * Ergebnisse der IAB-Arbeitszeitrechnung nach Alter und Geschlecht (AZR AG) für die Jahre 1991 - 2019. IAB-Forschungsbericht Nr. 16.
- Wanger, Susanne; Weber, Enzo (2016): Erwerbspotenziale von Arbeitslosen und Erwerbstätigen: Das Stundenvolumen bringt zusätzliche Information. IAB-Kurzbericht Nr. 8.
- Weber, Enzo (2015): The labour market in Germany: reforms, recession and robustness. In: *The Economist*, Vol. 163, No. 4, S. 461–472.
- Weber, Enzo (2014): Das Ziel der Vollbeschäftigung in Deutschland: Fern, aber erreichbar. IAB-Kurzbericht Nr. 15.

Anhang

A1 Datenquellen

Statistik der Bundesagentur für Arbeit: Arbeitslosigkeit im Zeitverlauf, Entwicklung der Arbeitslosenquote (Strukturmerkmale).

Statistik der Bundesagentur für Arbeit: Arbeitsmarkt in Zahlen, Arbeitsstellen im Zeitverlauf (Jahreszahlen).

Statistik der Deutschen Rentenversicherung: Publikation "Rentenversicherung in Zeitreihen", aktuelle Ausgabe. Code S132_RTZN_ZNAE VSRT_ZK.

Statistisches Bundesamt, Genesis Online: Code 81000-0007 (Löhne), 61111-0001 (Verbraucherpreisindex), 81000-0011 (VGR des Bundes – Erwerbstätigkeit), 12612-0010 (Zusammengefasste Geburtenziffern); 12411-0007 (Bevölkerung nach Alter, Geschlecht, Nationalität).

Statistisches Bundesamt, Studierende an Hochschulen - Fachserie 11, Reihe 4.1 - Wintersemester.

Statistisches Bundesamt, Sonderauswertungen aus dem Mikrozensus: BEV 6 Bevölkerung in Privathaushalten - darunter Ausländer - nach Alter, Beteiligung am Erwerbsleben.

A2 Tests auf Stationarität

Tabelle A1: ADF-Test auf Stationarität der Kovariaten

	t-Statistik	Sign.	Model
V2_Wages	-6.921	<0.01	t br (2009)
V4_TFR_non-German women	-5.445	<0.01	t br (2010)
V7_Education_Females aged <20	-5.112	<0.06	t br (2006)
V9_Retirement Males	-6.504	<0.01	t br (2009)
V17_non-German Females aged 30-34 / children <6	-3.711	0.042	t
V18_non-German Females aged 35-39 / children <6	-4.084	0.02	t
V19_non-German Females aged 40-44 / children <6	-4.492	<0.01	t

Beim ADF-Test muss berücksichtigt werden, ob die Daten einem Trend folgen. Auf der Basis der t-Werte wird entschieden, welches Modell zugrunde zu legen ist. Wir folgen dabei den Empfehlungen von Enders (1995).

Abkürzungen für das Modell nc= no constant, ; c = constant; t = constant + trend, br(tttt) = mit Break im Jahr tttt

Quelle: Eigene Berechnungen.

Tabelle A2: ADF-Test auf Stationarität der Erwerbsquoten (Logits)

	t-Statistik	Sign.	Model
Deutsche Männer (Altersgruppe)			
15-19	-3.039	0.043	c
20-24	-2.156	0.032	n
25-29	-2.749	0.078	c

	t-Statistik	Sign.	Model
30-34	-5.269	0.001	t
35-39	-4.36	0.010	t
40-44	-5.617	0.001	t
45-49	-5.721	0.001	t
50-54	-2.644	0.098	c
55-59	-4.582	0.005	t
60-64	-7.214	0.000	t
Deutsche Frauen (Altersgruppe)			
15-19	-3.728	-0.009	c
20-24	-2.606	0.103	c
25-29	-3.583	0.049	t
30-34	-3.896	0.025	t
35-39	-4.463	0.059	t br(2005)
40-44	-3.264	0.092	t
45-49	-5.295	<0.01	t br(2007)
50-54	-6.443	<0.01	t br(2007)
55-59	-4.302	0.011	t
60-64	-5.934	0.000	t
Ausländer (Altersgruppe)			
15-19	-5.236	0.043	t br(2002)
20-24	-3.370	0.002	nc
25-29	-4.421	0.008	t
30-34	-2.689	0.088	c
35-39	-7.467	<0.01	t br(2015)
40-44	-6.981	<0.01	c br(2015)
45-49	-4.203	0.013	t
50-54	-3.766	0.008	c
55-59	-4.226	0.108	t br(1996)
60-64	-4.097	<0.05	t br(2001)
Ausländerinnen (Altersgruppe)			
15-19	-4.875	0.018	t br(2008)
20-24	-3.228	0.028	c
25-29	-3.531	0.055	t
30-34	-4.236	0.089	c br(2005)
35-39	-4.073	<0.025	t br(2005)
40-44	-3.201	0.109	t
45-49	-3.120	0.083	t
50-54	-3.859	0.029	t
55-59	-3.560	0.053	t
60-64	-5.622	0.015	t br(2003)

Variablenbezeichnungen, z.B. LGAMG15 : LGA heißt Logit für die activity rate, M für Male (F für Female), G für German (F für Foreigner), 15 für Alter 15 bis 19

Beim ADF-Test muss berücksichtigt werden, ob die Daten einem Trend folgen. Auf der Basis der t-Werte wird entschieden, welches Modell zugrunde zu legen ist. Wir folgen dabei den Empfehlungen von Enders (1995).

Abkürzungen für das Modell nc = no constant, ; c = constant; t = constant + trend, br(tttt) = mit Break im Jahr tttt

Quelle: Eigene Berechnungen.

A3 Schätzungen nach Nationalität, Geschlecht und Alter

Erläuterungen:

Abhängige Variable ist das Logit der Erwerbsquote; Beispiel Variablenbezeichnung, LGAFG15: LGA heißt Logit für die activity rate, F für Female (M für Male), G für German (F für Foreigner), 15 für Alter 15 bis 19, U1 bis U7 sind Arbeitsmarktindikatoren, siehe Tabelle 1 im Text.

V1 bis V19 sind erklärende Regressoren, siehe Tabelle 2 im Text.

T Trend (Zeit, Startjahr = 1990), LN T nat. Logarithmus von T

Dtttt Dummyvariable, die ab dem Jahr tttt den Wert 1 annimmt

DIMPtt einmaliger Schock im Jahr tt (Ausreißerbereinigung im Jahr tt)

DTBtttt Trendbruch ab dem Jahr tttt; vorher Null, dann jedes Jahr um den Wert 1 wachsend

a) deutsche Frauen

Dependent Variable: LGAFG15

Method: Least Squares

Sample: 1991 2019

Included observations: 29

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.200782	0.033019	-6.080803	0.0000
D1995	-0.159198	0.048209	-3.302238	0.0032
D2000	0.122105	0.033027	3.697100	0.0013
D2003	-0.201252	0.034179	-5.888215	0.0000
DIMP13	0.082425	0.047391	1.739281	0.0960
LGAFG15(-1)	0.414883	0.099866	4.154411	0.0004
U7	0.049917	0.026178	1.906820	0.0697
R-squared	0.946408	Mean dependent var		-0.514074
Adjusted R-squared	0.931792	S.D. dependent var		0.170125
S.E. of regression	0.044431	Akaike info criterion		-3.183262
Sum squared resid	0.043430	Schwarz criterion		-2.853225
Log likelihood	53.15730	Hannan-Quinn criter.		-3.079899
F-statistic	64.75193	Durbin-Watson stat		1.983546
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFG20

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

White-Hinkley (HC1) heteroskedasticity consistent standard errors and covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.071692	0.163067	6.572094	0.0000
D1996	-0.228846	0.051180	-4.471361	0.0002
LGAFG20(-1)	0.399514	0.111910	3.569944	0.0016
V7_EDU_F20	-0.673186	0.194905	-3.453918	0.0022
U6(-1)	-0.035013	0.015653	-2.236851	0.0353
R-squared	0.919318	Mean dependent var		1.045965
Adjusted R-squared	0.905287	S.D. dependent var		0.136888
S.E. of regression	0.042128	Akaike info criterion		-3.335770
Sum squared resid	0.040820	Schwarz criterion		-3.097876
Log likelihood	51.70078	Hannan-Quinn criter.		-3.263043
F-statistic	65.51760	Durbin-Watson stat		2.108144
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		54.28387
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFG25
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1992 2019
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.900398	0.243911	7.791373	0.0000
LGAFG25(-1)	-0.218628	0.155493	-1.406031	0.1737
DIMP07	0.127192	0.037504	3.391432	0.0026
D2005	-0.100477	0.024078	-4.172911	0.0004
DTB2005C	0.024744	0.003379	7.322509	0.0000
U6(-1)	-0.018114	0.006744	-2.685974	0.0135
R-squared	0.888330	Mean dependent var		1.562180
Adjusted R-squared	0.862950	S.D. dependent var		0.091023
S.E. of regression	0.033697	Akaike info criterion		-3.755405
Sum squared resid	0.024981	Schwarz criterion		-3.469932
Log likelihood	58.57567	Hannan-Quinn criter.		-3.668133
F-statistic	35.00181	Durbin-Watson stat		1.962287
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFG30

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.951134	0.399766	2.379228	0.0256
DTB2005C	0.012170	0.005694	2.137325	0.0430
LGAFG30(-1)	0.458377	0.230401	1.989479	0.0582
U6(-1)	-0.043013	0.021648	-1.986954	0.0585
R-squared	0.875430	Mean dependent var		1.584212
Adjusted R-squared	0.859859	S.D. dependent var		0.194748
S.E. of regression	0.072905	Akaike info criterion		-2.267761
Sum squared resid	0.127563	Schwarz criterion		-2.077446
Log likelihood	35.74866	Hannan-Quinn criter.		-2.209580
F-statistic	56.22115	Durbin-Watson stat		2.498086
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		197.7130
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFG35

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.416724	0.093233	4.469683	0.0002
D1995	-0.089662	0.026746	-3.352432	0.0028
DIMP05	-0.114518	0.005893	-19.43360	0.0000
LGAFG35(-1)	0.885258	0.040874	21.65823	0.0000
U6(-1)	-0.038707	0.008153	-4.747446	0.0001
R-squared	0.971956	Mean dependent var		1.666687
Adjusted R-squared	0.967079	S.D. dependent var		0.191010
S.E. of regression	0.034657	Akaike info criterion		-3.726186
Sum squared resid	0.027626	Schwarz criterion		-3.488292
Log likelihood	57.16660	Hannan-Quinn criter.		-3.653459
F-statistic	199.2845	Durbin-Watson stat		2.148245
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		532.2441
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFG40

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.249906	0.090701	2.755270	0.0110
D2005	-0.042022	0.024037	-1.748223	0.0932
LGAFG40(-1)	0.943280	0.045825	20.58420	0.0000
U2(-1)	-0.009427	0.004080	-2.310458	0.0298
R-squared	0.944352	Mean dependent var		1.855512
Adjusted R-squared	0.937396	S.D. dependent var		0.226537
S.E. of regression	0.056681	Akaike info criterion		-2.771189
Sum squared resid	0.077106	Schwarz criterion		-2.580874
Log likelihood	42.79664	Hannan-Quinn criter.		-2.713007
F-statistic	135.7616	Durbin-Watson stat		2.828949
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		375.3575
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFG45

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-100.1388	57.10001	-1.753744	0.0922
LNT	13.24795	7.536043	1.757945	0.0915
LGAFG45(-1)	0.726506	0.110538	6.572476	0.0000
U6(-1)	-0.023604	0.010326	-2.285822	0.0314
R-squared	0.980601	Mean dependent var		1.803604
Adjusted R-squared	0.978176	S.D. dependent var		0.315804
S.E. of regression	0.046654	Akaike info criterion		-3.160549
Sum squared resid	0.052238	Schwarz criterion		-2.970234
Log likelihood	48.24769	Hannan-Quinn criter.		-3.102368
F-statistic	404.3819	Durbin-Watson stat		2.321329
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		978.7085
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFG50

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.265754	0.070425	3.773560	0.0009
D1996	-0.087630	0.041965	-2.088158	0.0476
LGAFG50(-1)	0.961999	0.014990	64.17722	0.0000
U6(-1)	-0.030506	0.012987	-2.348968	0.0274
R-squared	0.992479	Mean dependent var		1.441525
Adjusted R-squared	0.991538	S.D. dependent var		0.362068
S.E. of regression	0.033305	Akaike info criterion		-3.834633
Sum squared resid	0.026622	Schwarz criterion		-3.644318
Log likelihood	57.68487	Hannan-Quinn criter.		-3.776452
F-statistic	1055.640	Durbin-Watson stat		1.888636
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		4734.401
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFG55

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1991 2019

Included observations: 29 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-152.3751	19.44282	-7.837086	0.0000
DIMP05	0.050534	0.009345	5.407569	0.0000
DTB1996	-0.019987	0.009634	-2.074563	0.0489
T	0.076542	0.009734	7.863604	0.0000
U6	-0.049218	0.010848	-4.537024	0.0001
R-squared	0.998197	Mean dependent var		0.734669
Adjusted R-squared	0.997897	S.D. dependent var		0.532320
S.E. of regression	0.024413	Akaike info criterion		-4.431783
Sum squared resid	0.014304	Schwarz criterion		-4.196042
Log likelihood	69.26085	Hannan-Quinn criter.		-4.357952
F-statistic	3322.026	Durbin-Watson stat		1.351460
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		5035.500
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFG60

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-6.144341	1.916812	-3.205500	0.0039
D1999	-0.076708	0.032596	-2.353307	0.0275
DTB1999C	0.099337	0.004119	24.11910	0.0000
V9_RET_M(-2)	0.074943	0.030942	2.422096	0.0237
U6	-0.045910	0.007634	-6.014202	0.0000
R-squared	0.997746	Mean dependent var		-0.793414
Adjusted R-squared	0.997354	S.D. dependent var		0.765088
S.E. of regression	0.039356	Akaike info criterion		-3.471897
Sum squared resid	0.035625	Schwarz criterion		-3.234004
Log likelihood	53.60656	Hannan-Quinn criter.		-3.399171
F-statistic	2545.199	Durbin-Watson stat		1.114463
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		6154.284
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

b) deutsche Männer

Dependent Variable: LGAMG15

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	193.0641	41.54908	4.646651	0.0001
LGAMG15(-1)	0.363368	0.103199	3.521051	0.0019
DIMP03	-0.128978	0.037600	-3.430240	0.0024
DIMP12	-0.160004	0.037431	-4.274650	0.0003
LNT	-25.43969	5.471874	-4.649173	0.0001
U7(-1)	0.147147	0.033969	4.331798	0.0003
R-squared	0.958587	Mean dependent var		-0.323662
Adjusted R-squared	0.949175	S.D. dependent var		0.159436
S.E. of regression	0.035944	Akaike info criterion		-3.626307
Sum squared resid	0.028423	Schwarz criterion		-3.340835
Log likelihood	56.76830	Hannan-Quinn criter.		-3.539035
F-statistic	101.8475	Durbin-Watson stat		1.936578
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAMG20
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1992 2019
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.129796	0.137744	0.942299	0.3558
LGAMG20(-1)	0.852783	0.095259	8.952232	0.0000
DIMP13	0.110488	0.041976	2.632193	0.0149
D2008	-0.067699	0.032759	-2.066553	0.0502
U7(-1)	0.060671	0.028276	2.145683	0.0427
R-squared	0.953510	Mean dependent var		1.262370
Adjusted R-squared	0.945425	S.D. dependent var		0.165927
S.E. of regression	0.038763	Akaike info criterion		-3.502278
Sum squared resid	0.034559	Schwarz criterion		-3.264384
Log likelihood	54.03189	Hannan-Quinn criter.		-3.429552
F-statistic	117.9323	Durbin-Watson stat		1.947952
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAMG25
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1992 2019
Included observations: 28 after adjustments
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.544553	0.233808	6.606073	0.0000
LGAMG25(-1)	0.224937	0.112662	1.996563	0.0578
D2000	-0.057268	0.027466	-2.085054	0.0484
D2008	-0.042681	0.023885	-1.786933	0.0871
U7(-1)	0.094764	0.032657	2.901829	0.0080
R-squared	0.497127	Mean dependent var		2.056248
Adjusted R-squared	0.409671	S.D. dependent var		0.075522
S.E. of regression	0.058026	Akaike info criterion		-2.695416
Sum squared resid	0.077442	Schwarz criterion		-2.457522
Log likelihood	42.73582	Hannan-Quinn criter.		-2.622689
F-statistic	5.684304	Durbin-Watson stat		2.374202
Prob(F-statistic)	0.002477	Wald F-statistic		7.452248
Prob(Wald F-statistic)	0.000529			

Dependent Variable: LGAMG30
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1992 2019
Included observations: 28 after adjustments
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.942007	0.288666	6.727524	0.0000
DIMP94	0.532778	0.064296	8.286393	0.0000
D2008	-0.371438	0.053842	-6.898658	0.0000
LGAMG30(-1)	0.546445	0.095993	5.692552	0.0000
U1(-1)	-0.027854	0.015972	-1.743875	0.0945
R-squared	0.909386	Mean dependent var		3.427625
Adjusted R-squared	0.893627	S.D. dependent var		0.415036
S.E. of regression	0.135363	Akaike info criterion		-1.001274
Sum squared resid	0.421435	Schwarz criterion		-0.763380
Log likelihood	19.01783	Hannan-Quinn criter.		-0.928547
F-statistic	57.70582	Durbin-Watson stat		2.637862
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		3092.594
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAMG35

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

White-Hinkley (HC1) heteroskedasticity consistent standard errors and covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.924619	0.334170	5.759410	0.0000
DIMP96	0.195703	0.048696	4.018876	0.0005
D2008	-0.403392	0.048006	-8.402955	0.0000
LGAMG35(-1)	0.613520	0.082144	7.468819	0.0000
U1(-1)	-0.034278	0.009836	-3.484800	0.0020
R-squared	0.937982	Mean dependent var		3.777015
Adjusted R-squared	0.927197	S.D. dependent var		0.429499
S.E. of regression	0.115888	Akaike info criterion		-1.311956
Sum squared resid	0.308890	Schwarz criterion		-1.074062
Log likelihood	23.36738	Hannan-Quinn criter.		-1.239229
F-statistic	86.96551	Durbin-Watson stat		1.917111
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		365.6661
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAMG40

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.500113	0.315326	4.757345	0.0001
D2008	-0.284439	0.060492	-4.702090	0.0001
LGAMG40(-1)	0.706042	0.087997	8.023520	0.0000
U1(-1)	-0.035634	0.012588	-2.830745	0.0092
R-squared	0.879182	Mean dependent var		3.622212
Adjusted R-squared	0.864080	S.D. dependent var		0.390485
S.E. of regression	0.143961	Akaike info criterion		-0.906980
Sum squared resid	0.497397	Schwarz criterion		-0.716665
Log likelihood	16.69772	Hannan-Quinn criter.		-0.848799
F-statistic	58.21540	Durbin-Watson stat		2.221768
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		71.34444
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAMG45

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.549757	0.453268	5.625274	0.0000
DIMP94	0.655200	0.113136	5.791255	0.0000
DIMP95	0.390094	0.135336	2.882412	0.0086
LGAMG45(-1)	0.359509	0.109164	3.293288	0.0033
D2008	-0.319986	0.082042	-3.900281	0.0008
U1(-1)	-0.036077	0.015381	-2.345648	0.0284
R-squared	0.914459	Mean dependent var		3.299146
Adjusted R-squared	0.895018	S.D. dependent var		0.317153
S.E. of regression	0.102760	Akaike info criterion		-1.525427
Sum squared resid	0.232313	Schwarz criterion		-1.239954
Log likelihood	27.35597	Hannan-Quinn criter.		-1.438155
F-statistic	47.03753	Durbin-Watson stat		1.831072
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAMG50
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1992 2019
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.489969	0.459838	3.240202	0.0036
DIMP06	0.165761	0.088765	1.867420	0.0746
D2008	-0.117506	0.058353	-2.013721	0.0559
LGAMG50(-1)	0.577508	0.134006	4.309579	0.0003
U1(-1)	-0.033511	0.013993	-2.394879	0.0252
R-squared	0.699826	Mean dependent var		2.668497
Adjusted R-squared	0.647622	S.D. dependent var		0.136268
S.E. of regression	0.080891	Akaike info criterion		-2.031005
Sum squared resid	0.150496	Schwarz criterion		-1.793111
Log likelihood	33.43406	Hannan-Quinn criter.		-1.958278
F-statistic	13.40556	Durbin-Watson stat		2.099955
Prob(F-statistic)	0.000009			

Dependent Variable: LGAMG55
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1992 2019
Included observations: 28 after adjustments
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-5.258032	1.753950	-2.997823	0.0064
DIMP92	-0.348178	0.024006	-14.50389	0.0000
LGAMG55(-1)	0.712564	0.097175	7.332790	0.0000
V9_RET_M(-1)	0.093630	0.030681	3.051703	0.0057
U6(-1)	-0.042143	0.018386	-2.292137	0.0314
R-squared	0.972582	Mean dependent var		1.705641
Adjusted R-squared	0.967813	S.D. dependent var		0.337389
S.E. of regression	0.060530	Akaike info criterion		-2.610927
Sum squared resid	0.084269	Schwarz criterion		-2.373033
Log likelihood	41.55297	Hannan-Quinn criter.		-2.538200
F-statistic	203.9631	Durbin-Watson stat		2.094662
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		978.2061
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAMG60
Method: Least Squares
Sample: 1991 2019
Included observations: 29
White-Hinkley (HC1) heteroskedasticity consistent standard errors and covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-12.57826	3.797406	-3.312329	0.0028
LGAMG60(-1)	0.751743	0.083629	8.988978	0.0000
V9_RET_M	0.202789	0.060695	3.341140	0.0026
U6	-0.067823	0.017014	-3.986396	0.0005
R-squared	0.991176	Mean dependent var		-0.039424
Adjusted R-squared	0.990117	S.D. dependent var		0.594836
S.E. of regression	0.059135	Akaike info criterion		-2.690545
Sum squared resid	0.087424	Schwarz criterion		-2.501952
Log likelihood	43.01290	Hannan-Quinn criter.		-2.631480
F-statistic	936.0345	Durbin-Watson stat		1.278404
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		1517.794
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

c) Ausländerinnen

Dependent Variable: LGAFF15

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.088952	0.100272	0.887103	0.3838
LGAFF15(-1)	0.680896	0.108882	6.253536	0.0000
DTB2008C	-0.010857	0.005011	-2.166929	0.0404
U5(-1)	-0.017990	0.007794	-2.308117	0.0299
R-squared	0.872854	Mean dependent var		-0.787584
Adjusted R-squared	0.856960	S.D. dependent var		0.198004
S.E. of regression	0.074886	Akaike info criterion		-2.214132
Sum squared resid	0.134590	Schwarz criterion		-2.023817
Log likelihood	34.99785	Hannan-Quinn criter.		-2.155951
F-statistic	54.91962	Durbin-Watson stat		2.540651
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		84.74458
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFF20

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.654641	0.212703	3.077731	0.0053
DIMP13	0.258000	0.055252	4.669543	0.0001
LGAFF20(-1)	0.239486	0.133283	1.796822	0.0855
V4_TFR_F(-1)	-0.129748	0.073471	-1.765968	0.0907
U5(-1)	-0.013993	0.004893	-2.859687	0.0089
R-squared	0.669306	Mean dependent var		0.228980
Adjusted R-squared	0.611793	S.D. dependent var		0.085958
S.E. of regression	0.053557	Akaike info criterion		-2.855708
Sum squared resid	0.065972	Schwarz criterion		-2.617814
Log likelihood	44.97991	Hannan-Quinn criter.		-2.782981
F-statistic	11.63765	Durbin-Watson stat		1.887192
Prob(F-statistic)	0.000026			

Dependent Variable: LGAFF25

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.347500	0.084697	4.102849	0.0004
D2005	0.183202	0.035025	5.230548	0.0000
LGAFF25(-1)	0.218985	0.134233	1.631381	0.1159
U5(-1)	-0.014760	0.004207	-3.508512	0.0018
R-squared	0.785023	Mean dependent var		0.226918
Adjusted R-squared	0.758151	S.D. dependent var		0.134075
S.E. of regression	0.065936	Akaike info criterion		-2.468713
Sum squared resid	0.104340	Schwarz criterion		-2.278398
Log likelihood	38.56198	Hannan-Quinn criter.		-2.410531
F-statistic	29.21332	Durbin-Watson stat		2.489593
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		83.17987
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFF30

Method: Least Squares

Sample: 1995 2019

Included observations: 25

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 3.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.126035	0.034133	3.692428	0.0014
DIMP08	-0.151452	0.017916	-8.453257	0.0000
LGAFF30(-1)	0.770362	0.087527	8.801428	0.0000
V17_CF30	0.055118	0.021802	2.528094	0.0200
U6(-1)	-0.040222	0.010185	-3.948963	0.0008
R-squared	0.887526	Mean dependent var		0.305917
Adjusted R-squared	0.865031	S.D. dependent var		0.123246
S.E. of regression	0.045278	Akaike info criterion		-3.175119
Sum squared resid	0.041003	Schwarz criterion		-2.931344
Log likelihood	44.68899	Hannan-Quinn criter.		-3.107506
F-statistic	39.45455	Durbin-Watson stat		2.015854
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		168.4447
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFF35

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	583.1837	119.4504	4.882224	0.0001
LNT	-76.69592	15.71464	-4.880541	0.0001
DTB2000	0.051128	0.008679	5.891107	0.0000
V18_CF35	0.156808	0.019188	8.172391	0.0000
U6(-1)	-0.029455	0.015196	-1.938400	0.0649
R-squared	0.874932	Mean dependent var		0.471878
Adjusted R-squared	0.853181	S.D. dependent var		0.138600
S.E. of regression	0.053107	Akaike info criterion		-2.872571
Sum squared resid	0.064869	Schwarz criterion		-2.634677
Log likelihood	45.21599	Hannan-Quinn criter.		-2.799844
F-statistic	40.22486	Durbin-Watson stat		1.733678
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		43.82721
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFF40

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	106.2848	25.10037	4.234391	0.0003
LGAFF40(-1)	0.722450	0.142800	5.059163	0.0000
T	-0.053093	0.012554	-4.229094	0.0003
DTB1998	0.056821	0.013937	4.076921	0.0005
V19_CF40	0.045888	0.024748	1.854161	0.0772
U6(-1)	-0.049295	0.016929	-2.911851	0.0081
R-squared	0.914158	Mean dependent var		0.717116
Adjusted R-squared	0.894648	S.D. dependent var		0.159899
S.E. of regression	0.051900	Akaike info criterion		-2.891588
Sum squared resid	0.059259	Schwarz criterion		-2.606116
Log likelihood	46.48223	Hannan-Quinn criter.		-2.804316
F-statistic	46.85688	Durbin-Watson stat		1.591560
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		67.21085
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFF45

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.241616	0.072465	3.334259	0.0028
LGAFF45(-1)	0.704454	0.088323	7.975855	0.0000
DTB2005	0.007037	0.002428	2.897876	0.0079
U6(-1)	-0.014478	0.007904	-1.831633	0.0794
R-squared	0.888307	Mean dependent var		0.712164
Adjusted R-squared	0.874346	S.D. dependent var		0.172346
S.E. of regression	0.061093	Akaike info criterion		-2.621286
Sum squared resid	0.089576	Schwarz criterion		-2.430971
Log likelihood	40.69800	Hannan-Quinn criter.		-2.563105
F-statistic	63.62517	Durbin-Watson stat		2.393517
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		115.4440
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFF50

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.348396	0.407164	-0.855665	0.4014
DIMP08	-0.075471	0.012993	-5.808753	0.0000
DTB1998	0.050795	0.001852	27.42546	0.0000
DTB2009C	-0.065896	0.006502	-10.13479	0.0000
V2_WAGES	0.000439	0.000212	2.070142	0.0504
U5(-1)	-0.013790	0.003570	-3.862285	0.0008
R-squared	0.973922	Mean dependent var		0.492851
Adjusted R-squared	0.967996	S.D. dependent var		0.207780
S.E. of regression	0.037171	Akaike info criterion		-3.559144
Sum squared resid	0.030398	Schwarz criterion		-3.273672
Log likelihood	55.82802	Hannan-Quinn criter.		-3.471873
F-statistic	164.3263	Durbin-Watson stat		1.608602
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		363.4633
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFF55

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.199330	0.106018	1.880151	0.0734
D2005	0.299229	0.064053	4.671586	0.0001
D2008	-0.166065	0.056638	-2.932035	0.0077
LGAFF55(-1)	0.388382	0.143237	2.711461	0.0127
DTB2008	0.015901	0.006383	2.491306	0.0208
U5(-1)	-0.013123	0.006081	-2.158080	0.0421
R-squared	0.931057	Mean dependent var		0.147272
Adjusted R-squared	0.915388	S.D. dependent var		0.213915
S.E. of regression	0.062224	Akaike info criterion		-2.528746
Sum squared resid	0.085180	Schwarz criterion		-2.243274
Log likelihood	41.40245	Hannan-Quinn criter.		-2.441474
F-statistic	59.42082	Durbin-Watson stat		1.782920
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAFF60

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-15.08457	2.837634	-5.315897	0.0000
LGAFF60(-1)	0.541136	0.142618	3.794311	0.0009
DTB2013C	0.035837	0.014649	2.446400	0.0225
V9_RET_M	0.232990	0.043071	5.409378	0.0000
U6(-1)	-0.037024	0.015039	-2.461863	0.0217
R-squared	0.963736	Mean dependent var		-1.026878
Adjusted R-squared	0.957429	S.D. dependent var		0.489864
S.E. of regression	0.101072	Akaike info criterion		-1.585533
Sum squared resid	0.234958	Schwarz criterion		-1.347639
Log likelihood	27.19746	Hannan-Quinn criter.		-1.512806
F-statistic	152.8094	Durbin-Watson stat		2.365941
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		655.0850
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

d) Ausländer

Dependent Variable: LGAMF15

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	226.2951	81.55053	2.774907	0.0113
DIMP03	-0.320919	0.009295	-34.52632	0.0000
DIMP12	-0.125982	0.023409	-5.381825	0.0000
LGAMF15(-1)	0.479768	0.137551	3.487931	0.0022
LNT	-29.94254	10.79046	-2.774908	0.0113
V2_WAGES	0.000684	0.000337	2.025729	0.0557
U5(-1)	-0.010075	0.005614	-1.794751	0.0871
R-squared	0.957191	Mean dependent var		-0.650257
Adjusted R-squared	0.944960	S.D. dependent var		0.265881
S.E. of regression	0.062377	Akaike info criterion		-2.498909
Sum squared resid	0.081710	Schwarz criterion		-2.165858
Log likelihood	41.98472	Hannan-Quinn criter.		-2.397092
F-statistic	78.25812	Durbin-Watson stat		2.150281
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAMF20

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.433538	0.173626	2.496964	0.0201
D2016	-0.208853	0.051357	-4.066688	0.0005
D2018	0.349292	0.044907	7.778123	0.0000
LGAMF20(-1)	0.844330	0.069524	12.14450	0.0000
U5(-1)	-0.015484	0.005818	-2.661317	0.0139
R-squared	0.899124	Mean dependent var		1.070372
Adjusted R-squared	0.881581	S.D. dependent var		0.300816
S.E. of regression	0.103517	Akaike info criterion		-1.537725
Sum squared resid	0.246464	Schwarz criterion		-1.299831
Log likelihood	26.52815	Hannan-Quinn criter.		-1.464998
F-statistic	51.25080	Durbin-Watson stat		2.837665
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		132.8801
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAMF25
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1992 2019
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.265022	1.077960	-1.173533	0.2531
LGAMF25(-1)	0.424389	0.172172	2.464920	0.0220
D2008	-0.165682	0.062913	-2.633521	0.0152
D2015	-0.408166	0.118660	-3.439794	0.0023
V2_WAGES	0.001237	0.000599	2.066129	0.0508
U7(-1)	0.196266	0.113620	1.727387	0.0981
R-squared	0.808139	Mean dependent var		1.795169
Adjusted R-squared	0.764535	S.D. dependent var		0.225543
S.E. of regression	0.109444	Akaike info criterion		-1.399398
Sum squared resid	0.263516	Schwarz criterion		-1.113925
Log likelihood	25.59157	Hannan-Quinn criter.		-1.312126
F-statistic	18.53332	Durbin-Watson stat		2.160711
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAMF30
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1994 2019
Included observations: 26 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.125536	0.610363	1.844043	0.0793
D2016	-0.790134	0.110565	-7.146327	0.0000
D2018	0.606169	0.193931	3.125690	0.0051
LGAMF30(-2)	0.414500	0.209572	1.977840	0.0612
U7(-3)	0.326835	0.168640	1.938066	0.0662
R-squared	0.735249	Mean dependent var		2.403233
Adjusted R-squared	0.684820	S.D. dependent var		0.250054
S.E. of regression	0.140383	Akaike info criterion		-0.917848
Sum squared resid	0.413853	Schwarz criterion		-0.675907
Log likelihood	16.93203	Hannan-Quinn criter.		-0.848178
F-statistic	14.57993	Durbin-Watson stat		1.440341
Prob(F-statistic)	0.000008			

Dependent Variable: LGAMF35
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1992 2019
Included observations: 28 after adjustments
White-Hinkley (HC1) heteroskedasticity consistent standard errors and covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.520054	0.352434	4.313021	0.0003
DIMP04	0.321071	0.034785	9.230248	0.0000
D2016	-0.532497	0.152795	-3.485049	0.0021
D2018	0.346789	0.153801	2.254790	0.0344
LGAMF35(-1)	0.465721	0.135152	3.445917	0.0023
U6(-1)	-0.033778	0.018410	-1.834790	0.0801
R-squared	0.806440	Mean dependent var		2.586727
Adjusted R-squared	0.762449	S.D. dependent var		0.260429
S.E. of regression	0.126931	Akaike info criterion		-1.102932
Sum squared resid	0.354454	Schwarz criterion		-0.817459
Log likelihood	21.44104	Hannan-Quinn criter.		-1.015660
F-statistic	18.33192	Durbin-Watson stat		1.872652
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		175.2059
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAMF40

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.049947	0.601839	3.406140	0.0025
D2000	0.096778	0.056721	1.706194	0.1021
DIMP05	0.406236	0.044459	9.137250	0.0000
LGAMF40(-1)	0.483405	0.115467	4.186517	0.0004
DTB2005C	-0.038789	0.013336	-2.908683	0.0081
U1(-1)	-0.067199	0.029810	-2.254275	0.0345
R-squared	0.686608	Mean dependent var		2.589736
Adjusted R-squared	0.615383	S.D. dependent var		0.265038
S.E. of regression	0.164370	Akaike info criterion		-0.585983
Sum squared resid	0.594386	Schwarz criterion		-0.300511
Log likelihood	14.20376	Hannan-Quinn criter.		-0.498711
F-statistic	9.639927	Durbin-Watson stat		2.491548
Prob(F-statistic)	0.000056	Wald F-statistic		92.09639
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAMF45

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.083249	0.230138	9.052170	0.0000
DIMP05	0.721257	0.038601	18.68487	0.0000
LGAMF45(-1)	0.317837	0.103031	3.084854	0.0052
DTB2000C	-0.018667	0.003579	-5.215443	0.0000
U1(-1)	-0.028034	0.014214	-1.972306	0.0607
R-squared	0.770538	Mean dependent var		2.500091
Adjusted R-squared	0.730632	S.D. dependent var		0.219567
S.E. of regression	0.113957	Akaike info criterion		-1.345561
Sum squared resid	0.298682	Schwarz criterion		-1.107667
Log likelihood	23.83785	Hannan-Quinn criter.		-1.272834
F-statistic	19.30862	Durbin-Watson stat		2.540509
Prob(F-statistic)	0.000000	Wald F-statistic		582.8906
Prob(Wald F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAMF50

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 1992 2019

Included observations: 28 after adjustments

White-Hinkley (HC1) heteroskedasticity consistent standard errors and covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.989257	0.701272	-1.410662	0.1730
LGAMF50(-1)	0.631186	0.142827	4.419249	0.0002
DIMP05	0.281945	0.055117	5.115414	0.0000
DIMP11	0.147845	0.037676	3.924091	0.0008
D2015	-0.284316	0.064801	-4.387509	0.0003
V2_WAGES	0.000868	0.000411	2.113035	0.0467
U7(-1)	0.181410	0.102277	1.773716	0.0906
R-squared	0.755275	Mean dependent var		2.019907
Adjusted R-squared	0.685353	S.D. dependent var		0.140403
S.E. of regression	0.078757	Akaike info criterion		-2.032583
Sum squared resid	0.130256	Schwarz criterion		-1.699532
Log likelihood	35.45617	Hannan-Quinn criter.		-1.930766
F-statistic	10.80175	Durbin-Watson stat		1.968208
Prob(F-statistic)	0.000017			

Dependent Variable: LGAMF55
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1992 2019
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.961927	0.289544	3.322211	0.0031
DIMP95	-0.182612	0.079440	-2.298745	0.0314
D2005	0.186431	0.058920	3.164162	0.0045
D2008	-0.139675	0.073272	-1.906265	0.0698
LGAMF55(-1)	0.462275	0.137771	3.355398	0.0029
U1(-1)	-0.027292	0.014033	-1.944831	0.0647
R-squared	0.825429	Mean dependent var		1.368870
Adjusted R-squared	0.785753	S.D. dependent var		0.161201
S.E. of regression	0.074615	Akaike info criterion		-2.165541
Sum squared resid	0.122483	Schwarz criterion		-1.880068
Log likelihood	36.31757	Hannan-Quinn criter.		-2.078269
F-statistic	20.80458	Durbin-Watson stat		1.998957
Prob(F-statistic)	0.000000			

Dependent Variable: LGAMF60
Method: Least Squares
Sample (adjusted): 1992 2019
Included observations: 28 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D2005	0.205323	0.059659	3.441588	0.0022
DIMP11	-0.191537	0.108177	-1.770589	0.0899
LGAMF60(-1)	0.649135	0.123437	5.258850	0.0000
V9_RET_M	0.004266	0.002461	1.733651	0.0964
U1(-1)	-0.038738	0.017387	-2.228042	0.0359
R-squared	0.947829	Mean dependent var		-0.044536
Adjusted R-squared	0.938756	S.D. dependent var		0.409613
S.E. of regression	0.101369	Akaike info criterion		-1.579666
Sum squared resid	0.236341	Schwarz criterion		-1.341772
Log likelihood	27.11533	Hannan-Quinn criter.		-1.506940
Durbin-Watson stat	2.004806			

Impressum

IAB-Forschungsbericht 6|2021

Veröffentlichungsdatum

16. Juni 2021

Herausgeber

Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung
der Bundesagentur für Arbeit
Regensburger Straße 104
90478 Nürnberg

Rechte

Nachdruck – auch auszugsweise – nur mit Genehmigung des IAB gestattet.

Bezugsmöglichkeit dieses Dokuments

<http://doku.iab.de/forschungsbericht/2021/fb0621.pdf>

Bezugsmöglichkeit aller Veröffentlichungen der Reihe „IAB-Forschungsbericht“

<http://www.iab.de/de/publikationen/forschungsbericht.aspx>

Website

www.iab.de

ISSN

2195-2655

Rückfragen zum Inhalt

Johann Fuchs

Telefon: 0911 179-5216

E-Mail: Johann-Fuchs@iab.de