SSOAR

Open Access Repository
www.ssoar.info

Neuschätzung der Stillen Reserve und des Erwerbspersonenpotenzials für Westdeutschland (inkl. Berlin-West)

Fuchs, Johann; Weber, Brigitte

Veröffentlichungsversion / Published Version
Forschungsbericht / research report

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:
SSG Sozialwissenschaften, USB Köln

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:
Fuchs, J., & Weber, B. (2005). *Neuschätzung der Stillen Reserve und des Erwerbspersonenpotenzials für Westdeutschland (inkl. Berlin-West).* (IAB Forschungsbericht : Ergebnisse aus der Projektarbeit des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 15/2005). Nürnberg: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit (IAB). https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-316168

Nutzungsbedingungen:
Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.
Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:
This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.
By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

gesis Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

IAB Forschungsbericht

Ergebnisse aus der Projektarbeit des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Nr. 15/2005

Neuschätzung der Stillen Reserve und des Erwerbspersonenpotenzials für Westdeutschland (inkl. Berlin-West)

Johann Fuchs, Brigitte Weber

Bundesagentur für Arbeit

Neuschätzung der Stillen Reserve und des Erwerbspersonenpotenzials für Westdeutschland (inkl. Berlin-West)

Johann Fuchs, 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, die den bisherigen „IAB-Werkstattbericht“ ablöst.

Inhaltsverzeichnis

Abstract 4

1 Einleitung 5

2 Einordnung von Erwerbspersonenpotenzial und Stiller Reserve in das Arbeitsmarktgeschehen 6

3 Schätzansatz zur Modellierung der Stillen Reserve 10

4 Datenbasis I: Korrigierte Erwerbsquoten des Mikrozensus 16

5 Datenbasis II: Deskription und univariate Analysen der Zeitreihen 20

6 Schätzung der Erwerbsquoten mit WLS 24

7 Vollbeschäftigungswerte der Arbeitsmarktindikatoren 29

8 Berechnung der Stillen Reserve 34

9 Entwicklung des Erwerbspersonenpotenzials seit 1970 37

10 Zusammenfassung und Ausblick 40

Anhang 47

Tabelle A1: Variablenbeschreibung und Quellenangaben 47

Tabelle A2: Ergebnisse der Regressionsrechnungen 51

Tabelle A3: Arbeitsmarktindikatoren 56

Tabelle A4: Hochkonjunkturwerte der Arbeitsmarktindikatoren 57

Tabelle A5: Korrigierte Erwerbsquoten, ausgewählte Jahre 58

Tabelle A6: Potenzialerwerbsquoten, ausgewählte Jahre 59

Tabelle A7: Stille Reserve nach Alter, ausgewählte Jahre 60

Tabelle A8: Erwerbspersonenpotenzial nach Alter, ausgewählte Jahre 61

Abstract

Der vorliegende Bericht stellt revidierte Schätzungen für die Stille Reserve und das Erwerbspersonenpotenzial Westdeutschlands zur Diskussion. Datenbasis sind korrigierte Erwerbsquoten des Mikrozensus, die die geringfügige Beschäftigung besser berücksichtigen als die Orginal-Erwerbsquoten.

Insgesamt wurden für 40 Subpopulationen „Weighted Least Squares"-Regressionen mit Zeitreihen gerechnet. Es wurde mehr Wert auf eine inhaltliche Interpretation des Zusammenhanges gelegt als auf ein einheitliches Erscheinungsbild. Die Ergebnisse wurden intensiv auf Verletzungen der Voraussetzungen der Regressionsanalyse getestet. Die statistischen Tests und auch die graphische Analyse ergeben ein im Großen und Ganzen zufrieden stellendes Ergebnis. Von den insgesamt 40 Gleichungen weist keine einzige gravierende statistische Schwächen auf, obwohl sicherlich einige „verbessert" werden könnten.

Als Ergebnis kristallisierte sich heraus, dass die Stille Reserve nun im Niveau deutlich unter den früheren Schätzungen liegt. Dagegen ist das Erwerbspersonenpotenzial sogar höher als nach den Berechnungen von Thon/Bach aus dem Jahr 1998. Dies wird so interpretiert, dass ein Teil der früher untererfassten geringfügigen Beschäftigung bereits in der Stillen Reserve enthalten war, ein anderer Teil dem Erwerbspersonenpotenzial aber noch fehlte. Jetzt dürfte die geringfügige Beschäftigung besser in der IAB-Potenzialrechnung integriert sein.

1 Einleitung

Zuletzt 1998 haben Thon und Bach für das IAB den Umfang, die Entwicklung und die Struktur der Stillen Reserve und des Erwerbspersonenpotenzials in Westdeutschland geschätzt. Eine sowieso von Zeit zu Zeit sinnvolle Neuschätzung mit erweiterter Datenbasis war diesmal besonders nötig, allerdings auch besonders schwierig, weil das Statistische Bundesamt (StBA) für die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung (VGR) die Zahl der Erwerbstätigen in zwei Schritten im April 1999 und im August 2000 deutlich nach oben korrigiert hat. Mit den Korrekturen wurden die Erkenntnisse um die sog. geringfügige Beschäftigung in den Berechnungen der Erwerbstätigenzahlen der Vergangenheit berücksichtigt. Beispielsweise führt das für 1998 zu einer rd. 3,6 Mio. höheren Erwerbstätigenzahl.

Es stellte sich die Frage, in welchem Umfang die früheren IAB-Schätzungen zur Stillen Reserve und zum Erwerbspersonenpotenzial von diesen einschneidenden Änderungen im Datenkranz berührt werden. Eine erste prinzipielle Antwort wurde mit dem Beitrag von Fuchs (2001) gegeben: Die Stille Reserve kann, muss sich aber nicht ändern. Die Frage ist empirisch zu entscheiden.

Voraussetzung für die empirische Prüfung war die Korrektur der MZ-Erwerbsquoten um die geringfügige Beschäftigung (Fuchs/Söhnlein 2003). Die folgende Neuschätzung der Stillen Reserve setzt auf diese Korrektur auf.

Der vorliegende Beitrag beschreibt zunächst die Idee, die den Berechnungen der Stillen Reserve bzw. des Erwerbspersonenpotenzials zugrunde liegt. Insbesondere wird der Schätzansatz dargestellt.

Es folgt eine ausführliche Beschreibung der Datenbasis. Dabei wird auch die Korrektur der Erwerbsquoten erläutert.

Die Schätzung der Stille Reserve-Quoten beruht auf Regressionsanalysen der (korrigierten) Erwerbsquoten. Die sehr umfangreichen Ergebnisse werden in Kapitel 6 in komprimierter Form dargestellt.

Eine zentrale Rolle für die Ermittlung der Stillen Reserve nehmen die Arbeitsmarktindikatoren ein. Deshalb wird dieser Aspekt in Kapitel 7 gesondert betrachtet.

Die Ergebnisse für die Potenzialerwerbsquoten, die Stille Reserve-Quoten, das Erwerbspersonenpotenzial und die Stille Reserve werden in den Kapiteln 8 und 9 vor allem grafisch dargestellt. (Ausführlicheres Datenmaterial enthält der Anhang.)

Mit einer Zusammenfassung und einem Ausblick auf die künftig geplanten Arbeiten schließt der Beitrag.

Es ist noch hervorzuheben, dass sich die Neuberechnung auf Westdeutschland einschließlich Berlin-West bezieht. Ein in Kürze erscheinender Forschungsbericht zum gleichen Thema für die neuen Länder schließt Berlin-Ost ein. Die Trennung von Berlin in Ost und West wird künftig nicht mehr möglich sein, denn die amtliche Statistik weist die Daten aus verständlichen Gründen nur noch für Berlin insgesamt aus.

2 Einordnung von Erwerbspersonenpotenzial und Stiller Reserve in das Arbeitsmarktgeschehen

Als Maß für das Arbeitskräfteangebot berechnet das IAB das Erwerbspersonenpotenzial. Dieses ist definiert als das erst bei Vollbeschäftigungsbedingungen statistisch beobachtbare Arbeitsangebot und umfasst die Erwerbstätigen, die Arbeitslosen und die Stille Reserve.

Damit ist das Konzept des Erwerbspersonenpotenzials umfassender als das der Erwerbspersonen, welches in der amtlichen Statistik wie in der Forschung üblicherweise als Maß für das Arbeitsangebot Verwendung findet. Das Erwerbspersonenpotenzial ist ein sinnvolles Konzept, weil die vorliegenden Statistiken zur Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit nicht alle Bewegungen am Arbeitsmarkt erfassen.[1] So „verschwindet“ im Konjunkturabschwung gewissermaßen ein Teil derjenigen, die ihren Arbeitsplatz verlieren, aus den Statistiken. Sie sind nicht mehr erwerbstätig, tauchen jedoch auch nicht in der Arbeitslosenstatistik auf.

[1] Für eine ausführliche Begründung und eine genauere Darstellung der Konzepte Erwerbspersonenpotenzial und Stille Reserve siehe beispielsweise Fuchs 2002, Thon/ Bach 1998 und Thon 1986.

Dieses Phänomen ist seit langem bekannt und wird auch in der internationalen Literatur behandelt.[2] Bereits im Zuge der Weltwirtschaftskrise 1929/30 ergaben sich Widersprüche in den Veränderungen von Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit (siehe Klauder 1988: 106; Holst 2000: 24 ff.).

Bei den Ansätzen zur Erklärung findet man in der Literatur sehr häufig den Begriff „discouraged worker“. Er bezeichnet (die zum überwiegenden Teil weiblichen) Arbeitskräfte, die sich nach einem Arbeitsplatzverlust - möglicherweise nicht sofort, sondern erst nach einiger Zeit – entmutigt vom Arbeitsmarkt zurückziehen. In vielen Fällen sehen sich die „discouraged workers“ wohl als völlig chancenlos, so dass sie sich weder bei den amtlichen Stellen als arbeitslos registrieren lassen noch in Befragungen nach dem Erwerbsstatus als Arbeit suchend bezeichnen.[3]

Häufig wird auch von „verdeckter Arbeitslosigkeit“ gesprochen. Dabei ist allerdings mehr an die Teilnehmer an arbeitsmarktpolitischen Programmen zu denken. Beispiele hierfür sind Teilnehmer an Maßnahmen der beruflichen Weiterbildung (Fortbildung, Umschulung), Personen im Vorruhestand und vorruhestandsähnlichen Programmen. So definiert der Sachverständigenrat die verdeckte Arbeitslosigkeit in seinem Jahresgutachten wie folgt: „Als verdeckt arbeitslos können unabhängig von ihren Arbeitsmarktchancen und Arbeitswünschen alle Personen bezeichnet werden, die bei Nichtvorhandensein des entsprechenden arbeitsmarktpolitischen Sonderprogramms oder der entsprechenden Leistung mit größter Wahrscheinlichkeit registriert arbeitslos wären.“ (Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung 1997: 95)

Neben den „discouraged workers“ und den „Vorruheständlern“ gibt es weitere Personen, die unter bestimmten Bedingungen Arbeit anbieten, ohne

---

[2] Um nur einige Beispiele zu nennen: Chagny u. a. 2001; OECD 1995 (Chapter 2 „Supplementary measures of labour market slack: an analysis of discouraged and involuntary part-time workers”); verschiedene Beiträge in Beschäftigungsobservatorium SYSDEM Trends, Nr. 30, 1998 (Hrsg. Europäische Kommission).

[3] Es gibt auch Hinweise auf den genau umgekehrten Effekt: Nach der Zusatzarbeiter-Hypothese können in von Arbeitslosigkeit betroffenen Haushalten bislang nicht erwerbstätige Familienmitglieder einen Arbeitsplatz suchen (vgl. Holst 2000: 31 f.). Ältere Schätzungen sprechen für eine vergleichsweise geringe quantitative Bedeutung (vgl. Brinkmann 1980). Um es vorwegzunehmen: Die vom IAB geschätzte Stillen Reserve ist diesbezüglich netto zu interpretieren, d. h. die „added workers“ sind darin enthalten.

statistisch als arbeitslos oder Arbeit suchend erfasst zu sein. Hier zu nennen wären prinzipiell alle, die aus Arbeitsmarktgründen vorzeitig aus dem Erwerbsleben ausgeschieden sind. Ein Teil derjenigen, die eine Rente wegen Erwerbsunfähigkeit beziehen, sind nur in Rente, weil kein zumutbarer Arbeitsplatz zur Verfügung steht.[4] Aber auch mancher Arbeitnehmer in Altersrente hätte „an sich“ noch gerne länger gearbeitet. Eine ungünstige Arbeitsplatzsituation, verbunden mit dem Druck, Jüngeren den Weg frei zu machen, stand dem entgegen.

Eine weitere Gruppe bilden die Studenten (und sicher teilweise auch Schüler), die der schlechten Arbeitsmarktlage wegen, den bevorstehenden Abschluss von Schule oder Studium hinauszögern, bis sich die Arbeitsmarktlage entspannt hat bzw. um die individuellen Arbeitsmarktchancen durch bessere Noten zu steigern.

Je nach statistischer Erfassbarkeit wird vom IAB ein Teil dieses nichtbeschäftigten Arbeitsangebots als „Stille Reserve in Maßnahmen“ geführt, soweit sich ein Alternativstatus zur Beschäftigung statistisch nachzeichnen lässt. Der übrige Teil der Stillen Reserve trägt die Bezeichnung „Stille Reserve im engeren Sinn“ und schließt Altersrentner wegen Arbeitslosigkeit und arbeitsmarktbedingt erwerbsunfähige Rentner mit ein. Die gesamte Stille Reserve umfasst somit die gemessene „in Maßnahmen“ und die statistisch nur schwer fassbare „Stille Reserve im engeren Sinn“ (Thon/Bach 1998: 7).

Inwieweit jemand der Stillen Reserve zugerechnet werden kann oder nicht, hängt davon ab, ob das Ausscheiden aus dem Erwerbsleben bzw. der Verzicht auf einen Eintritt in dasselbe durch die Arbeitsmarktlage, d.h. Arbeitsmarktkonjunktur, induziert ist (Brinkmann u. a. 1987: 389). Sind andere Gründe maßgebend, dann zählt der/die Betroffene nicht zur Stillen Reserve (lässt sich aber möglicherweise bei anderen Rahmenbedingungen für den Arbeitsmarkt aktivieren). Zentral für die begriffliche Abgrenzung der Stillen Reserve ist also die Frage der Arbeitsmarktsituation. Prinzipiell zählen entsprechend dieser Abgrenzung des IAB zur Stillen Reserve nur Personen, die wegen einer schlechten Arbeitsmarktsituation nicht, nicht

[4] Ein ausgezeichnetes Beispiel, wie der Anteil der „hidden unemployment“ an der Frühinvalidität geschätzt werden kann, findet man bei Armstrong 1999.

mehr oder noch nicht arbeiten, im Falle einer Verbesserung der Situation aber bereit und in der Lage wären, einer Beschäftigung nachzugehen.

Thon und Bach weisen auf die Bedeutung der Fristigkeit der Betrachtung hin. „Bei der Frage nach dem **aktuellen** Arbeitskräfteangebot ist zu bedenken, dass sich viele Personen in einem Nichtbeschäftigungs-Status befinden, bei dem nicht damit zu rechnen ist, dass sie aktuell oder in Zukunft je wieder Arbeit nachfragen. Diese Personen können also dem aktuellen Arbeitskräfteangebot nicht zugerechnet werden. … **Langfristig** und unter der Zielsetzung eines hohen Beschäftigungsstandes gesehen, muss allen genannten Personengruppen … Arbeitsmarktrelevanz zugewiesen werden.“ (Thon/Bach 1998: 7; Sätze umgestellt; Hervorhebung bereits im Original)

Manche Nichtbeschäftigte befinden sich in einem Status, der nicht erwarten lässt, dass aktuell oder überhaupt noch einmal Arbeit aufgenommen wird. So verließen in der jüngsten Vergangenheit viele Beschäftigte den Arbeitsmarkt über das Ventil „Vorruhestand“. Sicherlich geschah dies häufig freiwillig oder war sogar vom Arbeitnehmer gewünscht. Wahrscheinlich sind „Vorruheständler“ auch endgültig aus dem Arbeitsmarkt ausgeschieden und nähmen nur in Einzelfällen wieder Arbeit auf, wenn ihnen denn eine angeboten würde. Zugleich ist aber auch anzunehmen, dass ein „Vorruheständler“ ohne die Vorruhestandsregelung weitergearbeitet hätte – oder im weniger günstigen Fall arbeitslos geworden wäre. Auch sollten nachrückende Jahrgänge bei einer Besserung der Arbeitsmarktlage oder wenn es keine Vorruhestandsregelungen mehr gibt dem Arbeitsmarkt zur Verfügung stehen.

Beispielsweise ist in den neuen Bundesländern nach der Wende aufgrund der bis 1993 geltenden Vorruhestandsregelungen (insbesondere das Altersübergangsgeld) die Erwerbsquote der 55- bis 59-Jährigen zwischen 1990 und 1993 von fast 90 % auf 40 % gesunken. Nach dem Wegfall der Vorruhestandsgesetze stieg die Erwerbsquote wieder und erreichte schon 1998 das frühere Niveau. Die nachrückenden Kohorten (Altersjahrgänge) hatten offensichtlich dieselbe Erwerbsquote. Ganz im Sinne der Definition des Sachverständigenrats zur „verdeckten Arbeitslosigkeit“ halten wir deshalb diese mehr hypothetische Betrachtungsweise für sinnvoll.

Insofern kann und wird das aktuelle Arbeitsgebot von dem für eine Vollbeschäftigung definierten Erwerbspersonenpotenzial abweichen, das unter einem langfristigen Aspekt zu sehen ist (siehe Thon/Bach 1998: 7; Brinkmann u. a. 1987: 389).

Grundsätzlich ist das Erwerbspersonenpotenzial unter zunächst gleich bleibenden Rahmenbedingungen definiert. Unter veränderten Bedingungen ist ein Arbeitsmarkt denkbar, bei dem es für weitere, bislang dem Arbeitsmarkt fern stehende Personen vorteilhaft ist, vielleicht überhaupt erst möglich oder auch notwendig wird, zu arbeiten.

Ein Beispiel für solche Rahmenbedingungen ist die Arbeitserlaubnis für Asylbewerber, die schlagartig das Erwerbspersonenpotenzial erhöht. Solche Änderungen in den rechtlichen Regelungen deckt das Konzept des konjunkturellen Potenzials nicht ab. Hierzu bedarf es der Vorstellung eines „latenten Potenzials an Arbeitskräften“, welches sich gegen das konjunkturelle Potenzial in der Weise abgrenzt, dass es nur unter deutlich anderen Arbeitsmarktbedingungen erreichbar ist (Thon 1986: 18). Die vom IAB geschätzte Stille Reserve soll aber – so weit wie möglich ausschließlich – nur den Effekt der Arbeitsmarktlage abbilden.

Da es in der Vergangenheit selbstverständlich häufig zu relevanten Änderungen der Rahmenbedingungen kam, sollte jede Schätzung dies in geeigneter Weise berücksichtigen. Beispielsweise könnte ein Rechtsanspruch auf Teilzeitarbeit einen sprunghaften Anstieg an Teilzeitarbeitsplätzen bewirken. Dies lässt sich mit der Teilzeitquote in der Schätzung modellieren. Häufig wird man sich aber nur mit Dummy-Variablen behelfen können.

3 Schätzansatz zur Modellierung der Stillen Reserve

Operationalisierung der Stillen Reserve

Um empirische Werte für das Erwerbspersonenpotenzial zu bekommen, muss „nur“ die Stille Reserve geschätzt werden, da die Zahl der Erwerbstätigen und der Erwerbslosen aus den amtlichen Statistiken bekannt sind.

Teilweise kann die Stille Reserve aus offiziellen Statistiken gewonnen werden. Das IAB weist diese Personengruppen unter dem Begriff „Stille Re-

serve in Maßnahmen“ aus.[5] In den offiziellen Statistiken fehlen einige für die Stille Reserve bedeutende Personengruppen, insbesondere die „discouraged workers“, die Altersrentner, soweit sie betroffen sind, und die Personen in Warteschleifen.

Eine nahe liegende Alternative zur Verwendung offizieller Statistiken ist die Befragung von Nichterwerbspersonen. Doch wie soll vernünftig nach dem Status „Teil des Erwerbspersonenpotenzials bzw. der Stillen Reserve“ gefragt werden? Man müsste für eine hypothetische Hochkonjunkturlage fragen, ob jemand bereit und in der Lage wäre, einer Beschäftigung nachzugehen. Sozialwissenschaftliche Erkenntnisse zeigen die Problematik solcher Fragen. Deshalb wird in den einschlägigen Befragungen über bestimmte Kriterien auf die Zugehörigkeit zur Stillen Reserve geschlossen. Beispielsweise wird in der vom DIW berechneten Stillen Reserve der grundsätzliche Wunsch nach Beschäftigung mit dem Kriterium der Fristigkeit der beabsichtigten Aufnahme einer Beschäftigung verknüpft (siehe Holst 2000: 192 ff.).

Insbesondere für Teilaspekte, wie der Ermittlung der „discouraged workers“, der Qualifikationsstruktur u. a., lassen sich Befragungen heranziehen. Auch können mit dem Befragungsansatz – wie im Übrigen auch mit den Registerstatistiken und eher als mit der im Folgenden noch darzustellenden IAB-Methode – Brutto-Veränderungen geschätzt werden (dazu Holst 2000: 212 ff.).

Aber dem Befragungsansatz sind deutliche Grenzen gesetzt. „Die Schwierigkeit besteht u. a. darin, zu entscheiden, welche Aktivitäten jemand entfalten muss, um zum Arbeitsangebot zu zählen ...“ (Thon/Bach 1998: 4).

---

[5] Es gibt jedoch Zweifel, ob alle diese Personen zur Stillen Reserve gehören. So müsste die im Allgemeinen sinkende Erwerbsbeteiligung Älterer berücksichtigt werden, wenn aus den Statistikregistern der Vorruhestand für die Berechnung der Stillen Reserve herangezogen wird. Zudem ist bei den bisher zur Verfügung stehenden Aggregatdaten nicht sichergestellt, dass alle Personen, die zur Stillen Reserve in Maßnahmen gerechnet werden, nicht gleichzeitig auch als Erwerbstätige erfasst werden (eventuell eine geringfügige Nebentätigkeit ausüben). Allerdings schätzt das IAB zuerst die gesamte (westdeutsche) Stille Reserve, zieht dann die Stille Reserve in Maßnahmen ab und kommt so zu einem Rest, der als Stille Reserve im engeren Sinne bezeichnet wird. Der gesonderte Ausweis der Stillen Reserve in Maßnahmen gibt vor allem einen Anhaltspunkt dafür, wie bedeutsam arbeitsmarktpolitische Maßnahmen im Zusammenhang mit der Stillen Reserve sind.

Insbesondere können vorhandene Erwerbswünsche durchaus verdrängt werden (Brinkmann u. a. 1987: 396). Neue bzw. frei werdende Arbeitsplätze werden dann u. U. von Personen besetzt, die vorher überhaupt keinen Erwerbswunsch äußerten. „(Erst) in Phasen der Vollbeschäftigung werden die entmutigten Arbeitskräfte am Arbeitsmarkt wieder ‚sichtbar'." (Holst 2000: 33)

Im IAB wird die gesamte Stille Reserve, also einschließlich der Personen in arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen, seit langem mit einem indirekten Verfahren geschätzt, wobei der Ansatz zur Zeit ausschließlich auf Westdeutschland angewandt wird.[6]

Der Ansatz basiert auf der Erkenntnis, dass die statistisch gemessene Erwerbsquote[7] auf Veränderungen der Arbeitsmarktlage reagiert, weil sie die Existenz der Stillen Reserve vernachlässigt. Die aus dem Unterschied in den Veränderungen von Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit entstehende statistische Lücke spiegelt sich in dieser als „effektiv" bezeichneten Erwerbsquote wider. Ihre konjunkturelle Variabilität macht die Erwerbsquote einer regressionsanalytischen Methodik zugänglich (siehe Fuchs 2002; Thon/Bach 1998; Thon 1986: 34 ff.; s. a. Strand/Dernburg 1964).

Das Verfahren, das in dem vorliegenden Beitrag für die Schätzung der Stillen Reserve verwendet wird, beginnt mit einer analytischen Zerlegung des Arbeitskräfteangebots in die Komponenten Bevölkerung und Erwerbsbeteiligung. Diese Zerlegung differenziert nach den soziodemografischen Merkmalen Alter, Geschlecht und Nationalität (Deutsche/Ausländer).

Die Daten für die Bevölkerung liegen vor, ebenso die effektiven Erwerbsquoten, nicht dagegen Quoten für die Stille Reserve bzw. die Potenzialerwerbsquoten (Summe aus effektiven Erwerbsquoten und Stille Reserve-

---

6 Aus wohl verständlichen Gründen (Umbruchsituation, kurze Zeitreihen) wurden bisher für die Schätzung des ostdeutschen Erwerbspersonenpotenzials Anpassungsszenarien herangezogen (siehe Fuchs 1998).

7 Die Erwerbsquote misst die Erwerbsbeteiligung der Bevölkerung anhand der Zahl der Erwerbspersonen, also den Erwerbstätigen und Erwerbslosen. Die im Text vorkommenden Begriffe potenzielle Erwerbsbeteiligung und Potenzialerwerbsquote beziehen sich dagegen auf das Erwerbspersonenpotenzial, berücksichtigen also neben den Erwerbspersonen auch die Stille Reserve. Die Begriffe Erwerbsbeteiligung, -neigung, -verhalten und Erwerbsquote werden im Text weitgehend synonym verwendet: Im Prinzip stehen sie für die Relation von Erwerbspersonen(-potenzial) zu Bevölkerung, zumeist nach soziodemographischen Merkmalen differenziert.

Quoten). Zu schätzen sind also die Stille Reserve-Quoten. Diese Schätzung beruht auf folgender Idee:

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

(1) $a_{jt} = 1 / (1 + EXP -(ß_0 + ß_1 Z_t + \gamma K_t))$

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

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

K_t ist ein Regressor, der als Indikator der Arbeitsmarktkonjunktur dient, z. B. die Arbeitslosenquote oder die Relation „Offene Stellen in Relation zu den abhängigen Erwerbspersonen"

$ß_0$, $ß_1$, γ sind die wahren, aber unbekannten Regressionsparameter

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

In den früheren IAB-Schätzungen wurde Gleichung (1) zumeist mit einem linearen Ansatz geschätzt, d. h. der Funktionstyp war linear. Eine lineare Schätzung hat einige Vorteile, aber auch den gewichtigen Nachteil, dass die Schätzung für die Erwerbsquoten Werte außerhalb des möglichen Spektrums]0,1[liefern kann. Nachdem viele effektive Erwerbsquoten bereits nahe der Obergrenze Eins liegen, muss man die geschätzten Werte entweder nachträglich stutzen oder eine andere plausible Funktion für die Schätzung nehmen.

Eine gute alternative Spezifikation ist die hier angenommene logistische Funktion.[8] Die Grenzen der logistischen Funktion sind bei der für die Erwerbsquoten angenommen Obergrenze (100 % = 1)]0,1[. Auch der Funktionsverlauf der logistischen Funktion ist ausgesprochen plausibel: Beginnend mit ganz sanften, 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 weitgehend mit der Verteilungsfunktion der Normalverteilung überein.

Außerdem lässt sich die logistische Funktion so umformen, dass man die Regressoren, also die rechte Seite, in linearer Form erhält (Gleichung 1b).

---

[8] Mehr dazu bei Davidson/MacKinnon (1993: 509) oder Green (1993: 653 f.)

1b) $\ln (a_{jt} / (1 - a_{jt})) = ß_0 + ß_1 Z_t + \gamma K_t = \text{logit } a_{jt}$

Die Regressionsschätzung für (1b) liefert folgende Gleichung.

(2) $\text{logit } \hat{a}_{jt} = b_0 + b_1 Z_t + c K_t$

$\hat{a}_{jt}$ ist das Logit der geschätzten effektiven Erwerbsquote. (Das Dächchen ^ kennzeichnet eine Schätzung.)
b_0, b_1 und c sind geschätzte Regressionsparameter.

Die Regressionsgleichung (2) wurde für alle 40 nach soziodemografischen Merkmalen gebildeten Subpopulationen (5er Altersgruppen von 15 bis 64 Jahre, Geschlecht, Deutsche/Ausländer) getrennt geschätzt.[9]

Der Arbeitsmarktindikator K bildet die Schwankungen der effektiven Erwerbsquote ab, die auf Veränderungen der Arbeitsmarktlage zurückzuführen sind. In die verschiedenen Schätzgleichungen können durchaus unterschiedliche Arbeitsmarktindikatoren eingehen (vgl. dazu Thon/Bach 1998: 10 f.)

Eine Verschlechterung der Arbeitsmarktlage drückt einerseits die effektiven Erwerbsquoten nach unten und geht andererseits einher mit schlechteren Werten für den Arbeitsmarktindikator. Das theoretisch zu erwartende Vorzeichen für den Parameter c des Arbeitsmarktindikators ist damit eindeutig festgelegt. Welches Vorzeichen zu erwarten ist, hängt von dem gewählten Indikator ab.

<u>Beispiele für zu erwartende Wirkungsrichtungen von ausgewählten Indikatoren:</u>

- Je höher die Arbeitslosenquote ist, um so niedriger sollte annahmegemäß die Erwerbsquote a sein; also sinkt mit höheren Werten von K der Wert von a. Der Einfluss von c K hat somit negativ zu sein. Weil K immer positiv ist, muss der Regressionsparameter c bei diesem Arbeitsmarktindikator kleiner Null sein.
- Je höher die Quote der Offenen Stellen ist (z. B. in Bezug auf die Zahl der abhängigen Erwerbspersonen), um so höher sollte annahmegemäß die Erwerbsquote a sein; also steigt mit höheren Werten von K der Wert von a. Der Einfluss von c K hat somit positiv zu sein. Weil K immer positiv ist, muss der Regressionsparameter c bei diesem Arbeitsmarktindikator größer Null sein.

Für den Übergang von den geschätzten effektiven Erwerbsquoten aus Gleichung (2) zu Potenzialerwerbsquoten fehlt noch der folgende Schritt.

---

[9] Neben speziellen Spezifikationstests (wie Ramsey's RESET-Test) können auch die bekannten Tests von Durbin-Watson (auf Autokorrelation) sowie von White (auf Homoskedastizität) Hinweise auf eine etwaige Fehlspezifikation der Regressionsfunktion liefern. Darauf wird an späterer Stelle im Text noch eingegangen.

Dieser beruht auf der Überlegung, was denn - regressionstechnisch betrachtet und unter gleichen Bedingungen - die Hochkonjunktur von einer miserablen Arbeitsmarktlage unterscheidet und wie sich dies in Gleichung (2) äußert. Im Falle einer (länger anhaltenden) Hochkonjunktur nähme der Arbeitsmarktkonjunkturindikator einen Wert an, den man als Vollbeschäftigungswert bezeichnen könnte. Um ein Beispiel zu geben: Wenn eine Gleichung die Arbeitslosenquote als Arbeitsmarktindikator enthält, dann wäre der Vollbeschäftigungswert eine extrem niedrige Arbeitslosenquote.

Es sei K^v der Wert, den der Arbeitsmarktindikator K bei Vollbeschäftigung am Arbeitsmarkt annimmt. Ersetzt man in Gleichung (2) den in einem Jahr t tatsächlich gemessenen Wert K_t durch den Vollbeschäftigungswert K^v, dann ergibt das die Erwerbsquote unter Vollbeschäftigungsbedingungen $\hat{a}^v_{jt}$.

$$(3) \quad \text{Logit } \hat{a}^v_{jt} = b_0 + b_1 Z_t + c K^v$$

In gewisser Weise simuliert (3) eine Vollbeschäftigungssituation (Thon 1986: 35), d. h. die Erwerbsquote $\hat{a}^v_{jt}$ drückt aus, wie hoch in einem bestimmten Jahr t die Erwerbsbeteiligung bei Vollbeschäftigung wäre.

Die übrigen Variablen Z fangen die sich ändernden Rahmenbedingungen auf. Dies entspricht der ursprünglichen Konzeption der Potenzialrechnung des IAB, ein um konjunkturelle Schwankungen bereinigtes Arbeitskräfteangebot zu berechnen. Sofern es sich um „trendmäßige“ Änderungen der Arbeitsmarktrahmenbedingungen handelt, können diese mit Trendgliedern in der Regressionsgleichung erfasst werden. Den Auswirkungen von bedeutenden, eventuell sogar nur zeitweise geltenden bzw. wirkenden Modifikationen in den Rahmenbedingungen wird mit Dummy-Variablen Rechnung getragen.

Schätzung der Stillen Reserve

Aus den Gleichungen (2) und (3) wird die Stille Reserve-Quote, der Anteil der Stillen Reserve an der Bevölkerung, und damit letztlich auch die absolute Größe der Stillen Reserve abgeleitet. Der Schätzwert für die nach Subpopulationen differenzierte Stille Reserve-Quote r_{jt} ergibt sich aus der

Differenz von Erwerbsquote mit Vollbeschäftigungswert aus (3) und geschätzter effektiver Erwerbsquote aus (2):

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

Gleichung (4) ist zentral für das Verständnis, wie sich die Stille Reserve bildet. Der Umfang der Stillen Reserve hängt von der Anspannung am Arbeitsmarkt ab, denn nur darin unterscheiden sich $\hat{a}^{v}_{jt}$ und $\hat{a}_{jt}$. Inwieweit diese Abweichung zum Tragen kommt, hängt dann noch vom geschätzten Regressionsparameter c ab, der den Unterschied gewissermaßen (vereinfacht ausgedrückt) multipliziert. Wegen der spezifischen nichtlinearen Regressionsfunktion ist der Effekt von c K bzw. c K^{v} allerdings auch vom Niveau der übrigen Variablen abhängig.

Die gesamte Stille Reserve R gewinnt man durch Hochrechung der Stille Reserve-Quoten mit der Bevölkerung und Summierung über alle Teilpopulationen:

(5) $R = \Sigma\, r_{jt}\ B_{jt}$

Die Potenzialerwerbsquoten werden anschließend durch Addition von statistisch gemessener Erwerbsquote und Stille Reserve-Quote berechnet (siehe dazu Thon/Bach 1998: 12). Dies verhindert, dass sich der Schätzfehler aus Gleichung (2) voll auf die Potenzialerwerbsquoten überträgt.[10] In Kauf genommen wird dabei der Erhebungs- und Hochrechnungsfehler des MZ, den wir als vergleichsweise weniger bedeutend einstufen.

4 Datenbasis I: Korrigierte Erwerbsquoten des Mikrozensus

Wie einleitend bereits erwähnt, revidierte das StBA im Zuge der Umstellung der VGR auf das Europäische System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG) die Erwerbstätigenzahlen kräftig nach oben. Die Revision wurde mit den neuesten Erkenntnissen über die Zahl der ausschließlich geringfügig Beschäftigten (630 DM-Jobs) begründet (Statistisches Bundesamt 2000). Diese Erkenntnisse beruhten auf einer Statistik der Bundesagentur für Arbeit (BA) zur geringfügigen Beschäftigung, die auf-

[10] Bei einer linearen Regressionsfunktion würde die gesamte Fehlervarianz aus dem Fehler der MZ-Erwerbsquote und dem Schätzfehler für den Regressionsparameter c des Arbeitsmarktindikators folgen.

grund der seit dem 1. April 1999 geltenden Sozialversicherungspflicht eingeführt wurde.[11]

Die von der BA ermittelten Werte für die Beschäftigten, die ausschließlich eine geringfügige Tätigkeit ausüben, bestätigten die schon seit langem bei Statistikern und Wissenschaftlern bestehende Einschätzung, dass die amtliche Statistik und insbesondere der Mikrozensus (MZ) die geringfügige Beschäftigung deutlich unterschätzt.

Nun ist der MZ eine der wichtigsten Datenquellen für Arbeitsmarktfragen. Insbesondere liegt er den Schätzungen der Stillen Reserve zugrunde, denn tief strukturierte Daten können nur dem MZ entnommen werden. Aufgrund seiner Stichprobengröße bleiben auch bei einer tieferen Gliederung der Daten meist noch Fallzahlen, die einigermaßen verlässliche Schlüsse zulassen. Außerdem liegen aus dem MZ Daten zur Erwerbsbeteiligung über einen sehr langen Zeitraum vor, was günstig ist, weil ja aufbauend auf den Schätzungen dieses Berichts eine langfristige Projektion des Erwerbspersonenpotenzials erfolgen soll, wofür ein langer Stützzeitraum höchst wünschenswert ist.

Datenbasis ist also der MZ. Dessen Erwerbsquoten wurden um die dort untererfasste geringfügige Beschäftigung korrigiert, und zwar in enger Anlehnung an die Arbeit von Fuchs/Söhnlein (2003). Folgende Schritte wurden unternommen:

1. Zeitraum 1999 bis 2002
   Berechnung der Differenz aus MZ und der Statistik der BA über die geringfügige Beschäftigung nach Alter, Geschlecht und Nationalität (Deutsche/Ausländer)

$$DQ = \frac{(BA - MZ)_{geringfügig\,Besch}}{Bev.}$$

   Mit diesen „Differenzquoten“ wurden die spezifischen Erwerbsquoten aus den Jahren 1999 bis 2002 korrigiert.

[11] Gesetz zur Neuregelung der geringfügigen Beschäftigungsverhältnisse vom 24. März 1999.

2. Zeitraum 1990 bis 1998
   Das Regressionsmodell aus Fuchs/Söhnlein (2003) wurde geringfügig modifiziert und damit altersspezifische Differenzquoten, getrennt nach Deutschen und Ausländern errechnet; siehe Tabelle 1.

   Geschätzt wurde das Modell mit den Daten aus den Jahren 1999 bis 2002 über alle Subpopulationen. Die im Modell verwendete Variable „Gesamt-Bias-Quote“ wurde aus dem Unterschied von MZ und BA-Statistik, bezogen auf die Bevölkerung, gebildet. Für die Rückrechnung 1990 bis 1998 lagen natürlich keine Angaben über die gesamte Abweichung von MZ und BA vor. Als Proxy zur BA-Statistik wurden die Gesamtzahlen aus dem Sozioökonomischen Panel (SOEP) verwendet (siehe Fuchs 2001; Rudolph 1998, aktualisiert).

   Das SOEP weist in den Jahren zwischen 1991 und 1998 deutlich höhere Werte für die Erwerbstätigen aus, als die - allerdings nur für Gesamtdeutschland - vorliegenden Daten der VGR. Dieser Eindruck stützt sich auf einen Vergleich der korrigierten VGR mit den früheren Daten der VGR.

   Da das Erwerbspersonenpotenzial mit der VGR kompatibel sein muss, damit es der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage nach Arbeit gegenübergestellt werden kann, wurde nachträglich noch eine „Globalkorrektur“ der bereits korrigierten MZ-Erwerbstätigenquoten durchgeführt, die diese Unterschiede von VGR, SOEP und korrigierten MZ bei den Erwerbstätigen bereinigt. Die zweite Korrektur wurde auf den Zeitraum 1991 bis 1998 beschränkt und beeinflusst ausschließlich die Potenzialerwerbsquoten.

3. Zeitraum 1970 bis 1989
   Das StBA hat inzwischen auch die Erwerbstätigenzahlen der VGR für die Zeit vor 1990 korrigiert. Nähere Informationen auf welcher Basis, mit welcher Methode usw. liegen nicht vor. Soweit aus den Zahlen ersichtlich, dürfte die Rückrechnung in etwa ein langsames Absenken des Umfanges der Revision beinhalten, wobei 1970 keine nennenswerte Änderung mehr zu erkennen ist. Für unsere Korrektur, die lediglich die im MZ zu niedrig ausgewiesene geringfügige Beschäftigung umfasst, heißt das, es sollte genügen, den „Fehler“ aus dem Jahr 1990 bis zum Jahr 1970 gegen Null laufen zu lassen.

Zweifelsohne ist die hier vorgenommene Korrektur der MZ-Erwerbsquoten nicht unproblematisch. Ein angesichts der Datenlage durchaus verständlicher Verzicht auf jedwede Korrektur wäre jedoch die schlechtere Alternative, denn gerade bei den Jüngeren und den Älteren, mit offensichtlich hohem Korrekturbedarf, veränderten sich die Erwerbsquoten des MZ in der Vergangenheit besonders stark (Bildung, Rente) bzw. sind einschneidende Veränderungen zu erwarten (Rentengesetzgebung).

Tabelle 1: Korrekturgleichung für die geringfügige Beschäftigung

a) Modell für die deutsche Bevölkerung

R^2	korrigiertes R^2	Standardfehler y	F-Wert
,975	,947	0,7508	221,7 ***

Variable	Regressions-parameter b_j	Standard-fehler von b_j	T-Wert	Kollinearitäts-statistik: Toleranz
Konstante	-0,0195	0,801	-0,020	
Alter	-1,038	0,166	-6,260 ***	0,023
Alter²	8,248E-02	0,013	6,440 ***	0,026
Alters-Dummy 15- bis 19-Jährige	8,723	0,417	20,902 ***	0,445
Alters-Dummy 60- bis 64-Jährige	2,217	0,378	5,870 ***	0,543
Geschlecht	1,144	0,161	7,100 ***	0,988
Altersspezifische Arbeitslosenquote	5,679E-02	0,019	2,988 ***	0,616
Gesamtbiasquote	1,127	0,221	5,11 ***	0,991

b) Modell für die ausländische Bevölkerung

R^2	korrigiertes R^2	Standardfehler y	F-Wert
,948	,943	0,16635	181,6 ***

Variable	Regressions-parameter b_j	Standard-fehler von b_j	T-Wert	Kollinearitäts-statistik: Toleranz
Konstante	-3,103	0,918	-3,38 ***	
Alter	-0,482	0,081	-5,94 ***	0,179
Alters-Dummy 15-19-Jährige	4,493	0,306	14,69 ***	0,367
Geschlecht	0,472	0,199	2,376 **	0,889
Altersspezifische Arbeitslosenquote	0,281	0,039	7,23 ***	0,349
Gesamtbiasquote	0,916	0,265	3,45 ***	0,966

Regressand (y): Fehlerquote aus (geringfügig Beschäftigte BA - MZ)/Bevölkerung aus MZ; in %
Regressoren:
- Alter in 5er Altersklassen von 15-19, 20-24 usw. bis „ab 64 Jahre“
- Alter²: quadriertes Alter
- Altersdummies:

15-19-Jährige: 1, wenn Alter 15-19, sonst 0
60-64-Jährige: 1, wenn Alter 60-64, sonst 0

- Geschlecht (0 = männlich, 1 = weiblich)
- altersspezifische Arbeitslosenquote = Arbeitslose zum 30.9. dividiert durch (sozialversicherungspflichtig Beschäftigte zum 30.6. + Arbeitslose aus dem Zähler), in %
- Gesamtbiasquote: durchschnittliche Fehlerquote aus Differenz BA-MZ insgesamt, bezogen auf die Bevölkerung im Alter 15 bis 74 Jahre, in %

*** Signifikanzniveau < 1 ‰
** Signifikanzniveau < 1 %

Quelle: Fuchs/Söhnlein 2003 und eigene Berechnungen.

Im Anhang, Tabelle A5, stehen die auf diese Weise korrigierten Erwerbsquoten.

5 Datenbasis II: Deskription und univariate Analysen der Zeitreihen

Für die Modellierung der Stillen Reserve sind die wichtigsten erklärenden Variablen in den insgesamt 40 Regressionsmodellen Indikatoren der Arbeitsmarktlage, z. B. die Arbeitslosenquote. Neben den vier bereits von Thon/Bach (1998) verwendeten Arbeitsmarktindikatoren wurden mit der Arbeitslosenquote der Ausländer und der jüngeren Erwerbspersonen weitere spezifische Arbeitsmarktindikatoren zur Erklärung der Variabilität der Erwerbsquoten herangezogen.

Ein völlig neuer Weg wurde mit der Verwendung von spezifischen Quoten der Stillen Reserve in Maßnahmen beschritten. Diese Variablen wurden als Anteil „Stille Reserve in Maßnahmen zu gleichaltrige Bevölkerung“ definiert.

Anders als bei Thon/Bach (1998) wurde diesmal mehr Wert auf inhaltlich erklärende Einflussgrößen gelegt. Damit sollen die Möglichkeiten zur Simulation verbessert werden.

Aus der mikroökonomisch orientierten Forschung sind eine Vielzahl potenzieller Einflüsse auf das Erwerbsverhalten, u. a. Löhne, Bildung, Kinder(betreuung) bekannt. Daneben werden aber auch außerökonomische Faktoren des Erwerbsverhaltens gesehen, wie Werte und Normen.[12]

Diese mikroökonomischen Zusammenhänge sind nicht unbedingt immer auf die makroökonomischen Verhältnisse übertragbar (z. B. Nakamura M./ Nakamura A./Cullen 1979; Briscoe/Wilson 1992). Dies zeigen empirische Studien, die makroökonomisch angelegt sind. Beispielsweise schätzten Briscoe und Wilson für Großbritannien alters- und geschlechtsspezifische Erwerbsquoten mit einem Fehlerkorrekturansatz (1992). Der Lohnsatz war nur in 6 von 18 Fällen (9 Altersgruppen, männlich/weiblich) signifikant.

[12] Einen Überblick dazu unter dem besonderen Blickwinkel der Ermittlung der Stillen Reserve findet man bei Holst 2000. Im Journal of Labor Economics wurde schon vor längerer Zeit ein ganzer Ergänzungsband, Vol. 3, Number 1, January 1985, der Frage der Frauenerwerbstätigkeit gewidmet. Interessant sind auch die älteren Sammelbände von Smith 1980 und Volume I des von Ferber 1998 herausgegebenen „Women in the Labor Market“.

Für unsere Schätzungen wurden aus der BA-Statistik Lohnsätze der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten herangezogen, differenziert nach Altersgruppen, Geschlecht und Deutschen/Ausländern. Ausgewertet wurde der durchschnittliche Tageslohn (Median) eines/einer Vollzeitbeschäftigten. Teilzeitbeschäftigte wurden nicht berücksichtigt, da keine Angaben über die Arbeitszeit vorliegen. Extreme Einzelangaben (mehr als das Doppelte der Beitragsbemessungsgrenze) wurden ausgeschlossen. Verfügbar waren Daten für den Zeitraum 1975 bis 2001. Die Durchschnittswerte wurden außerdem mit dem amtlichen Preisindex für die Lebenshaltung deflationiert.

Daneben wurden noch einige gesamtwirtschaftliche Lohnsätze als Regressoren versucht, die aber sämtlich nicht signifikant waren. Für eine Übersicht dazu, siehe die Tabelle A1 im Anhang.

Die Haushaltssituation bzw. der häuslichen Kinderbetreuung haben wir mit mehreren Variablen operationalisiert. Da im Gegensatz zu den früheren IAB-Schätzungen diesmal keine (korrigierten) familienstandsspezifischen Erwerbsquoten zur Verfügung standen, wurde die altersspezifische Verheiratetenquote als Regressor in die Schätzung aufgenommen.

Der Einfluss der Möglichkeit von Teilzeitarbeit wurde mit der Teilzeitquote erfasst.

Die Kinderbetreuung wurde einmal (traditionell) mit der Geburtenrate berücksichtigt. Da uns der Wert dieser Variablen zweifelhaft erscheint, haben wir versucht, die Kinderbetreuung noch besser zu operationalisieren. Leider gibt es derzeit keine langen und möglichst einigermaßen vollständigen Zeitreihen zum Versorgungsgrad mit Kinderbetreuungseinrichtungen (siehe dazu Büchel/Spieß: 2002). Mit der Relation Frauen (nach Alter) zu Kinder (nach Alter) stand eine – schwache - Proxy-Variable der häuslichen Belastung von Frauen zur Verfügung.

Aus der Bildungsgesamtrechnung des IAB lagen Angaben über die aktuelle Bildungsbeteiligung nach Alter vor. Damit lässt sich für Jüngere der „Entzugseffekt“ einer steigenden Bildungsbeteiligung in die Analyse einbeziehen.

Am anderen Ende der Alterspyramide wurde der Effekt der Rentengesetzgebung mit Hilfe des durchschnittlichen Rentenzugangsalters modelliert; getrennt nach Rente wegen verminderter Erwerbsfähigkeit und Altersrente.

Den Arbeitsmarktzugang vor allem von Frauen, aber auch von Ausländern kann die Wirtschaftsstruktur erleichtern resp. erschweren. Dieser strukturelle Einfluss auf die Erwerbsquoten wurde mit dem Anteil der Dienstleistungssektoren an der Bruttowertschöpfung operationalisiert. Ein steigender Dienstleistungsanteil sollte positiv auf die Erwerbsbeteiligung der Frauen wirken und negativ auf die der Ausländer.

Die Tabelle A1 im Anhang beschreibt die Zeitreihen näher.

Der Stützzeitraum der Regressionsschätzungen umfasst die Jahre 1965 bis 2002, also 38 Werte. Nicht von allen Variablen lagen vollständige Zeitreihen vor. Insbesondere gibt es keine Angaben über die Erwerbsquote von Ausländern vor 1972.

Die Regressionsschätzungen beruhen ausschließlich auf den vorhandenen Daten. Für die spätere Berechnung der Stillen Reserve-Quoten (und der Potenzialerwerbsquoten) wurden fehlende Werte soweit möglich durch Schätzungen ersetzt - meist Interpolation, Mittelwert oder Konstanthalten des letzten Wertes.

Bei der Regression von Zeitreihen muss die Möglichkeit der „spurios regression“ angemessen berücksichtigt werden. Wir haben dazu alle Zeitreihen in mehreren Schritten auf Stationarität vs. Nichtstationarität untersucht.[13]

Die Überprüfung anhand der Autokorrelationsfunktion zeigt ein sehr einheitliches Bild: Beinahe alle Zeitreihen weisen das typische Bild eines stationären autoregressiven Prozesses erster Ordnung auf, sind also AR(1).[14] Man findet hohe, oft sehr nahe an Eins heranreichende Autokorrelationskoeffizienten.

---

[13] Die umfangreichen ausführlichen Ergebnisse stellen die Autoren auf Anfrage zur Verfügung.

[14] In sehr wenigen Einzelfällen liegt möglicherweise ein Prozess 2. Ordnung vor.

Weiter wurden sämtliche Variablen mit verschiedenen Unit Root-Tests auf Stationarität getestet, und zwar auf der Basis des von Enders vorgeschlagenen stufenweisen Vorgehens („Kochbuch-Rezept“, Enders 1995: 257).

Verfahren, die auf Ablehnung der Unit-Root-Hypothese testen (ADF, Perron, Ng-Perron), waren eher selten signifikant. Interessanterweise zählten zu den Ausnahmen die Arbeitsmarktindikatoren, also z. B. die Arbeitslosenquote.[15]

Verfahren, die auf Ablehnung der Stationarität testen (KPSS), lehnten diese bei sehr vielen Variablen nicht ab, obwohl das Ergebnis der alternativen Verfahren eher auf Unit Root deutete.

Das deutet nach unserer Auffassung darauf hin, dass die bekannten Probleme der Unit-Root-Tests wie geringe Power (Fähigkeit, eine falsche Null-Hypothese abzulehnen), die Schwierigkeit Unit Root und „nahe“ Unit Root zu unterscheiden, Strukturbrüche usw. die Testergebnisse beeinträchtigen.

Erwähnenswert ist auch, dass im Gegensatz zu den Erwerbsquoten die Logits der Erwerbsquoten, also die Variable, die als Regressand in den Schätzungen verwendet wurden, in der Mehrzahl der Fälle stationär sein dürfte.

Wenn die Zeitreihen nichtstationär, aber vom gleichen Grade integriert sind[16], dann lässt sich z. B. mit Hilfe des Engle-Granger-Verfahrens testen, ob die Zeitreihen einer Regressionsgleichung kointegriert sind. Dazu wird das Residuum der geschätzten Gleichung auf Stationarität getestet.[17]

---

[15] Bei der Quote der Offenen Stellen (als Anteil an den Erwerbspersonen definiert) wurde die Unit Root-Hyothese nicht abgelehnt. Weitere Tests zeigten, dass dazu wohl ein Strukturbruch geführt haben dürfte.

[16] Das Engle/Granger-Verfahren setzt eine „balanced equation“ voraus, d. h. der Integrationsgrad rechts und links vom Gleichheitszeichen ist gleich. Beim Vorliegen einer „unbalanced equation“ dürfte der Test wohl nur noch einen heuristischen Wert haben. Wenn allerdings rechts oder links nur Zeitreihen vom Grade Null oder Eins auftreten, könnte das Problem der „spurios regression“ sowieso deutlich geringer sein; vgl. Banerjee et al. (1993: 79 f.).

[17] Dieses Vorgehen unterstellt eine bestimmte Kausalitätsrichtung. Wir gehen davon aus, dass die Erwerbsquote einer einzelnen Subpopulation eher auf Variable wie Arbeitslosigkeit, Bildung etc. reagiert als umgekehrt.

An dieser Stelle kann schon einmal das Ergebnis vorweggenommen werden: In fast allen Fällen wurde mit dem EG-Test die Unit-Root-Hypothese auf mindestens dem 10 %-Niveau abgelehnt, d. h. die Residuen dürften stationär sein. Dieses Ergebnis ist in Tabelle 2 in Kapitel 6 mit enthalten.

6 Schätzung der Erwerbsquoten mit WLS

Getrennt nach Altersgruppen, Geschlecht und Nationalität wurden Regressionsbeziehungen gesucht, die den üblichen statistischen Kriterien entsprechen, zugleich inhaltlich zu interpretieren sind und – ein wesentlicher Aspekt – mindestens einen Arbeitsmarktindikator einbeziehen.

Abhängige Variable war das Logit der korrigierten Erwerbsquote. Genauso wie Anteile sind auch die Logits heteroskedastisch, da deren Varianz P * (1-P) direkt mit dem Anteil P variiert (Hosmer/Lemeshow 1989: 120). Deshalb wurden die Regressionsanalysen als Weighted Least Squares geschätzt, mit einer Gewichtung, die die empirischen Erwerbsquoten als Schätzungen für den Anteil verwendet. Um die Güte der Gewichtung zu prüfen, wurden einige Gleichungen mit alternativen Gewichtungen gerechnet, die in den verwendeten Programmpakete (EViews, SPSS) implementierte sind. Es wurden keine relevanten Unterschiede gefunden.

Die Erwerbsquoten folgen wohl eher selten unmittelbar Änderungen in den Einflussgrößen. Mit einer einfachen dynamischen Modellierung, die den zeitverzögerten Regressanden auf der rechten Seite der Gleichung enthält, lässt sich der Effekt modellieren.

Die Ergebnisse für die 40 Subgruppen sind aus Gründen der Übersichtlichkeit im Anhang, Tabelle A2, zusammengestellt. Sie werden hier nur kurz diskutiert.

Fast alle Regressionsgleichungen weisen gemessen am R^2 einen hohen Erklärungsgehalt auf und sind natürlich statistisch signifikant (F-Wert). Die einzige Ausnahme bildet die Gleichung für die 55- bis 59-jährigen Ausländerinnen, für die trotz vieler Versuche kein wirklich guter Ansatz gefunden wurde.

Die Regressionsparameter sind (fast) immer signifikant und haben das richtige Vorzeichen. Ausnahmen davon wurden nur akzeptiert, wenn ohne die entsprechende Variable das gesamte Modell deutlich schlechtere sta-

tistische Kennwerte aufwies. Solche (seltene) Fälle sind wohl durch Kollinearitäten bedingt, die aber bei Zeitreihen nicht immer ganz vermeidbar sind.[18]

Die Modelle für die deutschen Männer enthalten meistens die zeitverzögerte abhängige Variable (mit einem Lag von einer Periode = Jahr). Die Erwerbsbeteiligung der Männer hängt also entscheidend von der Vorperiode ab.

Der Arbeitsmarktindikator in den Gleichungen für die deutschen Männer ist häufig die Offene Stellen-Quote. Für die Männer spielt offensichtlich die Verfügbarkeit von Jobs eine große Rolle; mehr jedenfalls als bei den (deutschen) Frauen, bei denen vor allem die frauenspezifischen Arbeitslosenquoten die größere Relevanz besitzen.

Anders als bei den Männern lässt sich die Veränderung der Frauenerwerbsquote besser mit (trendbehafteten) inhaltlichen Variablen wie Teilzeitquote, Kinder etc. erklären.

Die Gleichungen für die Deutschen unterscheiden sich erheblich von denen für die Ausländer/Ausländerinnen. Auch bei den Ausländern sind spezifische Arbeitsmarktindikatoren wie die Arbeitslosenquote der Ausländer besonders wichtig.

In einigen, eher wenigen Fällen erwies sich die altersspezifische Quote der Stillen Reserve in Maßnahmen als bester Arbeitsmarktindikator, insbesondere bei den Ausländern.

Zur Beurteilung der statistischen Qualität der Schätzgleichungen wurden die Residuen mit einer Reihe von Tests auf Verletzungen der Annahmen des Regressionsmodells untersucht, vgl. Tabelle 2.[19]

---

[18] In der Tabelle A2 gibt der Wert der so genannten Toleranz einen Eindruck über die Stärke der Kollinearität. Die Toleranz ist ein Maß für die Kollinearität. Sie ist definiert als $1-R^2_j$, wobei R_j der multiple Korrelationskoeffizient zwischen dem Regressor j und allen übrigen Regressoren ist. Je kleiner die Toleranz ist, umso stärker ist die Kollinearität.

[19] Die verwendeten statistischen Auswertungsprogramme stellen verschiedene Tests bereit. Jeder Test hat seine eigenen Voraussetzungen. Welcher Test sich am besten eignet lässt sich a priori kaum sagen und ist angesichts der vielen Gleichungen nicht in jedem Einfall prüfbar. Deshalb wurden neben der grafischen Überprüfung der Residuen möglichst verschiedene formale statistische Test durchgeführt.

Die Tests auf Autokorrelation (Langrage Multiplier Test nach Breusch-Godfrey (LM-Test), Durbin-Watson (DW bzw. Durbin's h)) liefern keine Hinweise, dass die Schätzungen durch keine Autokorrelation beeinträchtigt werden.

Nur bei der Gleichung für die 15- bis 19-jährigen deutschen Frauen war der LM-Test auf dem 5 %-Niveau signifikant. Nicht signifikant war aber der DW-Test (der auf Autokorrelation 1. Ordnung testet). Der LM-Test und die Autokorrelationsfunktion deuten darauf hin, dass eventuell eine höhere serielle Abhängigkeit vorliegt, etwa 2. Ordnung, was bei den vorliegenden Zeitreihendaten (Jahreswerte) inhaltlich schwer zu interpretieren ist.[20]

Für die Prüfung auf Normalverteilung der Residuen wurden der nichtparametrische Test von Kolmogrov-Smirnov und der häufig in der Ökonometrie verwendete Jarque-Betra Test eingesetzt. Nach den vorliegenden Testergebnissen dürften die Residuen sämtlicher Gleichungen normal verteilt sein.

Obwohl zum Ausgleich von Heteroskedastizität die Regressionen mit Gewichten gerechnet wurden, war der White-Test auf Homoskedastizität in einigen Fällen signifikant. Auch andere Gewichtungsverfahren führten zu keinen besseren Ergebnissen, änderten aber auch wenig an den Signifikanzen der Parameter.

Nun reagiert der White-Test - ähnlich wie der Durbin-Watson-Test - auch auf eine Fehlspezifikation der Regressionsfunktion. In allen Fällen, in denen der White-Test signifikant war, lagen die DW-Werte allerdings im nichtsignifikanten Bereich.

Die Möglichkeit der Fehlspezifikation wurde zusätzlich mit dem RESET-Test von Ramsey untersucht, ohne dass sich ein schlüssiges Ergebnis ergab. Wieso einige Gleichungen heteroskedastisch oder fehlspezifiziert sein könnten, soll deshalb in späteren Analysen genauer untersucht werden.

---

[20] Da nur eine von 40 Gleichungen auf dem 5 %-Niveau signifikant ist, kann hier durchaus auch ein zufallsbedingtes Ergebnis vorliegen. Dieser grundsätzliche Vorbehalt gilt auch für alle anderen Test, denn das Signifikanzniveau besagt ja nichts anderes, als dass mit einer Ablehnung der Nullhypothese im Durchschnitt mit der durch das jeweilige Signifikanzniveau gegebenen relativen Häufigkeit des irrt.

Tabelle 2: Diagnostische Tests der Gleichungen

Autokorrelation Breusch-Godfrey Langrage Multiplier (**LM**) Test**:** H_o: keine Autokorrelation
Durbin-Watson (**DW**) Test bzw. **Dubrin's H**[1)]**:** H_o : keine Autokorrelation

Heteroskedastizität **White** Test: H_o:= Heteroskedastizität

Normalverteilung Tests von Kolmogrov-Smirnov (**KS**) und Jarque-Bera (**JB**): H_o:= Normalverteilung

Kointegration: Test von Engle/Granger (**EG**): H_0: Nichtstationäre Residuen

Fehlspezifikation Ramsey's Regression Specification Error Test (**RESET**): H_0: keine Fehlspezifikation

Alter	n	k	LM	DW/Durbin's H[1)]	White	RESET[2)]	KS	JB	EG[3)]
Deutsche Männer									
15-19 J.	34	3	3,47	1,907	17,87**	-/**	0,601	0,93	-6,464**
20-24	34	4	0,57	1,829	24,86**	**/*	0,568	0,55	-5,552(*)
25-29	33	4	2,57	(2,069)	14,56		0,749	0,64	-6,938**
30-34	28	3	2,11	(2,014)	4,10		0,744	0,95	-4,611**
35-39	36	4	1,18	1,976	28,42**	-/-	0,891	5,10	-5,370**
40-44	28	3	0,51	(1,979)	18,42**	-/*	0,833	0,76	-4,666**
45-49	33	5	5,55*	(2,061)	30,23**	-/**	1,017	1,61	-4,992**
50-54	38	5	0,66	2,178	23,24		0,568	1,58	-6,714**
55-59	34	4	2,11	1,690	9,33		0,480	1,31	-4,403(*)
60-64	32	5	4,68*	1,820	23,33		0,633	0,24	-5,904**
Deutsche Frauen									
15-19 J.	33	5	7,12**[4)]	2,091	24,23		0,565	0,05	-6,279**
20-24	33	4	2,77	2,077	19,54		0,662	2,44	-6,043**
25-29	35	4	0,22	1,940	19,58		0,741	4,97	-5,717**
30-34	32	5	0,31	2,081	17,17		0,631	0,15	-6,090**
35-39	30	5	2,98	1,787 (#)	22,56		0,661	1,15	-4,942(*)
40-44	33	6	0,29	(2,089)	27,69		0,505	0,80	-5,332(*)
45-49	32	4	0,47	1,934	18,70		0,639	0,28	-5,763**
50-54	35	3	1,08	1,978	10,40		0,461	0,24	-5,883**
55-59	35	3	1,58	2,036	3,40		0,752	7,69**	-6,020**
60-64	33	4	3,09	2,021	22,64*	-/-	0,701	1,83	-5,107**
Ausländer									
15-19 J.	29	5	1,34	2,035	18,10		0,400	0,64	-5,498(*)
20-24	32	4	4,52	(2,005)	12,33		0,870	1,45	-5,546**
25-29	29	5	3,47	1,943	17,20		0,761	4,39	-7,609**
30-34	31	3	0,49	2,062	10,47		0,479	0,06	-5,140(*)
35-39	30	4	5,03*	1,878	3,71		0,798	0,24	-6,129**
40-44	30	3	3,79	1,834	12,69		0,620	2,49	-5,677**
45-49	31	3	0,92	2,099	9,17		0,802	2,74	-5,912**
50-54	30	2	1,88	1,998	7,72		1,048	3,40	-5,191**
55-59	30	4	2,05	1,755	8,15		0,810	4,91	-5,403**
60-64	29	4	2,10	1,787	14,39		0,541	0,48	-5,394**
Ausländerinnen									
15-19 J.	29	3	1,82	2,108	17,88**	*/**	0,941	5,06	-5,664**
20-24	31	4	1,13	2,250	10,50		0,594	1,31	-6,124**
25-29	29	5	2,51	2,201 (#)	16,69		0,596	1,15	-5,762**
30-34	31	5	2,11	2,058	17,69	-/-	0,625	1,28	-5,552**
35-39	31	5	2,05	1,932	22,44*		0,574	0,63	-5,511**
40-44	30	3	1,00	1,785	7,71		0,454	1,28	-4,728**
45-49	30	3	0,14	1,973	7,72		0,546	1,03	-5,211 *
50-54	31	3	0,29	1,858	11,83		0,371	0,38	-5,471**
55-59	27	3	1,29	1,896	5,67		0,757	1,64	-6,430**
60-64	28	3	2,38	2,073	6,19		0,462	1,20	-6,381**

Fortsetzung Tabelle 2: Diagnostische Tests der Gleichungen

n = Fallzahl
k = Zahl der Regressoren, einschließlich Trendglieder/Dummy-Variable
** 5 % Signifikanzniveau
* 10 % Signifikanzniveau
(*) 10 % Signifikanzniveau knapp überschritten
(#) DW-Teststatistik an der Grenze nicht signifikant zu indifferent (10 %)
- bzw. keine Angabe: nicht signfikant

1) Bei einer verzögerten Endogenen als Regressor wurde Durbin's H anstelle des DW-Tests gerechnet. Sofern die Regressionsfunktion keine Konstante enthält, ist der DW nicht anwendbar. Der ausgegebene Testwert wurde deshalb in Klammern (…) gesetzt.
2) Im Falle eines signifikanten White-Tests wurde die Regressionsgleichung mit dem RESET-Test auf Nichtlinearität geprüft. Die Alternativhypothese des RESET lautet, die Gleichung ist fehlspezifiziert. Angegeben ist das Signifikanzniveau für die zweite sowie die zweite und dritte Potenz des Schätzwertes für den Regessanden als zusätzliche(n) Regessor(en).
3) Augmented Engle-Granger Test; die Test-Verteilung geht auf MacKinnon (1991: 267 ff) zurück und wurde Maddala und Kim (1998: 199 ff.) entnommen. Die Testprozedur lehnt sich an Hassler (2000) an. Sofern die Regressionsfunktion keine Konstante/kein Trendglied enthält, wurde der EG-Test mit Konstante/Trendglied gerechnet (siehe Banerjee/ Dolado/Galbraith/Hendry 1993: 211 ff.). Für Gleichungen mit Anzeichen für Trendbrüchen wurden die entsprechende Grenzverteilung von Gregory/Hansen (1996a,1996b) verwendet.
4) Einbeziehen von AR(1)- und MA(1)-Termen in die Gleichung wurde geprüft, änderte aber an den Test- und Schätzeigenschaften wenig.

Nach den Analysen aus Kapitel 5 ist nicht völlig auszuschließen, dass viele der verwendeten Zeitreihen nichtstationär sind. Damit muss mit „spurious regressions" gerechnet werden, also Scheinkorrelationen.

Die Frage, ob die Zeitreihen der Regressionsgleichung(en) kointegriert sind, wurde mit dem Verfahren von Engle und Granger (EG) geprüft (siehe dazu z. B. Enders 1995: 374 ff.). Bei diesem Test werden die geschätzten Residuen der Regressionsgleichung(en) mit dem Verfahren von Dickey und Fuller auf Nichtstationarität (H_0) getestet (ADF-Test mit der EG-Testverteilung).

Die Nullhypothese H_0 der Nichtstationarität wurde mit dem ADF-Test fast immer auf dem 10 %-Niveau, oft auf dem 5 %-Niveau abgelehnt. Für die sechs Gleichungen, bei denen die Teststatistik das 10 %-Niveau knapp verfehlte, wurde die Kointegrationsthese zusätzlich noch mit dem nicht-parametrischen Test von Phillips-Perron geprüft, des statistischen „Power" als besser gilt. In der Hälfte der Fälle ergab dieser Test ein signifikantes Ergebnis zugunsten der Koinetegrationshypothese (55- bis 59-jährige deutsche Männer, 40- bis 44-jährige deutsche Frauen und 15- bis 19-jährige Ausländer).

Auch die Durbin-Watson-Teststatistik gibt Hinweise auf Kointegration, denn sind die Residuen nicht stationär, dann liegt der DW-Wert nahe bei Null. Auch ohne formalen Test dürfte das Ergebnis eindeutig sein, da die Teststatistik bei allen Gleichungen weit von Null entfernt ist.

Somit dürften die Residuen stationär und die Zeitreihen Gleichung für Gleichung kointegriert sein.

7 Vollbeschäftigungswerte der Arbeitsmarktindikatoren

Der Ansatz des IAB zur Schätzung der Stillen Reserve beruht auf dem Einfluss der Arbeitsmarktkonjunktur auf die Erwerbsbeteiligung. Bei den Regressionsanalysen wurden deshalb große Anstrengungen unternommen, damit jede Gleichung wenigstens einen Arbeitsmarktindikator enthält.

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 einen Vollbeschäftigungswert einsetzt.

Der Umfang der Stillen Reserve hängt damit u. a. davon ab, welchen Wert man für den Arbeitsmarktindikator einer Gleichung als „Vollbeschäftigungswert“ einsetzt. Das Problem dabei ist, welche Werte man für die verschiedenen Arbeitsmarktindikatoren als „Vollbeschäftigungswerte“ ansieht.

Thon und Bach haben sich bei ihrer Wahl ihrer Vollbeschäftigungswerte noch an den Werten aus den frühen 70er Jahren orientiert, obwohl es in den 60er Jahren durchaus noch bessere Werte gab (1998: 11 und 13 f.)

Nun gibt es an dieser Festlegung gewisse Vorbehalte. 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 OECD 2001).

Nun weisen bereits Thon und Bach darauf hin, dass man „… so weit von einer befriedigenden Arbeitsmarktlage entfernt (ist), dass alle Bestrebungen darauf gerichtet sind, die Lage überhaupt zu verbessern, ohne dass man sich große Gedanken um das exakte Ausmaß der Zielgröße (des Vollbeschäftigungswertes, d. Verf.) machen müsste." (Thon/Bach 1998: 5) Und weiter heißt es dort: „Im Hinblick auf ein wie auch immer zu definierendes Vollbeschäftigungsziel sind also zur Gesamtheit des Arbeitskräfteangebots auch diejenigen Personen zu zählen, die … bei bestmöglicher Arbeitsmarktlage als Arbeitsanbieter auftreten." (ebenda: 5 f.)

Einige theoretische Vorüberlegungen zum Zusammenhang von struktureller Arbeitslosigkeit und Stiller Reserve

In wohl allen IAB-Veröffentlichungen zum Thema Stille Reserve wird diese als konjunkturelles Phänomen bezeichnet (z. B. Thon 1986: 18 ff.), obwohl es schon frühzeitig Überlegungen gab, das Problem der Stillen Reserve auch unter strukturellen Gesichtspunkten zu betrachten (Buttler 1981).

Zu diskutieren wäre, welche Rolle die strukturellen Gründe, die man heute als wichtige Ursache der Arbeitslosigkeit annimmt, beim potenziellen Arbeitsangebot spielen. Diejenigen, die keinen Arbeitsplatz finden, weil beispielsweise ihre Qualifikation nicht passt, können ja durchaus weiter Teil des potenziellen Arbeitsangebots sein, denn auch (zu) schlecht oder falsch Qualifizierte können ihre Arbeitskraft anbieten. Das Gleiche trifft zu, wenn der (geforderte) Lohn in Relation zur Qualifikation (Produktivität) zu hoch ist. Wird ihre Arbeitskraft nicht gefragt, kann Arbeitslosigkeit die Folge sein, aber auch Discouragement, Vorruhestand bei Älteren, Teilnahme an Weiterbildungsmaßnahmen usw. Die letzteren Beispiele zeigen, dass ja schon immer ein Teil der vom IAB geschätzten Stillen Reserve in gewisser Weise „strukturell" war. Möglicherweise hat sich mit zunehmender struktureller Arbeitslosigkeit auch eine immer höhere strukturelle Stille Reserve gebildet.

Im Rahmen des IAB-Potenzialkonzepts sollten deshalb auch diejenigen Arbeitslosen bzw. Personen der Stillen Reserve zum potenziellen Arbeitsangebot gezählt werden, deren Nichtbeschäftigung man auf strukturelle Gründe zurückführen kann. Dies führt zur Frage der inhaltlichen Bedeutung des Begriffs „Vollbeschäftigung" in dem hier vorliegenden Bericht. Bei günstigeren strukturellen und konjunkturellen Rahmenbedingungen läge die Arbeitslosenquote deutlich niedriger, aufgrund friktioneller Arbeitslosigkeit aber sicher nicht bei Null. Unter „Vollbeschäftigung" wird im Weite-

ren eine Beschäftigungslage verstanden, bei der sich auch weite Teile der „strukturellen Arbeitslosigkeit“ aufgelöst haben.

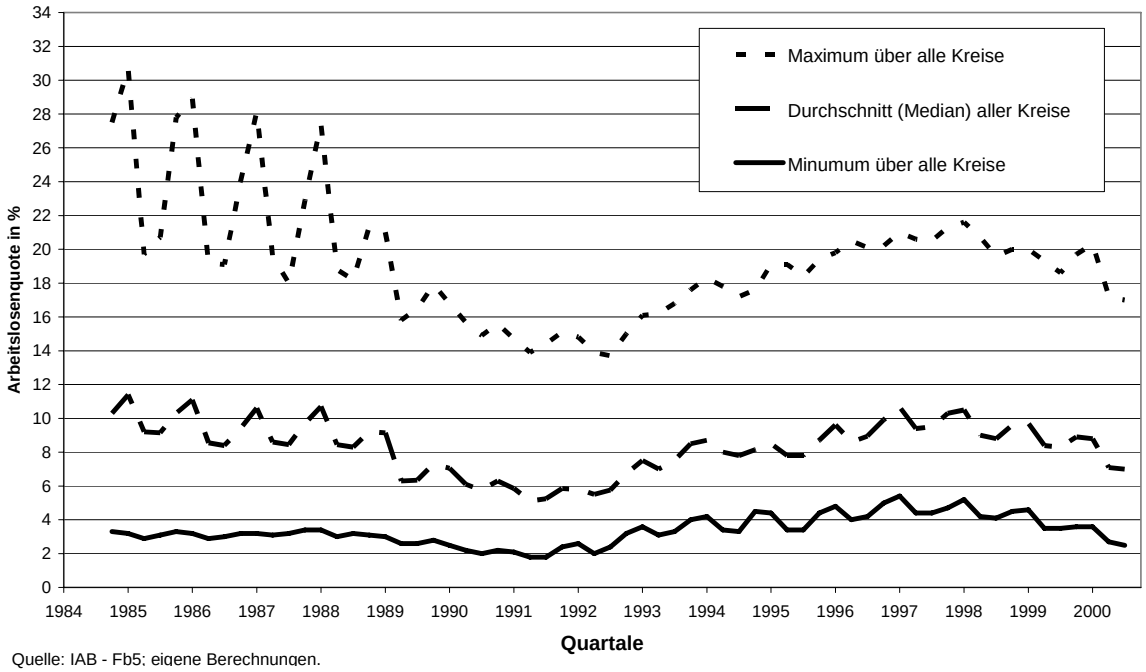
Die hier angestrengten Überlegungen befinden sich noch in einem sehr vorläufigen Stadium und sollten in einem größeren theoretischen Bezugsrahmen diskutiert werden. Vielleicht hilft es für die im Weiteren notwendige Festlegung von „Vollbeschäftigungswerten“ vorläufig auch, in Anlehnung an Dernburg und Strand (1966), zwischen „low full employment“ und „high full employment“ zu unterscheiden und zu akzeptieren, dass es unterschiedliche Vorstellungen über den Begriff Vollbeschäftigung gibt.

Ein Indikator für die Höhe der möglichen Vollbeschäftigung kann aus Regionalvergleichen gewonnen werden. Für die Entwicklung der regionalen Arbeitslosigkeit spielen sicher viele Faktoren eine Rolle - angebotsseitige wie nachfrageseitige (siehe in diesem Zusammenhang Hirschenauer 1997). Die regionale Arbeitslosigkeit kann deshalb aus völlig unterschiedlichen Gründen sehr differieren und Regionen werden nicht „repräsentativ“ sein. Die regional niedrigste Arbeitslosenquote zeigt jedoch, was bei weitgehend gleichen rechtlichen und auch tariflichen Rahmenbedingungen möglich ist.

Eine mit Vollbeschäftigung zu vereinbarende Arbeitslosigkeit in einzelnen Regionen kann niedriger, aber auch höher sein als eine „Vollbeschäftigungsquote“ für das übergeordnete regionale Aggregat (hier Westdeutschland). Insbesondere gilt, wenn in der näheren Umgebung die Beschäftigungslage schlecht ist, zieht eine „gute“ Region Arbeitskräfte an, die dann in der guten Region mit den Ortsansässigen um Arbeitsplätze konkurrieren. Es ist nicht zu erwarten, dass eine einzelne Region sich völlig von den Bedingungen der umgebenden regionalen Arbeitsmärkte abkoppeln kann.

Für den Zeitraum 4. Quartal 1984 bis 3. Quartal 2000 lagen die Arbeitslosenquoten auf Kreisebene quartalsweise vor. Daraus wurde pro Quartal die niedrigste Arbeitslosenquote aller Kreise bestimmt. Diese Quartals-Minima wurden geglättet und in Jahreswerte umgerechnet. Es zeigte sich, dass seit den 80er Jahren regional eine minimale Arbeitslosenquote von etwa 2,5 % durchaus erreichbar ist (Bild 1).

Bild 1: Regionale Arbeitslosigkeit in Westdeutschland 1/1984-3/2000
(amtliche Arbeitslosenquoten auf Kreisebene, Quartalsdaten)



Quelle: IAB - Fb5; eigene Berechnungen.

Anschließend wurden die noch fehlenden Werte zwischen 1970 – einem der letzten echten Vollbeschäftigungsjahre – und 1984 via Interpolation errechnet.

Damit lag eine Schätzung für die „Vollbeschäftigungswerte“ der allgemeinen Arbeitslosenquote vor. In die Schätzung der Stillen Reserve gingen aber eine Reihe anderer, spezifischer Arbeitslosenquoten ein: die der Frauen, von Teilzeitbeschäftigten, Ausländern, Jugendlichen. Außerdem fand - wie schon bei Thon/Bach - die auf die abhängigen Erwerbspersonen bezogene Quote der bei der BA gemeldeten Offenen Stellen als Arbeitsmarktindikator Verwendung.

Für diese spezifischen Arbeitslosenquoten bzw. Arbeitsmarktindikatoren lagen keine regionalisierten Quoten vor.

Um „Vollbeschäftigungswerte“ für diese spezifischen Arbeitsmarktindikatoren zu erhalten, wurde zunächst eine Regression zwischen der allgemeinen Arbeitslosenquote (als erklärende Variable) und den spezifischen Arbeitsmarktindikatoren (als zu erklärende Variable) gerechnet. Erklärt wurde die Veränderung des spezifischen Indikators mit der Veränderung der allgemeinen Arbeitslosenquote. Mit den geschätzten Regressionsbeziehungen schätzten wir die „Vollbeschäftigungswerte“ der spezifischen Arbeits-

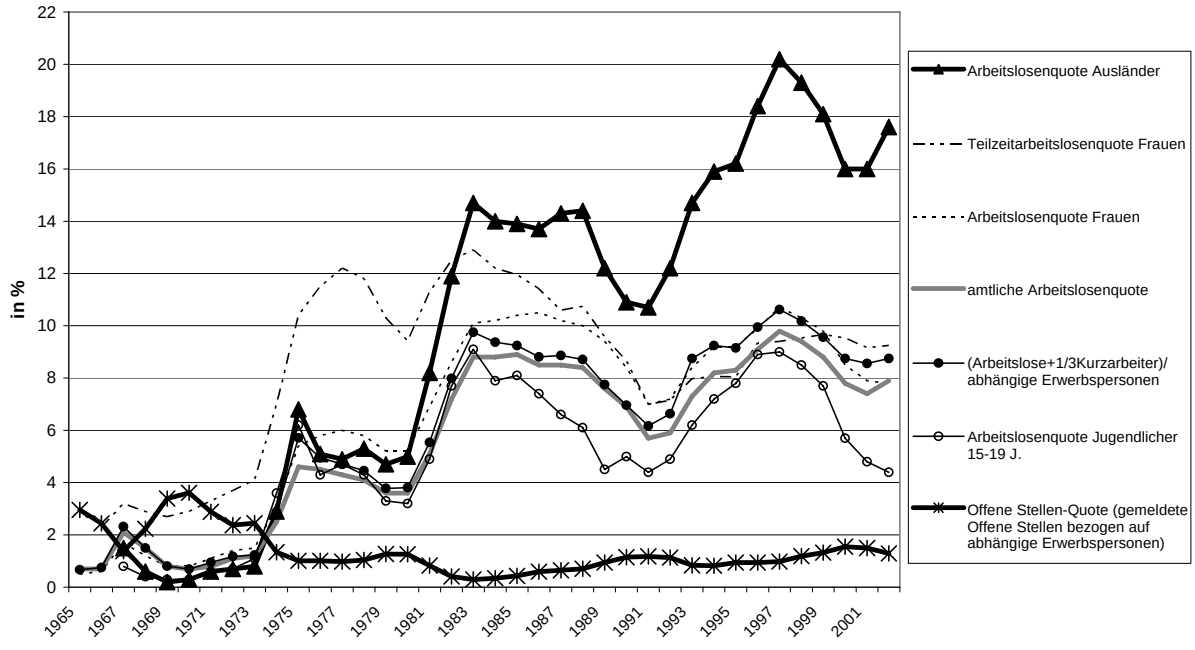
marktindikatoren aus der gegebenen Veränderung des „Vollbeschäftigungswertes“ der allgemeinen Arbeitslosenquote.

Davon abweichend wurde für die Arbeitslosenquote der teilzeitbeschäftigten Frauen ab 1970 der bereits von Thon/Bach verwendete Wert von 3,0 % als Vollbeschäftigungswert angenommen, da die Entwicklung dieses Indikators weitgehend von der allgemeinen Arbeitslosenquote abgekoppelt ist, was sich an einer sehr niedrigen Korrelation zeigt (vgl. Bild 2).

Der Vollbeschäftigungswert für die Offene-Stellen-Quote (gemeldete Offene Stellen bezogen auf abhängige Erwerbspersonen) wurde bis 1982 auf der Basis der Regressionsanalyse geschätzt und von 1982 an konstant auf diesen Wert gehalten (2,5 %; früherer Wert von Thon/Bach 3,0 %).

Die Tabelle A4 im Anhang enthält die entsprechenden Vollbeschäftigungswerte. Diese Vollbeschäftigungswerte unterscheiden sich erheblich von denen, die Thon und Bach 1998 ihrer Schätzung der Stillen Reserve zugrunde gelegt haben. Eine künftige Arbeit wird sich der Frage widmen, wie sensitiv die Stille Reserve auf die Festlegung der Vollbeschäftigungswerte reagiert.

Bild 2: Arbeitsmarktindikatoren, 1965-2002



Quelle: BA und eigene Berechnungen.

Resümee: Das Verfahren leidet zweifelsohne an einer Reihe von willkürlichen Festlegungen und liefert bestenfalls Anhaltspunkte für einen Vollbe-

schäftigungswert. Ein Fortschritt ist darin zu sehen, dass es im Gegensatz zur letzten Schätzung der Stillen Reserve durch das IAB nicht mehr die Fiktion aufrecht erhält, die Vollbeschäftigungswerte aus den 60er und Anfang 70er Jahren würden auch heute noch Bestand haben.

8 Berechnung der Stillen Reserve

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

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

(5) $R_t = \Sigma\, r_{jt}\ B_{jt}$

Die Bilder 3 und 4 zeigen die altersspezifischen Stille Reserve-Quoten von Männern und Frauen getrennt nach Deutschen und Ausländern für die Jahre 1995 und 2002. Abgesehen vom Niveau stimmt Bild 3 weitgehend mit dem Ergebnis aus Thon/Bach (1998: Anhang, Bild 2) überein.

Bild 3: Altersspezifische Stille-Reserve-Quoten 1995

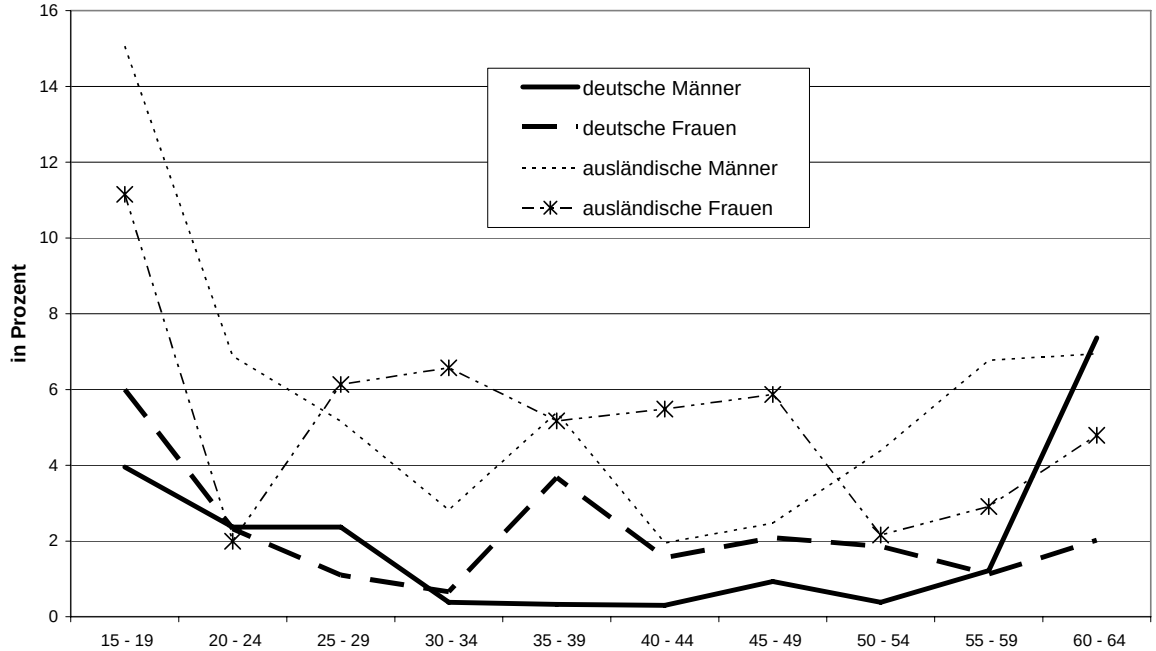
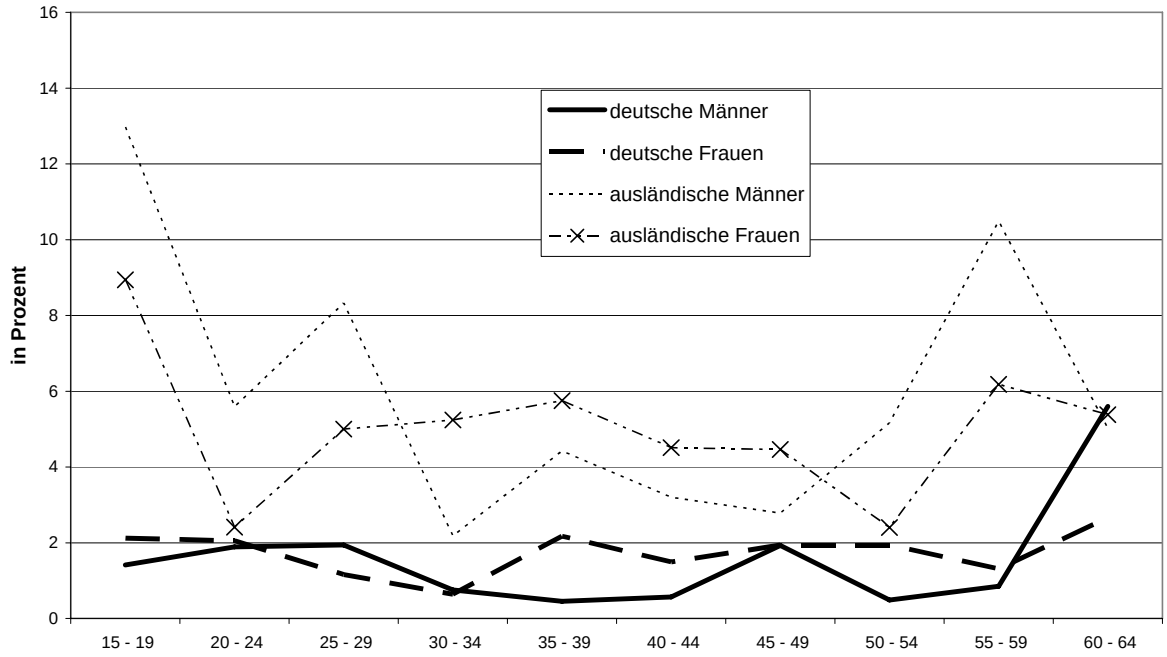


Bild 4: Altersspezifische Stille-Reserve-Quoten 2002



Bis 2002 ändern sich viele der Quoten aber erheblich. Insbesondere die Stille Reserve der 55- bis 59-jährigen Ausländer und Ausländerinnen ist deutlich höher als Jahre zuvor, während sich die der 60- bis 64-jährigen kaum erhöht hat. Dies ist möglicherweise bereits eine erste Wirkung der geänderten rentenrechtlichen Bedingungen.

Der Anstieg der Stillen Reserve-Quote der 45- bis 49-jährigen deutschen Männer ist nicht erklärbar. Nachdem das Regressionsmodell für diese Gruppe schon gewisse statistische Probleme bereitete, soll mit künftigen Analysen eine mögliche Fehlspezifikation abgeklärt werden.

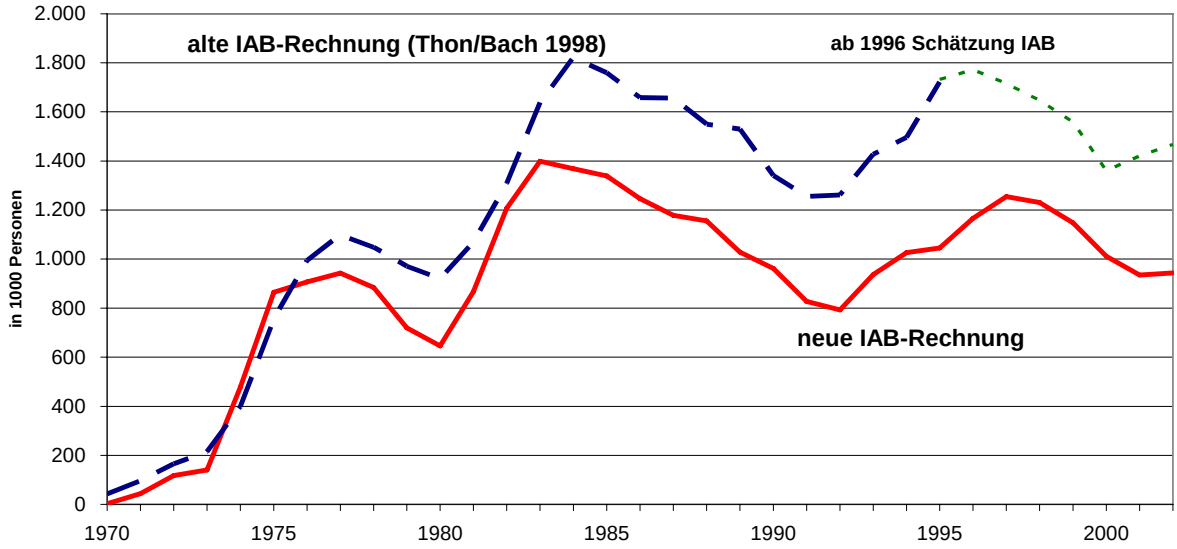
Erwähnenswert ist, dass die Zahl der 55- bis 59-jährigen Arbeitskräfte, die für Westdeutschland mit der Stillen Reserve in Maßnahmen erfasst werden, in den 90er Jahren dramatisch nach oben schnellte: von 54.000 in 1991 auf 130.000 in 2002. Zurückzuführen ist dies auf eine Ausweitung des faktischen Vorruhestandes aufgrund von § 428 SGB III (früher § 105c AFG). Wahrscheinlich konnte das hier verwendete Schätzverfahren zur Stillen Reserve diese Entwicklung nicht vollständig nachvollziehen. Außerdem könnte vermutet werden, dass ein nicht geringer Teil der Arbeitskräfte im Vorruhestand zeitweilig einer geringfügigen Nebentätigkeit nachgeht. Diese (geringfügigen) Erwerbstätigen dürfen nicht noch einmal bei der Stillen Reserve erfasst werden.

Man sollte die altersspezifischen Stille Reserve-Quoten mit der gebührenden Vorsicht interpretieren. Die einzelnen Quoten enthalten noch viel Schätzunsicherheit, vielleicht teilweise verursacht von den zufallsbedingten Schwankungen der Datenbasis MZ und dem Korrekturverfahren zur geringfügigen Beschäftigung. Besser ist es deshalb, nach größeren Altersgruppen zusammenzufassen, wobei sich ein Fehlerausgleich einstellen kann.

Die neu geschätzte Stille Reserve ist deutlich kleiner als noch 1998 von Thon und Bach geschätzt (Bild 5). Der Verlauf stimmt jedoch weitgehend überein und deutlich werden auch wieder die Konjunkturzyklen gespiegelt.

Die gegenüber früher deutlich niedrigere Schätzung für die Stille Reserve dürfte teils auf die Korrektur der MZ-Erwerbsquoten um die geringfügige Beschäftigung zurückzuführen sein, teils wegen der natürlichen Obergrenze der Erwerbsquoten von Eins, teils aufgrund der gegenüber früher deutlich anderen Annahmen bezüglich der „Vollbeschäftigungswerte“.

Bild 5: Stille Reserve in den alten Bundesländern
- Vergleich alter mit neuer IAB-Rechnung -

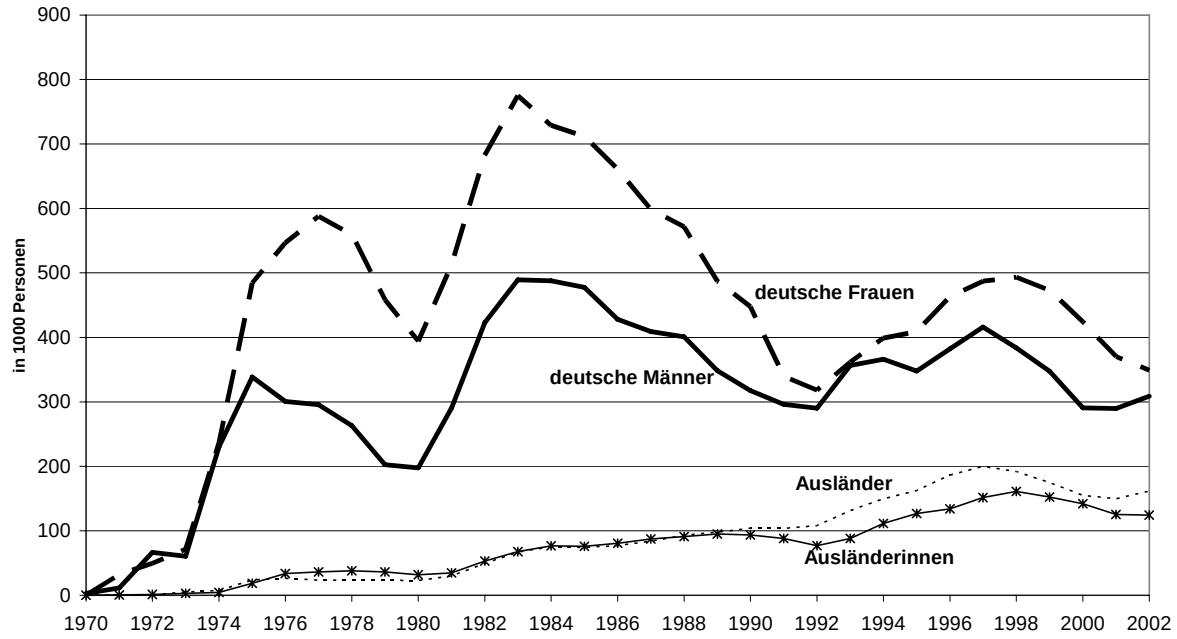


Anmerkung: Ab 1996 wurde die Stille Reserve auf Basis der Arbeit von Thon/Bach (1998) geschätzt; siehe MittAB 1/2002 (dort mit Schätzung für 2002).
Quellen: Autorengemeinschaft, in: MittAB 1/2002, S. 27; Thon/Bach 1998; eigene Berechnungen.

Abgesehen vom Niveau stimmt die nach Personengruppen (Geschlecht/ Nationalität) differenzierte Entwicklung der Stillen Reserve dem Verlauf nach mit den früheren Schätzungen von Thon und Bach überein (Bild 6). Bei der Neuschätzung übertrifft die Zahl der deutschen Frauen nun aber

wieder die der Männer, was bei der letzten IAB-Schätzung am damals aktuellen Rand (90er Jahre) nicht mehr der Fall war.

Bild 6: Entwicklung der westdeutschen Stillen Reserve, 1970-2002



9 Entwicklung des Erwerbspersonenpotenzials seit 1970

Die Potenzialerwerbsquoten werden entsprechend Kapitel 3 aus der Addition von korrigierten MZ-Erwerbsquoten und Stille Reserve-Quoten errechnet. Analog zur Darstellung der Stille Reserve-Quoten vergleichen die beiden Bilder 7 und 8 die alters-, geschlechts- und nationalitätsspezifischen Potenzialerwerbsquoten für die Jahre 1995 und 2002.

Zu dem insgesamt sehr plausiblen Eindruck, den die Bilder hinterlassen, ist nur weniges anzumerken. Auffallend ist der Anstieg der Erwerbsbeteiligung deutscher Frauen – während sich bei den Ausländerinnen wenig getan hat. Außerdem ist der 1995 gerade noch sichtbare Knick in der Erwerbsbeteiligung jüngerer Frauen in 2002 so gut wie verschwunden. Dies entspricht den Erwartungen, wonach der Einfluss von Geburten auf die Erwerbsbeteiligung nachlässt. Allerdings dürfte dies nicht zuletzt auch eine Folge der statistischen Einordnung sein: Frauen (und natürlich auch Männer) im Erziehungsurlaub zählen statistisch zu den Erwerbstätigen!

Bild 7: Altersspezifische Potenzial-Erwerbsquoten 1995

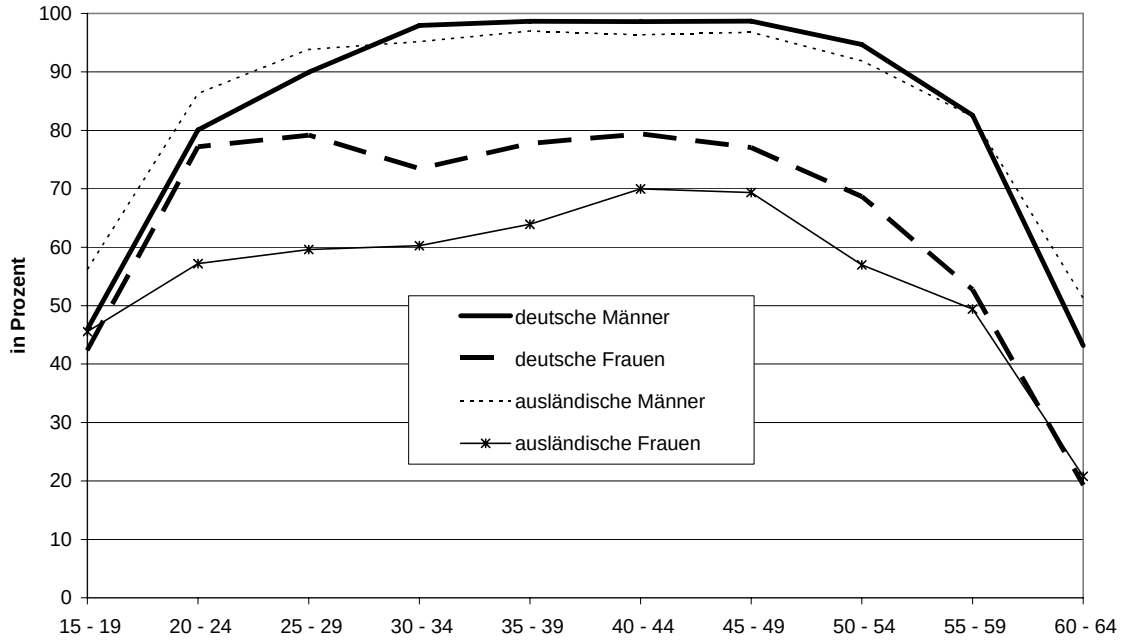
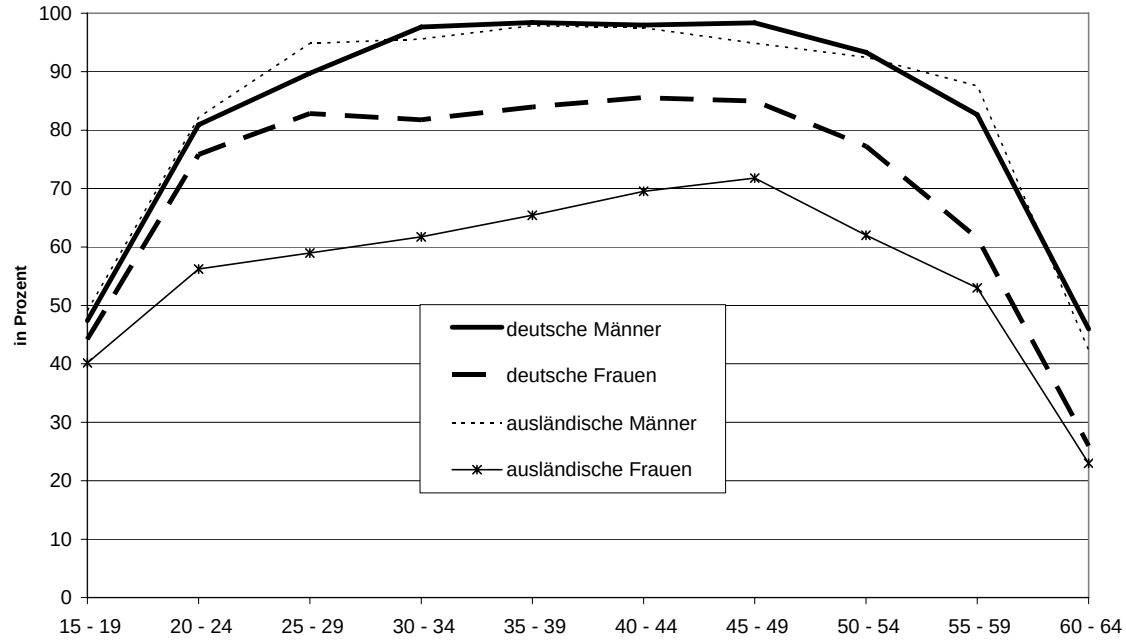
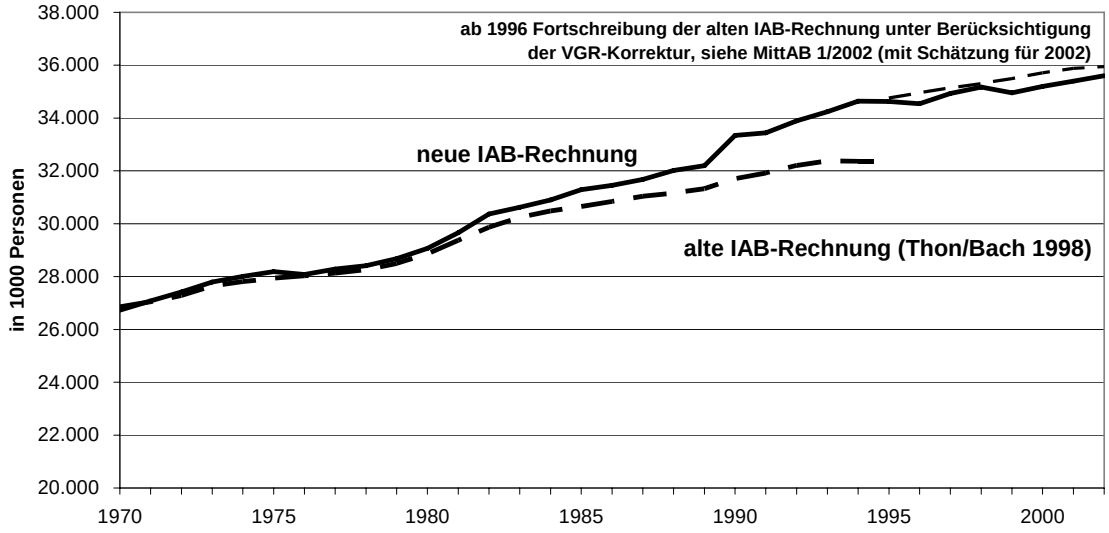


Bild 8: Altersspezifische Potenzial-Erwerbsquoten 2002



Obwohl die neu gerechnete Stille Reserve deutlich unter den früheren IAB-Schätzungen liegt, ist das neue Erwerbspersonenpotenzial höher als das frühere (siehe Bild 9). Dies ist ein starker Hinweis auf den Einfluss der Korrektur der MZ-Erwerbsquoten.

Bild 9: Erwerbspersonenpotenzial in den alten Bundesländern
- Vergleich alter mit neuer IAB-Schätzung -



Anmerkung: Ab 1996 wurde das Erwerbspersonenpotenzial auf Basis der Arbeit von Thon/Bach (1998) geschätzt; siehe MittAB 1/2002.
Quellen: Autorengemeinschaft, in: MittAB 1/2002, S. 26, 29; Thon/Bach 1998; eigene Berechnungen

Ein Teil der nach den früheren Schätzungen zur Stillen Reserve gerechneten Personen übte wohl einen geringfügigen Nebenjob aus und hätte deshalb eigentlich bei den Erwerbstätigen bzw. Erwerbspersonen eingeordnet werden müssen. Ein beträchtlicher Teil der früher nicht erfassten geringfügigen Beschäftigung war aber bislang überhaupt nicht in der Potenzialrechnung erfasst, wenn man davon absieht, dass das IAB seit 2000 die geringfügige Beschäftigung im Rahmen der kurzfristigen Arbeitsmarktprojektion zum Erwerbspersonenpotenzial hinzuschätzte. Letztere ist Abbildung 9 mit einer gestrichelten Linie ab 1995 eingetragen.

Insgesamt zählten im Jahr 2002 rund 35,6 Mio. Menschen zum Erwerbspersonenpotenzial Westdeutschlands. Das waren fast 9 Mio. mehr als 1970 (vgl. Tabelle 3).

Der Großteil dieses Zuwachses ist einer deutlich höheren Arbeitsmarktbeteiligung von Frauen zu verdanken. Dagegen geht das Erwerbspersonenpotenzial der Männer seit Mitte der 90er Jahre tendenziell leicht zurück.

Das Erwerbspersonenpotenzial der Ausländer und Ausländerinnen hat sich seit 1970 mehr als verdoppelt. Seit einigen Jahren verändert sich ihre Zahl trotz Zuwanderung kaum mehr; d. h. die durchschnittliche Erwerbsbeteiligung ist im Sinken begriffen.

Tabelle 3: Erwerbspersonenpotenzial in den alten Bundesländern

	Deutsche			Ausländer			Insgesamt		
	Insgesamt	Männer	Frauen	Insgesamt	Männer	Frauen	Insgesamt	Männer	Frauen
	in 1000								
1970	25.040	15.894	9.146	1.684	1.213	471	26.724	17.107	9.618
1971	25.072	15.868	9.203	2.010	1.445	565	27.082	17.313	9.769
1972	25.180	15.809	9.371	2.243	1.594	649	27.422	17.402	10.020
1973	25.324	15.772	9.551	2.470	1.730	740	27.793	17.503	10.291
1974	25.517	15.827	9.690	2.492	1.741	750	28.008	17.568	10.441
1975	25.842	15.877	9.966	2.348	1.621	728	28.191	17.497	10.693
1976	25.869	15.784	10.084	2.210	1.505	705	28.078	17.289	10.789
1977	26.135	15.857	10.279	2.147	1.449	698	28.283	17.306	10.977
1978	26.285	15.940	10.345	2.127	1.441	685	28.411	17.381	11.030
1979	26.510	16.043	10.468	2.169	1.482	687	28.679	17.525	11.155
1980	26.784	16.210	10.574	2.280	1.568	712	29.064	17.778	11.286
1981	27.328	16.398	10.930	2.333	1.620	714	29.661	18.017	11.644
1982	28.008	16.686	11.321	2.363	1.611	752	30.371	18.298	12.073
1983	28.295	16.797	11.498	2.330	1.579	751	30.625	18.375	12.249
1984	28.612	16.858	11.755	2.290	1.519	772	30.903	18.376	12.526
1985	29.033	17.064	11.969	2.255	1.494	761	31.287	18.558	12.729
1986	29.172	17.122	12.050	2.283	1.515	768	31.455	18.637	12.819
1987	29.297	17.163	12.134	2.380	1.587	792	31.676	18.750	12.926
1988	29.499	17.226	12.273	2.521	1.677	844	32.020	18.903	13.117
1989	29.496	17.187	12.309	2.706	1.794	912	32.201	18.981	13.220
1990	30.414	17.456	12.958	2.929	1.925	1.004	33.343	19.381	13.962
1991	30.264	17.469	12.795	3.177	2.104	1.073	33.440	19.573	13.868
1992	30.400	17.450	12.950	3.493	2.319	1.175	33.893	19.768	14.125
1993	30.495	17.453	13.042	3.745	2.491	1.254	34.239	19.943	14.296
1994	30.753	17.484	13.269	3.881	2.545	1.336	34.634	20.029	14.605
1995	30.700	17.389	13.311	3.929	2.561	1.368	34.629	19.950	14.679
1996	30.596	17.256	13.340	3.945	2.575	1.370	34.541	19.831	14.710
1997	30.934	17.326	13.609	3.993	2.587	1.407	34.928	19.912	15.015
1998	31.268	17.404	13.864	3.901	2.501	1.400	35.169	19.905	15.264
1999	31.069	17.218	13.851	3.882	2.468	1.414	34.951	19.685	15.265
2000	31.356	17.216	14.140	3.841	2.426	1.415	35.197	19.641	15.555
2001	31.516	17.250	14.266	3.883	2.439	1.444	35.399	19.689	15.711
2002	31.658	17.305	14.353	3.942	2.456	1.486	35.600	19.761	15.839
Veränderung 2002-1970									
in 1000	6.618	1.411	5.207	2.258	1.243	1.015	8.876	2.654	6.222
in Prozent	26,4%	8,9%	56,9%	134,1%	102,5%	215,3%	33,2%	15,5%	64,7%

Quelle: Eigene Berechnungen.

Dagegen ist das Erwerbspersonenpotenzial der deutschen Bevölkerung auch in den 90er Jahren gestiegen. Dies dürfte der zunehmenden geringfügigen Beschäftigung zuzuschreiben sein, die sich auch im Erwerbspersonenpotenzial niederschlägt, denn aus demografischen Gründen würde das Arbeitsangebot bereit seit einigen Jahren sinken (vgl. Thon/Bach 1998: Tabelle 5 im Anhang).

10 Zusammenfassung und Ausblick

Mit dem vorliegenden Bericht werden revidierte Schätzungen für die Stille Reserve und das Erwerbspersonenpotenzial Westdeutschlands zur Diskussion gestellt. Die Neuschätzung berücksichtigt insbesondere die Erkennt-

nisse über die geringfügige Beschäftigung und integriert diese für eine Korrektur der Erwerbsquoten des MZ, der Datenbasis der Potenzialschätzung des IAB.

Alles in allem sind die Einzelergebnisse durchaus plausibel. Die (deutschen) Männer der „Prime Age Groups“ (30-50 Jahre) haben dauerhaft hohe Potenzialerwerbsquoten von um die 98 %. Die Potenzialerwerbsquoten der Jüngeren sinken, die der Frauen steigen. Man erkennt noch einen winzigen kinderbedingten Rückgang der Potenzialerwerbsquoten jüngerer Frauen. In jüngster Zeit steigen die Potenzialerwerbsquoten der ab 60-Jährigen, was in Übereinstimmung mit den in neuerer Zeit erfolgten Änderungen im Rentenrecht steht.

Die neu geschätzte Stille Reserve liegt im Niveau deutlich niedriger als die früheren Schätzungen. Die jährliche Veränderungsrichtung stimmt nach alter und neuer Rechnung dagegen sehr gut überein.

Zugleich liegt das neu geschätzte Erwerbspersonenpotenzial tendenziell über den Schätzungen von Thon/Bach aus dem Jahr 1998, und zwar mit zunehmender Tendenz. Dies kann so interpretiert werden, dass mit der Neuschätzung gewissermaßen eine Aufteilung der früher nicht vollständig erfassten geringfügigen Beschäftigung gelang. Ein Teil war bereits in der Stillen Reserve enthalten, ein anderer Teil fehlte dem Erwerbspersonenpotenzial. Jetzt dürfte die geringfügige Beschäftigung besser in der IAB-Potenzialrechnung integriert sein.

Offensichtlich zählt ein immer größerer Teil der Bevölkerung zum Erwerbspersonenpotenzial (z. B. in 2002 waren es 78,7 % der Erwerbsbevölkerung im Alter 15-64 Jahre). Das führt zu der Frage der Arbeitszeit. Das Konzept des Erwerbspersonenpotenzials ist ein Personenkonzept, das die Arbeitszeit ausblendet. Tatsächlich wäre es aber höchst wünschenswert, wenn es gelänge, ein potenziell angebotenes Arbeitsvolumen zu berechnen. Bislang sind die uns bekannten Versuche, ein solches zu schätzen gescheitert. Gerade aber die verbesserte Integration der geringfügigen Beschäftigung macht es erforderlich, darauf hinzuweisen, dass bedeutende Teile des Erwerbspersonenpotenzials wohl nicht unbedingt an einer Ausweitung ihrer Arbeitszeit interessiert sind, bzw. das potenzielle Angebot beschränkt sich u. U. auf wenige Stunden wöchentlich.

Laufende Arbeiten im IAB zu den Arbeitszeiten nach Alter und Geschlecht könnten uns hier in Zukunft möglicherweise einen Schritt weiter bringen.

Bereits problematisiert wurde die Annahme über die Vollbeschäftigungswerte der Arbeitsmarktindikatoren. Künftige Arbeiten werden hier noch tiefer zu schürfen haben und insbesondere die Sensitivität der vorliegenden Ergebnisse auf andere Annahmen zu prüfen haben. Es wäre sicher auch wünschenswert, wenn es gelänge, die teilweise etwas willkürlichen Setzungen auf eine bessere theoretische und empirische Grundlage zu stellen. Auch hierzu ist an weitere Forschungsarbeiten gedacht, die insbesondere die Trennung der strukturellen vs. konjunkturellen Arbeitslosigkeit betreffen.

Weitere Analysen sollen die relative Bedeutung der Komponenten Erwerbsbeteiligung und Demografie für die Entwicklung des Erwerbspersonenpotenzials quantifizieren.

Literatur

Armstrong, David (1999): Hidden Male Unemployment in Northern Ireland. In: Regional Studies, Vol. 33.6, S. 499-511.

Banerjee, Anindya; Dolado, Juan J.; Galbraith, John W.; Hendry, David F. (1993): Co-Integration, Error Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data. Oxford.

Beatty, Christina; Forthergill, Stephen (1996): Labour Market Adjustment in Areas of Chronic Industrial Decline: The Case of the UK Coalfields. In: Regional Studies, Vol. 30.7, S. 627-640.

Brinkmann, Christian (1980): Erwerbsbeteiligung und Arbeitsmarktverhältnisse. Neue empirische Ergebnisse zur „Entmutigung“ und zusätzlichen „Ermutigung“ von weiblichen Erwerbspersonen. In: Dieter Mertens, Wolfgang Klauder (Hrsg.): Probleme der Messung und Vorausschätzung des Erwerbspersonenpotentials. Nürnberg, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (BeitrAB) 44.

Brinkmann, Christian; Klauder, Wolfgang; Reyher, Lutz; Thon, Manfred (1987): Methodische und inhaltliche Aspekte der Stillen Reserve. In: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB) 4/1987, S. 387-409.

Briscoe, G.; Wilson, R. (1992): Forecasting economic activity rates. In: International Journal of Forecasting, 8, S. 201-217.

Büchel, Felix; Spieß, Katharina (2002): Form der Kinderbetreuung und Arbeitsmarktverhalten von Müttern in West- und Ostdeutschland. Stuttgart 2002 (= Schriftenreihe des Bundesministeriums für Familie, Senioren, Frauen und Jugend, Bd. 220).

Buttler, Günter (1981): Möglichkeiten der Messung des Erwerbspotenzials der Frauen. In: Wolfgang Klauder, Gerhard Kühlewind (Hrsg.): Probleme der Messung und Vorausschätzung des Frauenerwerbspotenzials. Nürnberg, Beiträge aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (BeitrAB) 56.

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).

Davidson, Russel; MacKinnon, James G. (1993): Estimation and Inference in Econometrics. New York/Oxford.

Dernburg, Thomas; Strand, Kenneth (1966): Hidden Unemployment 1953-62: A Quantitative Analysis by Age and Sex. In: American Economic Review, S. 71-95.

Enders, Walter (1995): Applied Econometric Time Series. New York et al.

Engle, Robert F.; Granger, Clive W.J. (eds) (1991): Long-run Economic Relationships. Reading in Cointegration. Oxford.

Europäische Kommission (Hrsg.) (1998): Beschäftigungsobservatorium SYSDEM, Trends, Nr. 30, ganzes Heft.

Ferber, Marianne A. (ed.) (1998): Women in the Labor Market, Volume I, Cheltenham (UK), Northampton, MA (USA).

Fitzenberger, Bernd; Schnabel, Reinhold; Wunderlich, Gaby (2004): The gender gap in labor market participation and employment: A cohort analysis for West Germany. In: Journal of Population Economics, 17, S. 83-116.

Fuchs, Johann (2002): Erwerbspersonenpotenzial und Stille Reserve - Konzeption und Berechnungsweise. In: Gerhard Kleinhenz (Hrsg.): IAB-Kompendium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg, BeitrAB 250, S. 79-94.

Fuchs, Johann (2001): Der Zusammenhang von Stiller Reserve und geringfügiger Beschäftigung. In: MittAB 2/2001, S. 152–164.

Fuchs, Johann (1998): Umfang und Struktur der Stillen Reserve in den neuen Bundesländern. In: MittAB 1/98, S. 58-78.

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. Nürnberg, IAB-Werkstattbericht Nr. 12/2003.

Fuchs, Johann; Thon, Manfred (2001): Fachkräftemangel – Wie viel Potenzial steckt in den heimischen Personalreserven? IABKurzbericht Nr. 15, 27.8.2001.

Fuchs, Johann; Thon, Manfred (1999): Potenzialprojektion bis 2040. Nach 2010 sinkt das Angebot an Arbeitskräften, IABKurzbericht Nr. 4, 20.5.1999.

Green, William H. (1993): Econometric Analysis. 2nd Edition, New York.

Gregory, Allan W.; Hansen, Bruce E. (1996a): Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts. In: Journal of Econometrics, 70, S. 99-126.

Gregory, Allan W.; Hansen, Bruce E. (1996b): Tests for Cointegration in Models with Regime and Trend Shifts. In: Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 58, 3, S. 555-560.

Hansen, Lee (1961): The Cyclical Sensitivity of the Labor Supply. In: American Economic Review, S. 299-309.

Hassler, Uwe (2000): Leitfaden zum Testen und Schätzen von Kointegration. Gaab, W.; Heilemann, U.; Wolters, J. (Hrsg.): Arbeiten mit ökonometrischen Modellen. Erscheint im Physika-Verlag. (Manuskript aus dem Internet)

Hirschenauer, Franziska (1997): Erwerbsbeteiligung und Arbeitslosigkeit in den west- und ostdeutschen Arbeitsmarktregionen. In: Informationen zur Raumentwicklung, H. 1/2. S. 63-75.

Holst, Elke (2000): Die Stille Reserve am Arbeitsmarkt. Größe – Zusammensetzung – Verhalten, Berlin.

Holst, Elke; Schupp, Jürgen (2001): Erwerbsverhalten von Frauen: Trotz Annäherung immer noch deutliche Unterschiede zwischen Ost und West. In: DIW-Wochenbericht 42/2001, S. 648-658.

Holst, Elke; Schupp, Jürgen (2000): Stille Reserve wichtig für die Arbeitsmarktflexibilität in Deutschland. In: DIW-Wochenbericht 29/2000, S. 457-465.

Holst, Elke; Schupp, Jürgen (1997): Hohe Fluktuation in der Stillen Reserve. In: DIW-Wochenbericht 47/1997.

Hosmer, David W.; Lemeshow, Stanley (1989): Applied Logistic Regression, New York et al.

Jaumotte, Florence (2003): Female Labour Force Participation: Past Trends and Main Determinants in OECD Countries. OECD Economic Department Working Paper No. 376.

Klauder, Wolfgang (1988): Arbeitskräfte-Potentialrechnung. In: Mertens, D. (Hrsg.): Konzepte der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 3. überarb. Aufl., Nürnberg 1988, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (BeitrAB) 70, S. 103-122.

Klauder, Wolfgang; Kühlewind, Wolfgang (1981): Probleme der Messung und Interpretation des Frauenerwerbspersonenpotentials. Nürnberg. BeitrAB 56.

Leoni, Riccardo (1994): Labour Supply: Which Theory? A Critical Empirical Assessment. In: Labour, 8 (1), S. 19-55.

Maddala, G.S.; Kim, In-Moo (1998): Unit Root, Cointegration and Structural Change, Cambridge.

MacKinnon, James (1991): Critical Values for Cointegration Tests. In: Engle, Robert F.; Granger, Clive W.J. (eds): Long-run Economic Relationships. Reading in Cointegration. Oxford, S. 267-276.

McNown, Robert; Rajbhandary, Sameer (2003): Time series analysis of fertility and female labor market behaviour. In: Journal of Population Economics, 16, S. 501-523.

Mertens, Dieter; Klauder, Wolfgang (1980): Probleme der Messung und Vorausschätzung des Erwerbspersonenpotentials. Nürnberg. BeitrAB 44.

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.

OECD (2001): Estimating the Structural Rate of Unemployment for the OECD Countries. OECD Economic Studies, No. 33, S. 171–211.

OECD (1995): Employment Outlook. Paris.

Pindyck, Robert S.; Rubinfeld, Daniel L. (1998): Econometric Models and Economic Forecasts, New York u. a., 4th edition.

Rao, B. Bhaskara (ed.) (1994): Cointegration for the Applied Economist. New York.

Rudolph, Helmut (1998): „Geringfügige Beschäftigung“ mit steigender Tendenz, IABWerkstattbericht Nr. 9/21.8.1998.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1997): Wachstum, Beschäftigung, Währungsunion – Orientierungen für die Zukunft. Jahresgutachten 1997/98, Bundestagsdrucksache 13/9090, 18.11.97

Schmidt, Manfred G. (1993): Erwerbsbeteiligung von Frauen und Männern im Industrieländervergleich. Opladen.

Smith, James P. (ed.) (1980): Female Labor Supply: Theory and Estimation. Princeton.

Statistisches Bundesamt (2000): 38,4 Mill. Erwerbstätige im zweiten Quartal 2000 in Deutschland – Erwerbstätigkeit auf höherem Niveau. Pressemitteilung vom 28. August 2000.

Strand, Kenneth; Dernburg, Thomas (1964): Cyclical Variation in Civilian Labor Force Participation. In: Review of Economics and Statistics, S. 378-391.

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, IABWerkstattbericht Nr. 8/4.8.1998.

Anhang

Tabelle A1: Variablenbeschreibung

Erläuterungen: siehe am Ende der Tabelle
Zeitraum: 1965 bis 2002, Erwerbsquoten der Ausländer ab 1972

	N	Min.	Max.	Mittelwert	Standard-abweichung
Korrigierte Erwerbsquoten, in % **Quelle: StBA (Mikrozensus), eigene Berechnungen**					
15- bis 19-jährige deutsche Männer	38	43,9	77,9	55,94	8,6556
20- bis 24-jährige deutsche Männer	38	78,5	88,3	81,85	2,6672
25- bis 29-jährige deutsche Männer	38	87,2	95,9	90,21	2,6304
30- bis 34-jährige deutsche Männer	38	95,6	99,2	97,58	0,9814
35- bis 39-jährige deutsche Männer	38	97,0	99,0	98,30	0,4787
40- bis 44-jährige deutsche Männer	38	97,2	99,0	97,96	0,4730
45- bis 49-jährige deutsche Männer	38	96,0	98,9	96,75	0,6113
50- bis 54-jährige deutsche Männer	38	92,4	95,5	93,55	0,8111
55- bis 59-jährige deutsche Männer	38	79,4	89,2	83,60	3,1162
60- bis 64-jährige deutsche Männer	38	35,1	73,5	48,37	13,8322
65- bis 69-jährige deutsche Männer	38	8,6	32,3	15,93	7,0475
15- bis 19-jährige deutsche Frauen	38	38,0	77,3	51,91	9,9720
20- bis 24-jährige deutsche Frauen	38	66,6	80,1	73,13	4,2076
25- bis 29-jährige deutsche Frauen	38	47,1	82,4	66,06	12,1658
30- bis 34-jährige deutsche Frauen	38	40,9	81,1	60,64	13,0524
35- bis 39-jährige deutsche Frauen	38	42,5	81,8	61,08	13,0936
40- bis 44-jährige deutsche Frauen	38	46,5	84,1	62,57	13,1321
45- bis 49-jährige deutsche Frauen	38	46,1	83,1	60,68	12,3632
50- bis 54-jährige deutsche Frauen	38	40,3	75,3	54,59	10,8205
55- bis 59-jährige deutsche Frauen	38	34,9	60,2	43,58	7,7982
60- bis 64-jährige deutsche Frauen	38	13,5	23,3	18,22	2,6206
65- bis 69-jährige deutsche Frauen	38	6,0	11,9	8,55	1,9029
70- bis 75-jährige deutsche Frauen	38	3,4	7,3	4,91	1,1169
15- bis 19-jährige ausländische Männer	31	36,1	81,8	50,20	11,9944
20- bis 24-jährige ausländische Männer	31	75,4	90,9	82,96	3,9553
25- bis 29-jährige ausländische Männer	31	83,7	96,1	88,85	3,8265
30- bis 34-jährige ausländische Männer	31	87,6	98,3	93,28	3,1971
35- bis 39-jährige ausländische Männer	31	90,7	99,2	95,36	2,6839
40- bis 44-jährige ausländische Männer	31	91,0	99,4	96,28	2,6438
45- bis 49-jährige ausländische Männer	31	91,7	98,7	95,65	2,4637
50- bis 54-jährige ausländische Männer	31	86,3	97,9	92,33	3,4039
55- bis 59-jährige ausländische Männer	31	74,1	93,9	83,84	5,4552
60- bis 64-jährige ausländische Männer	31	35,5	80,8	54,08	13,4028
15- bis 19-jährige ausländische Frauen	31	31,2	68,8	41,47	9,5484
20- bis 24-jährige ausländische Frauen	31	53,6	73,7	58,65	5,4921
25- bis 29-jährige ausländische Frauen	31	47,0	70,9	56,20	5,9251
30- bis 34-jährige ausländische Frauen	31	51,2	70,5	57,57	5,0314
35- bis 39-jährige ausländische Frauen	31	55,6	73,2	61,02	4,7606
40- bis 44-jährige ausländische Frauen	31	57,2	73,6	63,90	4,7862
45- bis 49-jährige ausländische Frauen	31	54,9	72,6	62,91	3,9301
50- bis 54-jährige ausländische Frauen	31	53,8	62,9	57,54	2,4306
55- bis 59-jährige ausländische Frauen	31	45,1	56,9	50,79	3,4702
60- bis 64-jährige ausländische Frauen	29	16,0	33,3	22,14	4,5396

	N	Min.	Max.	Mittelwert	Standard-abweichung
Arbeitsmarktindikatoren, in % Quelle: BA, eigene Berechnungen					
Arbeitslosenquote: amtliche Arbeitslosenquote = (bezogen auf abhängige zivile Erwerbspersonen)	38	0,7	9,8	5,56	3,1191
erweiterte Arbeitslosenquote = (Arbeitslose+1/3Kurzarbeiter)/abh. Erwerbspersonen	38	0,7	10,6	6,04	3,3918
Offene Stellen-Quote = gemeldete Offene Stellen zu abhängige zivile Erwerbspersonen	38	0,3	3,6	1,36	0,8367
Arbeitslosenquote 15 bis 19 Jahre	36	0,3	9,1	5,02	2,7499
Arbeitslosenquote Frauen	38	0,5	10,7	6,49	3,5488
„Teilzeit-Arbeitslosenquote“ (nur Frauen)	37	2,3	12,9	8,48	3,2253
Arbeitslosenquote Ausländer	35	0,2	20,2	10,33	6,4045
Stille Reserve in Maßnahmen, in % der gleichaltrigen Bevölkerung zum 31.12. d. J. Quelle: IAB-Fb4					
Männer 15-19	33	0,0	0,2	0,07	0,0496
Männer 20-24	33	0,4	1,9	1,11	0,4241
Männer 25-29	33	0,4	3,4	1,67	0,7794
Männer 30-34	33	0,2	2,3	1,10	0,5712
Männer 35-39	33	0,1	1,5	0,73	0,4407
Männer 40-44	33	0,1	1,1	0,48	0,3314
Männer 45-49	33	0,0	0,8	0,32	0,2525
Männer 50-54	33	0,0	0,6	0,20	0,1792
Männer 55-59	33	0,0	7,2	2,06	2,3192
Männer 60-64	33	0,0	3,0	0,48	0,9077
Männer 15-64 Insgesamt	33	0,1	1,7	0,86	0,5241
Frauen, 15-19	33	0,0	0,2	0,09	0,0561
Frauen, 20-24	33	0,1	1,6	0,74	0,4412
Frauen, 25-29	33	0,1	1,8	0,83	0,5230
Frauen, 30-34	33	0,0	1,5	0,68	0,4705
Frauen, 35-39	33	0,0	1,3	0,59	0,4615
Frauen, 40-44	33	0,0	1,1	0,46	0,3847
Frauen, 45-49	33	0,0	0,7	0,31	0,2652
Frauen, 50-54	33	0,0	0,5	0,18	0,1673
Frauen, 55-59	33	0,0	4,0	0,88	1,0787
Frauen, 60-64	33	0,0	0,3	0,04	0,0708
Frauen, 15-64 Insgesamt	33	0,0	1,0	0,50	0,3667
Volkswirtschaftliche Größen, Quellen: StBA, VDR, Sachverständigenrat					
Bruttowertschöpfung (BWS) Handel und Verkehr, unbereinigt, Anteil an der gesamten BWS, ab 1991 Deutschland (D), in %	36	14,4	17,9	16,17	1,2010
BWS Dienstleistungsunternehmen, unbereinigt, Anteil an der gesamten BWS, ab 1991 D, in %	36	15,2	30,4	24,13	4,6393
BWS Staat und private Haushalte, unbereinigt, Anteil an der gesamten BWS, ab 1991 D, in %	36	9,6	21,8	15,36	3,9867
Nettolöhne und -gehälter Arbeitnehmer, durchschnittlicher Jahresverdienst DM/pro Kopf	31	10751	31685	23199	6486
Stundenlöhne Produzierendes Gewerbe, 1985=100	38	26,4	184,5	98,87	50,3353
Stundenlöhne gewerbliche Wirtschaft + Gebietskörperschaften, 1985=100	38	26,1	182,0	98,44	49,6194
Monatslöhne gewerbliche Wirtschaft + Gebietskörperschaften, 1985 = 100	38	30,2	169,2	96,07	43,7003

	N	Min.	Max.	Mittelwert	Standard-abweichung
Reales Entgelt in €; Quelle: IAB *					
15- 29 deutsche Männer	27	54,0	67,0	60,78	4,2637
30-49 deutsche Männer	27	67,0	85,0	79,11	5,7535
50-54 deutsche Männer	27	66,0	92,0	81,07	9,0593
55-59 deutsche Männer	27	64,0	92,0	79,85	8,6723
60-64 deutsche Männer	27	62,0	90,0	79,44	8,8723
15-29 deutsche Frauen	27	42,0	58,0	50,19	5,7247
30-49 deutsche Frauen	27	47,0	67,0	58,59	6,5296
50-54 deutsche Frauen	27	48,0	67,0	57,78	6,6871
55-59 deutsche Frauen	27	48,0	67,0	57,89	5,6387
60-64 deutsche Frauen	27	46,0	65,0	58,00	5,3994
15-29 Ausländer	27	53,0	59,0	55,26	1,7887
30-49 Ausländer	27	58,0	74,0	67,96	3,8579
50-54 Ausländer	27	56,0	79,0	70,15	7,3835
55-59 Ausländer	27	55,0	78,0	68,96	7,1763
60-64 Ausländer	27	54,0	76,0	67,56	6,8967
15-29 Ausländerinnen	27	40,0	46,0	43,59	1,9466
30-49 Ausländerinnen	27	44,0	56,0	52,07	3,5941
50-54 Ausländerinnen	27	43,0	61,0	53,44	5,6659
55-59 Ausländerinnen	27	43,0	60,0	53,22	5,2867
60-64 Ausländerinnen	27	43,0	59,0	53,33	4,8990
Indikatoren zum familiären Hintergrund Quellen: StBA (Fachserien, MZ)					
Zusammengef. Geburtenziffer deutsche Frauen	36	1,3	2,5	1,58	0,3743
Zusammengef. Geburtenziffer ausländische Frauen	30	1,4	2,4	1,85	0,3426
Verheiratetenquote deutscher Frauen, Quelle: MZ					
15-19, deutsche Frauen	38	0,0	0,1	0,03	0,0285
20-24, deutsche Frauen	38	0,1	0,6	0,32	0,1604
25-29, deutsche Frauen	38	0,4	0,8	0,65	0,1579
30-34, deutsche Frauen	38	0,6	0,9	0,79	0,0903
35-39, deutsche Frauen	38	0,7	0,9	0,82	0,0569
40-44, deutsche Frauen	38	0,7	0,9	0,82	0,0362
45-49, deutsche Frauen	38	0,7	0,8	0,80	0,0302
50-54, deutsche Frauen	38	0,7	0,8	0,76	0,0469
55-59, deutsche Frauen	38	0,6	0,8	0,70	0,0665
60-64, deutsche Frauen	38	0,5	0,7	0,62	0,0712
Relation Frauen zu Kinderzahl * Quelle: StBA (Angaben zu Bevölkerungszahlen)					
deutsche Frauen 20-25 / Kinder 5-10	33	0,4	1,0	0,62	0,2024
deutsche Frauen 25-30 / Kinder 5-10	33	0,3	0,9	0,64	0,2042
deutsche Frauen 30-35 / Kinder 5-10	33	0,4	0,9	0,67	0,1664
deutsche Frauen 35-40 / Kinder 5-10	33	0,4	0,9	0,67	0,1307
deutsche Frauen 40-45 / Kinder 5-10	33	0,4	0,8	0,64	0,1352
deutsche Frauen 45-50 / Kinder 5-10	33	0,4	0,9	0,62	0,1553
Frauen 20-25 / Kinder 5-10	33	0,4	1,1	0,60	0,1670
Frauen 25-30 / Kinder 5-10	33	0,5	1,3	0,66	0,1801
Frauen 30-35 / Kinder 5-10	33	0,4	1,3	0,60	0,1871
Frauen 35-40 / Kinder 5-10	33	0,3	1,0	0,50	0,1746
Frauen 40-45 / Kinder 5-15	33	0,2	0,3	0,22	0,0471
Frauen 45-50 / Kinder 5-15	33	0,1	0,3	0,17	0,0554
Frauen 50-55 / Kinder 5-15	33	0,1	0,3	0,13	0,0575
Teilzeitquote Frauen; Quelle: StBA (MZ)	38	12,2	43,7	28,84	8,7095

	N	Min.	Max.	Mittelwert	Standard-abweichung
Indikatoren zur Rente – durchschnittliches Rentenzugangsalter, Quelle: VDR					
Renten wegen Alter, Männer	36	62,3	65,5	63,48	1,1123
Renten wegen verm. Erwerbsfähigkeit, Männer	36	52,7	57,8	55,02	1,6511
Renten wegen Alter, Frauen	36	61,5	63,9	63,04	0,6236
Renten wegen verm. Erwerbsfähigkeit, Frauen	36	50,5	59,8	55,53	3,2253
Bildungsindikatoren*, in %; Quelle: IAB (BGR)					
Anteil Männer 15-19, im Bildungssystem*	36	63,4	88,1	79,91	8,7653
Anteil Männer 20-24, im Bildungssystem	36	12,7	35,7	24,32	7,1091
Anteil Männer 25-29, im Bildungssystem	36	3,9	17,8	12,30	4,6257
Anteil Männer in allgemeinbildenden Schulen	36	19,5	48,0	36,49	8,9713
Anteil Frauen 15-19, im Bildungssystem	36	47,7	86,7	72,62	13,7539
Anteil Frauen 20-24, im Bildungssystem	36	5,4	36,1	19,42	9,6783
Anteil Frauen 25-29, im Bildungssystem	36	0,8	11,6	5,89	3,6292
Anteil Frauen in allgemeinbildenden Schulen	36	15,0	50,3	35,87	11,4249

*** Anmerkungen**

Für viele Größen sind die altersspezifischen Werte angegeben (Beispiel: 15-19 heißt 15- bis 19-Jährige)

reales Entgelt: Tagesentgelt, nur sozialversicherungspflichtig Beschäftigte in Vollzeit, als durchschnittliches Tagesentgelt wird der Median ausgewiesen, deflationiert mit dem Verbraucherpreisindex auf Basis 1995, Quelle: Beschäftigtenhistorik-Datei (BA/IAB)

Frauen nach Alter/Kinder nach Alter: Relation Anzahl der Frauen in diesem Alter zu Kinder in diesem Alter

Frauen/Männer im Bildungssystem: Prozentualer Anteil Frauen/Männer an der Bevölkerung im Bildungssystem (gesamtes Bildungssystem, nicht nur allgemein bildende Schulen)

Zum Stützzeitraum der Daten siehe die Anmerkung zu Tabelle A2

Tabelle A2: Ergebnisse der Regressionsrechnungen

Erläuterungen: siehe Tabellenende

Deutsche Männer

Alter	R^2	F-Wert	Regressoren	b_j	SF b_j	T-Wert	Sign.	Tol.
15-19	.94	163	Konstante	11,441	0,79	14,476	0	
			Arbeitslosenquote 15 bis 19 Jahre	-0,03	0,006	-5,222	0	0,53
			ln t (mit 1900 = 0)	-2,545	0,184	-13,85	0	0,248
			Dummy ab 1983 = 1, sonst 0	0,295	0,043	6,861	0	0,247
20-24	.91	69,5	Konstante	-5,225	1,796	-2,909	0,007	
			Offene Stellen-Quote	0,099	0,031	3,198	0,003	0,102
			ln t (mit 1900 = 0)	1,32	0,414	3,186	0,003	0,023
			Trendbruch ab 1983	-0,023	0,007	-3,49	0,002	0,025
			Lag logit	0,567	0,1	5,67	0	0,229
25-29	.99[1)]	10395	Offene Stellen-Quote	0,164	0,042	3,893	0,001	0,034
			ln t (mit 1900 = 0)	0,289	0,055	5,276	0	0,002
			Trendbruch ab 1983	-0,012	0,003	-3,814	0,001	0,107
			Lag logit	0,343	0,124	2,768	0,01	0,001
30-34	.99[1)]	3241	erweiterte Arbeitslosenquote	-0,049	0,021	-2,355	0,027	0,045
			Lag logit	0,656	0,111	5,888	0	0,008
			reales Entgelt in €, Alter 30-49 deutsche Männer	0,02	0,006	3,334	0,003	0,006
35-39	.74	21,7	Konstante	1,797	0,532	3,377	0,002	
			erweiterte Arbeitslosenquote	-0,048	0,017	-2,854	0,008	0,258
			Dummy ab 1983 = 1, sonst 0	0,098	0,114	0,862	0,395	0,213
			Dummy ab 1990 = 1, sonst 0	0,139	0,081	1,722	0,095	0,463
			Lag logit	0,602	0,123	4,899	0	0,56
40-44	.99[1)]	5175	erweiterte Arbeitslosenquote	-0,046	0,018	-2,598	0,016	0,046
			Lag logit	0,782	0,089	8,786	0	0,008
			reales Entgelt in €, Alter 30-49 deutsche Männer	0,015	0,005	2,919	0,008	0,006
45-49	.99[1)]	4705	Stille Reserve in Maßnahmen, Männer 45-49	-1,382	0,34	-4,063	0	0,027
			ln t (mit 1900 = 0)	0,261	0,076	3,436	0,002	0,004
			Dummy ab 1983 = 1, sonst 0	0,195	0,081	2,398	0,023	0,126
			Dummy ab 1990 = 1, sonst 0	0,5	0,141	3,552	0,001	0,069
			Lag logit	0,691	0,099	6,992	0	0,004
50-54	.88[2)]	44,8	Konstante	1,844	0,283	6,516	0	
			Offene Stellen-Quote	0,061	0,014	4,233	0	0,516
			Trendbruch ab 1990	0,06	0,009	6,336	0	0,045
			Dummy ab 1996=1, sonst 0	-0,434	0,057	-7,648	0	0,13
			Trendbruch ab 1996	-0,062	0,019	-3,295	0,002	0,057
			Lag logit	0,273	0,111	2,456	0,02	0,299
55-59	.92[3)]	83,3	Konstante	0,395	0,121	3,255	0,003	
			LAG Offene Stellen-Quote	0,055	0,02	2,725	0,011	0,404
			Dummy ab 1996=1, sonst 0	-0,1	0,033	-2,979	0,006	0,468
			Dummy ab 1990=1, sonst 0	0,062	0,027	2,329	0,027	0,545
			Lag logit	0,698	0,084	8,259	0	0,334
60-65	.99	340,5	Konstante	-20,038	14,511	-1,381	0,179	
			Offene Stellen-Quote	0,194	0,041	4,728	0	0,127
			ln t (mit 1900 = 0)	6,3	3,667	1,718	0,098	0,001
			t Quadrat	0,00042	0,00023	-1,821	0,08	0,001
			Lag logit	0,956	0,106	9,051	0	0,046
			Renten wegen Alter, Männer	-0,081	0,041	-1,969	0,06	0,094

Fortsetzung Tabelle A2: Ergebnisse der Regressionsrechnungen

Deutsche Frauen

Alter	R^2	F-Wert	Regressoren	b_j	SF b_j	T-Wert	Sign.	Tol.
15-19	.97	157,2	Konstante	12,535	1,362	9,2	0	
			Arbeitslosenquote 15 bis 19 Jahre	-0,046	0,008	-5,649	0	0,271
			ln t (mit 1900 = 0)	-2,672	0,353	-7,572	0	0,079
			Dummy ab 1983 = 1, sonst 0	0,401	0,047	8,486	0	0,24
			Verheiratetenquote, Alter 15-19	-2,203	0,567	-3,884	0,001	0,515
			Frauen 15-19, im Bildungssystem	-0,008	0,003	-2,37	0,025	0,074
20-24	.84	110,2	Konstante	3,936	0,301	13,068	0,000	
			Arbeitslosenquote Frauen	-0,019	0,008	-2,326	0,027	0,100
			Verheiratetenquote, Alter 20-24	-3,703	0,326	-11,36	0,000	0,036
			TFR, deutsche Frauen West	-0,426	0,056	-7,608	0,000	0,202
			Frauen 20-24, im Bildungssystem	-0,046	0,005	-8,996	0,000	0,039
25-29	.97	1726,3	Konstante	2,09	0,173	12,063	0	
			Teilzeit-Arbeitslosenquote Frauen	-0,012	0,004	-2,9	0,007	0,187
			Trendbruch ab 1983	-0,039	0,005	-7,406	0	0,036
			Verheiratetenquote, Alter 25-29	-3,308	0,190	-17,418	0	0,049
			Teilzeitquote Frauen	0,037	0,003	11,278	0	0,062
30-34	.99	2254,2	Konstante	-1,450	1,257	-1,154	0,259	
			Lag Teilzeit-Arbeitslosenquote	-0,007	0,002	-2,924	0,007	0,422
			Jahr (1900=0)	0,021	0,012	1,823	0,079	0,002
			Verheiratetenquote, Alter 30-34	-1,046	0,682	-1,532	0,137	0,007
			Teilzeitquote Frauen, MZ	0,029	0,007	4,005	0	0,01
			Frauen 30-35/Kinder von 5 bis 10	0,257	0,108	2,385	0,024	0,065
35-39	.99	1294,4	Konstante	-4,389	0,109	-40,30	0	
			Lag Arbeitslosenquote Frauen	-0,032	0,006	-4,957	0	0,077
			Jahr (1900=0)	0,048	0,004	11,607	0	0,028
			Dummy ab 1983 = 1, sonst 0	0,07	0,03	2,355	0,027	0,164
			Frauen 35-40/Kinder von 5 bis 10	0,911	0,331	2,754	0,011	0,022
			BWS Handel und Verkehr	0,028	0,011	2,533	0,018	0,237
40-44	.99	3116	Teilzeit-Arbeitslosenquote Frauen	-0,017	0,004	-4,3	0	0,022
			Dummy ab 1983 = 1, sonst 0	0,123	0,025	4,948	0	0,098
			Lag logit	0,62	0,086	7,234	0	0,008
			Verheiratetenquote, Alter 40-44	-0,541	0,137	-3,958	0	0,003
			Teilzeitquote Frauen	0,022	0,006	3,925	0,001	0,001
			Frauen 40-45/Kinder von 5 bis 10	0,186	0,078	2,376	0,025	0,013
45-49	.99	2136,4	Konstante	-0,329	0,07	-4,724	0	
			Teilzeit-Arbeitslosenquote Frauen	-0,019	0,004	-5,033	0	0,163
			Lag logit	0,85	0,046	18,309	0	0,061
			Teilzeitquote Frauen	0,009	0,003	2,757	0,01	0,046
			BWS Dienstleistungsunternehmen	0,014	0,003	4,638	0	0,155
50-54	.99	2057,5	Konstante	-0,244	0,077	-3,177	0,003	
			Teilzeit-Arbeitslosenquote Frauen	-0,016	0,003	-4,687	0	0,256
			Lag logit	0,784	0,064	12,293	0	0,043
			Teilzeitquote Frauen	0,016	0,004	4,133	0	0,033
55-59	.99	1060,2	Konstante	-0,264	0,087	-3,039	0,005	
			Teilzeit-Arbeitslosenquote Frauen	-0,008	0,003	-3,138	0,004	0,439
			Lag logit	0,8	0,069	11,597	0	0,068
			Teilzeitquote Frauen	0,01	0,003	3,72	0,001	0,055
60-64	.93[3)]	96,5	Konstante	0,847	0,939	0,903	0,374	
			Lag Teilzeit-Arbeitslosenquote	-0,024	0,005	-4,496	0	0,191
			Trendbruch ab 1983	0,011	0,002	5,614	0	0,445
			Lag logit	0,452	0,106	4,254	0	0,208
			Renten wegen Alter, Frauen	-0,024	0,015	-1,626	0,115	0,807

Fortsetzung Tabelle A2: Ergebnisse der Regressionsrechnungen

Ausländer (Männer)

Alter	R^2	F-Wert	Regressoren	b_j	SF b_j	T-Wert	Sign.	Tol.
15-19	.96	109,4	Konstante	27,933	5,566	5,018	0	
			LAG Arbeitslosenquote	-0,107	0,019	-5,471	0	0,151
			ln t (mit 1900 = 0)	-5,702	1,562	-3,651	0,001	0,017
			Dummy ab 1983 = 1, sonst 0	0,853	0,113	7,546	0	0,127
			Trendbruch ab 1990	0,052	0,022	2,395	0,025	0,063
			Männer 15-19 im Bildungssystem	-0,03	0,019	-1,608	0,121	0,045
20-24	.99[1)]	2190,3	LAG Offene Stellen-Quote	0,323	0,034	9,406	0	0,175
			Ln t (mit 1900 = 0)	0,322	0,009	34,32	0	0,161
			Dummy ab 1990 = 1, sonst 0	-0,255	0,041	-6,174	0	0,346
			Trendbruch ab 1996	-0,09	0,01	-9,048	0	0,497
25-29	.93[3)]	56,4	Konstante	6,048	1,057	5,722	0	
			Arbeitslosenquote Ausländer	-0,067	0,013	-5,229	0	0,128
			Dummy ab 1990 = 1, sonst 0	-0,407	0,134	-3,046	0,006	0,108
			Trendbruch ab 1990	0,276	0,029	9,473	0	0,042
			Trendbruch ab 1996	-0,316	0,044	-7,146	0	0,133
			BWS Dienstleistung insg.	-0,059	0,021	-2,789	0,01	0,029
30-34	.89[3)]	72,3	Konstante	10,89	0,948	11,483	0	
			LAG Arbeitslosenquote Ausländer	-0,031	0,013	-2,384	0,024	0,255
			Jahr (1900 = 0)	-0,094	0,012	-7,598	0	0,106
			Trendbruch ab 1990	0,138	0,015	9,184	0	0,215
35-39	.95	155,1	Konstante	2,922	0,603	4,847	0	
			Arbeitslosenquote Ausländer	-0,047	0,013	-3,679	0,001	0,208
			Stille Reserve in Maßnahmen, Männer 35-39	-0,476	0,115	-4,137	0	0,314
			Lag logit	0,363	0,121	3,002	0,006	0,114
40-44	.92[3)]	100,1	Konstante	24,311	9,518	2,554	0,017	
			Arbeitslosenquote Ausländer	-0,035	0,016	-2,113	0,044	0,277
			ln t (mit 1900 = 0)	-4,701	1,969	-2,387	0,025	0,049
			Lag logit	0,155	0,23	0,675	0,505	0,05
45-49	.97[3)]	236,7	Konstante	17,932	2,417	7,419	0	
			Stille Reserve in Maßnahmen, Männer 45-49	-0,783	0,189	-4,135	0	0,181
			ln t (mit 1900 = 0)	-3,187	0,559	-5,706	0	0,139
			Dummy ab 1983 = 1, sonst 0	-0,299	0,082	-3,641	0,001	0,401
50-54	.91[3)]	128,4	Konstante	1,621	0,398	4,072	0	
			Stille Reserve in Maßnahmen, Männer 50-54	-1,327	0,344	-3,861	0,001	0,212
			Lag logit	0,471	0,126	3,728	0,001	0,212
55-59	.99[2)]	61,4	Stille Reserve in Maßnahmen, Männer 55-59	-0,084	0,019	-4,479	0	0,13
			ln t (mit 1900 = 0)	-1,879	0,4	-4,701	0	0
			Dummy ab 1983 = 1, sonst 0	0,184	0,095	1,929	0,065	0,078
			LAG Renten wegen Alter, Männer	0,161	0,027	5,891	0	0
60-65	.92	72	Konstante	-9,926	4,939	-2,010	0,056	
			Stille Reserve in Maßnahmen, Männer 60-64	-0,079	0,031	-2,517	0,018	0,967
			Offene Stellen-Quote	0,176	0,102	1,730	0,097	0,417
			Trendbruch ab 1983	-0,066	0,007	-9,51	0	0,479
			Renten wegen Alter, Männer	0,165	0,079	2,085	0,05	0,307

Fortsetzung Tabelle A2: Ergebnisse der Regressionsrechnungen

Ausländerinnen

Alter	R^2	F-Wert	Regressoren	b_j	SF b_j	T-Wert	Sign.	Tol.
15-19	.93	107,2	Konstante	3,008	0,374	8,053	0	
			Lag Arbeitslosenquote Frauen	-0,069	0,019	-3,586	0,001	0,139
			Dummy ab 1983 = 1, sonst 0	0,413	0,085	4,884	0	0,247
			Frauen 15-19, im Bildungssystem	-0,039	0,006	-6,364	0	0,146
20-24	.92	70,3	Konstante	6,626	0,691	9,589	0	
			Lag Teilzeit-Arbeitslosenquote	-0,015	0,008	-1,804	0,083	0,441
			Jahr (1900 = 0)	-0,077	0,01	-8,1	0	0,023
			Trendbruch ab 1983	0,065	0,011	5,897	0	0,028
			Dummy ab 1983 = 1, sonst 0	0,245	0,052	4,727	0	0,266
25-29	.92	50,8	Konstante	1,437	0,288	4,99	0	
			Lag Arbeitslosenquote Frauen	-0,037	0,012	-3,138	0,005	0,192
			Dummy ab 1983 = 1, sonst 0	0,176	0,079	2,245	0,035	0,149
			Trendbruch ab 1990	0,058	0,019	2,976	0,007	0,046
			Frauen 25-30/Kinder 5-10	-0,641	0,46	-1,392	0,177	0,08
			Frauen 25-29, im Bildungssystem	-0,105	0,021	-4,915	0	0,054
30-34	.91	61,9	Konstante	3,16	0,62	5,101	0	
			Lag Arbeitslosenquote Frauen	-0,04	0,011	-3,723	0,001	0,141
			Jahr (1900 = 0)	-0,032	0,008	-3,797	0,001	0,022
			Dummy ab 1983 = 1, sonst 0	0,317	0,068	4,661	0	0,118
			Trendbruch ab 1983	-0,02	0,013	-1,556	0,132	0,015
			Trendbruch ab 1990	0,059	0,012	5,065	0	0,051
35-39	.91	51,9	Konstante	18,499	2,8	6,608	0	
			Arbeitslosenquote Ausländer	-0,017	0,007	-2,47	0,021	0,098
			ln t (mit 1900 = 0)	-4,09	0,65	-6,296	0	0,031
			Trendbruch ab 1983	0,058	0,013	4,312	0	0,016
			Dummy ab 1983 = 1, sonst 0	0,074	0,075	0,995	0,33	0,109
			Trendbruch ab 1990	-0,016	0,014	-1,134	0,267	0,039
40-44	.88	65,8	Konstante	0,341	0,154	2,217	0,036	
			Lag Arbeitslosenquote Frauen	-0,037	0,013	-2,965	0,006	0,164
			Dummy ab 1983 = 1, sonst 0	0,15	0,053	2,852	0,008	0,275
			Lag logit	0,709	0,132	5,354	0	0,217
45-49	.70	14,9	Konstante	0,399	0,105	3,814	0,001	
			Lag Arbeitslosenquote Frauen	-0,039	0,014	-2,878	0,008	0,282
			Dummy ab 1983 = 1, sonst 0	0,096	0,082	1,178	0,25	0,228
			Trendbruch ab 1990	0,009	0,005	1,671	0,107	0,698
			Lag logit	0,648	0,124	5,239	0	0,796
50-54	.92[1)]	106,4	Arbeitslosenquote Ausländer	-0,007	0,004	-1,854	0,075	0,122
			ln t (mit 1900 = 0)	0,069	0,019	3,605	0,001	0,04
			Lag logit	0,253	0,183	1,387	0,177	0,087
55-59	.33 [1)]	3,8	Stille Reserve in Maßnahmen, Frauen, 55-59	-0,062	0,028	-2,264	0,033	0,525
			Differenz Lag logit 55-59	0,247	0,144	1,711	0,1	0,999
			Renten wegen Alter, Frauen	0,002	0,001	2,871	0,008	0,526
60-64	.75	23,6	Konstante	3,336	2,884	1,157	0,259	
			Arbeitslosenquote Ausländer	-0,023	0,007	-3,315	0,003	0,547
			Dummy ab 1990 = 1, sonst 0	-0,247	0,077	-3,207	0,004	0,48
			LAG Renten wegen Alter, Frauen	-0,067	0,046	-1,465	0,156	0,784

Erläuterungen zur Tabelle:

b_j	unstandardisierter Regressionskoeffizient
SF b_j	Standardfehler von b_j
Sign.	Signifikanz
Tol.	Toleranz; Maß für die Kollinearität. Die Toleranz ist definiert als $1-R^2_j$, wobei R_j der multiple Korrelationskoeffizient zwischen dem Regressor j und allen übrigen Regressoren ist. Je kleiner die Toleranz ist, umso stärker ist die Kollinearität.

1) R^2 bei einer Regression ohne Konstante nicht vergleichbar mit dem R^2 mit einer Regressionskonstanten.

2) R^2 von EViews nicht sinnvoll (negativ)

3) SPSS und EViews weichen in der Angabe von R^2 stärker ab.

Erläuterungen zu den Variablen:

LAG: Hinweis, dass die Variable mit einer Periode verzögert in das Modell einging

LAG logit: verzögerte Endogene als Regressor

Diff. LAG logit: Differenz der verzögerten Endogenen

erweiterte Arbeitslosenquote: (Arbeitlose + 1/3 Kurzarbeiter) / abhängige Erwerbspersonen, in %

Teilzeitarbeitslosenquote: nur Frauen, in %

Offene Stellen-Quote: gemeldete Offene Stellen / abhängige Erwerbspersonen, in %

Stille Reserve in Maßnahmen: nach Alter/Geschlecht, jeweils als Anteil der gleichaltrigen Bevölkerung, in %

BWS: Anteil des Wirtschaftsbereichs (Handel, Dienstleistungen, Staat/private Haushalte oder Insgesamt) an der gesamten Bruttowertschöpfung

reales Entgelt: nur sozialversicherungspflichtig Beschäftigte in Vollzeit, als durchschnittliches Tagesentgelt wird der Median ausgewiesen, deflationiert mit dem Verbraucherpreisindex auf Basis 1995

Teilzeitquote aus dem Mikrozensus, nur Frauen

TFR: zusammengefasste Geburtenziffer

Verheiratetenquote aus dem MZ

Frauen nach Alter/Kinder nach Alter: Relation Anzahl der Frauen in diesem Alter zu Kinder in diesem Alter

Frauen/Männer im Bildungssystem (Anteil der Frauen/Männer an der Bevölkerung)

Renten wegen Alters: durchschnittliches Rentenzugangsalter nach Geschlecht

Renten wegen verminderter Erwerbsfähigkeit: durchschnittliches Rentenzugangsalter nach Geschlecht

t, t², ln t: Zeit, beginnend mit 1900 = 0; $t^2 = t \times t$, ln t = natürlicher Logarithmus

Trendbruch ab „Jahr XXXX“: ab dem angegebenen Jahr XXXX wird die Trendvariable wie folgt berechnet: XXXX – jeweiliger Periode (Jahr), sonst hat die Variable Trendbruch den Wert Null. Beispiel: Trendbruch ab 1990: 1990 = 1, 1991 = 2, 1992 = 3 usw., vor 1990 = 0

Dummy ab XXXX: Dummy-Variable (0/1-Variable)

Schätzperiode: Generell stützen sich die Schätzungen auf Daten aus dem Zeitraum 1970 bis 2002. In vielen Fällen war der Stützzeitraum aber kürzer. So liegen für die ausländische Bevölkerung erst seit 1972 Erwerbsquoten vor. Auch viele Regressoren sind erst ab etwa 1970 verfügbar. Die aktuellsten Werte stammen in einigen Fällen aus dem 2000. In Einzelfällen wurde der Stützzeitraum aufgrund der Testergebnisse etwas verlängert (1967 oder 1965).

Tabelle A3: Arbeitsmarktindikatoren

	Arbeits-losen-quote	erweiterte Arbeitslosen-quote)	Arbeitslosen-quote der Frauen	Teilzeit-arbeitslosen-quote, Frauen	Arbeits-losenquote Ausländer	Arbeits-losenquote Jugendlicher	Offene Stellen-Quote
1965	0,70	0,67	0,50				2,96
1966	0,70	0,75	0,60	2,30			2,44
1967	2,10	2,32	1,70	3,20	1,50	0,80	1,38
1968	1,50	1,50	1,20	2,90	0,60	0,40	2,24
1969	0,80	0,81	0,80	2,70	0,20	0,30	3,39
1970	0,70	0,69	0,80	2,90	0,30	0,30	3,61
1971	0,80	0,95	1,10	3,30	0,60	0,60	2,88
1972	1,10	1,18	1,40	3,70	0,70	0,70	2,37
1973	1,20	1,23	1,50	4,10	0,80	1,10	2,45
1974	2,50	2,88	3,10	7,00	2,90	3,60	1,34
1975	4,60	5,71	5,40	10,40	6,80	6,20	1,01
1976	4,50	4,95	5,80	11,50	5,10	4,30	1,01
1977	4,30	4,71	6,00	12,20	4,90	4,70	0,98
1978	4,10	4,46	5,80	11,80	5,30	4,30	1,04
1979	3,60	3,78	5,20	10,30	4,70	3,30	1,27
1980	3,60	3,81	5,20	9,42	5,00	3,20	1,26
1981	5,10	5,54	6,90	11,30	8,20	4,90	0,83
1982	7,20	7,99	8,60	12,50	11,90	7,70	0,41
1983	8,80	9,75	10,10	12,90	14,70	9,10	0,30
1984	8,80	9,37	10,20	12,20	14,00	7,90	0,34
1985	8,90	9,24	10,40	11,95	13,90	8,10	0,43
1986	8,50	8,81	10,50	11,41	13,70	7,40	0,59
1987	8,50	8,86	10,20	10,60	14,30	6,60	0,65
1988	8,40	8,71	10,00	10,74	14,40	6,10	0,71
1989	7,60	7,75	9,40	9,58	12,20	4,50	0,94
1990	6,90	6,96	8,40	8,66	10,90	5,00	1,15
1991	5,70	6,17	7,00	6,99	10,70	4,40	1,18
1992	5,90	6,63	7,20	7,16	12,20	4,90	1,13
1993	7,30	8,75	8,40	7,98	14,70	6,20	0,84
1994	8,20	9,24	9,20	8,06	15,90	7,20	0,82
1995	8,30	9,15	9,20	8,04	16,20	7,80	0,94
1996	9,10	9,95	9,90	9,35	18,40	8,90	0,94
1997	9,80	10,62	10,70	9,40	20,20	9,00	0,98
1998	9,40	10,18	10,30	9,53	19,30	8,50	1,19
1999	8,80	9,56	9,80	9,67	18,10	7,70	1,32
2000	7,80	8,75	8,50	9,53	16,00	5,70	1,55
2001	7,40	8,56	7,90	9,16	16,00	4,80	1,50
2002	7,90	8,75	7,80	9,25	17,60	4,40	1,29

Erläuterungen:

alle Angaben in Prozent

Arbeitslosenquote: amtliche Arbeitslosenquote, bezogen auf zivile Erwerbspersonen

erweiterte Arbeitslosenquote: (Arbeitlose + 1/3 Kurzarbeiter) / abhängige Erwerbspersonen

Teilzeitarbeitslosenquote: nur Frauen

Offene Stellen-Quote: gemeldete Offene Stellen / abhängige Erwerbspersonen

Quelle: BA/IAB, eigene Berechnungen.

Tabelle A4: Hochkonjunkturwerte der Arbeitsmarktindikatoren

	Arbeits-losen-quote	erweiterte Arbeitslosen-quote)	Arbeitslosen-quote der Frauen	Teilzeit-arbeitslosen-quote, Frauen	Arbeits-losenquote Ausländer	Arbeits-losenquote Jugendlicher	Offene Stellen-Quote
1965	0,70	0,75	0,50	2,30	0,20	0,80	3,00
1966	0,70	0,75	0,60	2,30	0,20	0,80	3,00
1967	0,70	0,75	0,80	2,30	0,70	0,80	3,00
1968	0,70	0,75	0,80	2,30	0,60	0,40	3,00
1969	0,70	0,75	0,80	2,30	0,20	0,30	3,00
1970	0,70	0,75	0,80	2,30	0,30	0,30	3,00
1971	0,83	0,90	0,92	2,42	0,60	0,60	2,96
1972	0,96	1,04	1,05	2,54	0,70	0,70	2,92
1973	1,09	1,19	1,17	2,66	0,92	0,85	2,88
1974	1,21	1,34	1,30	2,78	1,15	1,00	2,84
1975	1,34	1,48	1,42	2,90	1,37	1,15	2,80
1976	1,47	1,63	1,55	3,00	1,60	1,29	2,76
1977	1,60	1,78	1,67	3,00	1,82	1,44	2,73
1978	1,73	1,92	1,79	3,00	2,05	1,59	2,69
1979	1,86	2,07	1,92	3,00	2,27	1,74	2,65
1980	1,99	2,22	2,04	3,00	2,50	1,89	2,61
1981	2,11	2,36	2,17	3,00	2,72	2,04	2,57
1982	2,24	2,51	2,29	3,00	2,95	2,18	2,50
1983	2,37	2,65	2,42	3,00	3,17	2,33	2,50
1984	2,50	2,65	2,50	3,00	3,40	2,50	2,50
1985	2,50	2,65	2,50	3,00	3,40	2,50	2,50
1986	2,50	2,65	2,50	3,00	3,40	2,50	2,50
1987	2,50	2,65	2,50	3,00	3,40	2,50	2,50
1988	2,50	2,65	2,50	3,00	3,40	2,50	2,50
1989	2,50	2,65	2,50	3,00	3,40	2,50	2,50
1990	2,50	2,65	2,50	2,50	3,40	2,50	2,50
1991	2,50	2,65	2,50	2,50	3,40	2,50	2,50
1992	2,50	2,65	2,50	2,50	3,40	2,50	2,50
1993	2,50	2,65	2,50	2,50	3,40	2,50	2,50
1994	2,50	2,65	2,50	2,50	3,40	2,50	2,50
1995	2,50	2,65	2,50	2,50	3,40	2,50	2,50
1996	2,50	2,65	2,50	2,50	3,40	2,50	2,50
1997	2,50	2,65	2,50	2,50	3,40	2,50	2,50
1998	2,50	2,65	2,50	2,50	3,40	2,50	2,50
1999	2,50	2,65	2,50	2,50	3,40	2,50	2,50
2000	2,50	2,65	2,50	2,50	3,40	2,50	2,50
2001	2,50	2,65	2,50	2,50	3,40	2,50	2,50
2002	2,50	2,65	2,50	2,50	3,40	2,50	2,50
Thon/ Bach 1998	nicht vorhanden	0,75	0,80	3,00	nicht vorhanden	nicht vorhanden	3,00

Erläuterungen:

alle Angaben in Prozent

Arbeitslosenquote: amtliche Arbeitslosenquote, bezogen auf zivile Erwerbspersonen

erweiterte Arbeitslosenquote: (Arbeitlose + 1/3 Kurzarbeiter) / abhängige Erwerbspersonen

Teilzeitarbeitslosenquote: nur Frauen

Offene Stellen-Quote: gemeldete Offene Stellen / abhängige Erwerbspersonen

Tabelle A5: Korrigierte Erwerbsquoten, ausgewählte Jahre, in Prozent

	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2002
deutsche Männer								
15-20	64,9	59,3	53,8	56,2	54,8	42,0	46,3	46,0
20-25	86,1	80,0	82,3	81,1	81,2	77,7	79,8	79,0
25-30	94,4	89,9	90,3	88,6	88,4	87,6	88,7	87,8
30-35	98,9	97,3	97,5	96,8	96,7	97,6	96,9	96,9
35-40	98,8	98,2	98,4	98,0	97,7	98,4	97,9	98,0
40-45	98,3	97,9	98,0	97,6	97,3	98,3	97,2	97,4
45-50	96,5	96,6	96,6	96,6	96,6	97,8	96,0	96,4
50-55	94,4	92,9	93,3	93,0	93,2	94,3	92,9	92,8
55-60	87,8	85,9	82,6	79,6	81,9	81,4	80,0	81,8
60-65	69,4	58,9	45,4	35,1	38,1	35,8	37,5	40,4
65-70	26,5	16,4	12,1	9,9	10,4	10,8	13,0	13,1
70-75	14,9	10,8	7,0	6,2	5,9	6,1	7,2	7,4
deutsche Frauen								
15-20	62,5	53,7	47,6	51,3	50,4	36,3	41,2	42,1
20-25	67,9	69,1	73,3	76,7	80,1	74,9	74,8	73,8
25-30	48,4	56,2	63,7	69,5	75,1	78,1	81,6	81,7
30-35	44,1	50,4	56,6	63,0	69,7	72,8	80,1	81,1
35-40	45,2	49,3	55,4	62,8	70,0	74,1	80,7	81,8
40-45	47,9	50,2	54,7	62,4	71,3	77,8	82,4	84,1
45-50	48,6	51,0	52,3	57,5	68,2	74,9	80,9	83,1
50-55	44,0	47,5	47,5	50,8	59,2	66,8	73,4	75,3
55-60	35,8	38,8	39,5	39,1	45,6	51,6	57,2	60,2
60-65	20,1	17,7	15,3	14,5	17,4	17,3	21,2	23,3
65-70	9,8	8,0	6,4	6,0	7,0	7,6	8,7	9,6
70-75	5,9	4,5	3,9	4,0	4,0	4,5	4,3	4,7
Ausländer								
15-20	81,8	68,1	51,6	49,0	43,5	41,1	38,2	36,1
20-25	90,9	83,8	88,3	82,4	81,3	79,4	75,4	76,6
25-30	96,1	95,2	91,4	86,1	83,8	88,7	87,8	86,5
30-35	98,3	97,6	96,7	93,4	87,6	92,4	91,8	93,4
35-40	99,1	98,1	98,1	96,3	93,2	91,6	92,2	93,4
40-45	99,3	98,9	99,0	97,8	95,9	94,4	91,8	94,3
45-50	98,6	98,4	98,2	96,5	94,4	94,3	91,8	92,1
50-55	93,7	97,9	93,7	95,6	93,2	87,5	88,5	87,3
55-60	93,9	86,4	88,2	85,4	83,8	75,6	74,1	77,1
60-65	75,1	75,6	66,5	52,0	49,1	44,3	35,5	37,3
65-70	15,8	15,8	15,8	12,4	12,4	13,3	10,5	8,3
70-75	10,3	10,3	10,3	7,7	0,0	0,0	0,0	0,0
Ausländerinnen								
15-20	68,8	51,2	41,6	41,3	36,1	34,4	34,1	31,2
20-25	72,8	67,4	57,9	58,6	55,4	55,2	54,0	53,8
25-30	70,2	62,5	60,3	54,3	52,1	53,5	51,5	54,0
30-35	69,1	63,7	58,7	58,5	51,7	53,7	54,2	56,5
35-40	71,5	66,9	60,9	61,2	60,4	58,7	57,2	59,7
40-45	73,6	71,2	66,8	60,5	60,8	64,5	60,0	65,0
45-50	62,9	72,6	63,1	63,4	59,4	63,5	65,1	67,3
50-55	57,8	59,0	55,8	59,9	54,7	54,8	57,1	59,6
55-60	49,1	55,5	54,1	48,3	54,6	46,5	46,0	46,8
60-65	24,8	25,0	33,3	26,8	19,8	16,0	17,6	17,6
65-70	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
70-75	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Tabelle A6: Potenzialerwerbsquoten, ausgewählte Jahre, in Prozent

	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2002
deutsche Männer								
15-20	64,9	62,9	54,7	60,3	56,6	46,0	48,7	47,4
20-25	86,1	82,6	84,2	84,1	83,2	80,1	81,3	80,9
25-30	94,4	92,2	92,1	91,8	90,5	89,9	90,2	89,7
30-35	98,9	97,9	97,6	98,0	97,2	97,9	97,7	97,7
35-40	98,8	98,5	98,5	98,7	98,1	98,7	98,4	98,4
40-45	98,3	98,3	98,1	98,3	97,7	98,6	97,9	98,0
45-50	96,7	97,0	97,0	97,4	98,1	98,7	98,0	98,4
50-55	94,4	93,6	93,8	93,8	93,7	94,7	93,3	93,3
55-60	87,8	86,9	83,7	81,4	83,2	82,6	81,0	82,6
60-65	69,4	67,1	51,8	44,7	44,4	43,2	41,9	46,0
65-70	26,5	16,4	12,1	9,9	10,4	10,8	13,0	13,1
70-75	14,9	10,8	7,0	6,2	5,9	6,1	7,2	7,4
deutsche Frauen								
15-20	62,5	59,4	49,1	57,7	53,3	42,3	44,8	44,2
20-25	67,9	70,9	74,6	79,6	82,1	77,2	77,1	75,8
25-30	48,6	58,5	65,5	71,8	76,5	79,2	82,9	82,8
30-35	44,1	51,1	57,8	64,5	70,6	73,4	80,9	81,8
35-40	45,2	50,6	57,9	68,2	74,7	77,8	84,1	83,9
40-45	48,2	53,5	57,4	65,9	73,5	79,4	84,1	85,6
45-50	48,9	55,1	55,7	62,2	71,0	77,0	83,2	85,0
50-55	44,2	50,5	50,1	54,3	61,5	68,7	75,6	77,2
55-60	35,9	40,3	40,7	40,9	46,8	52,8	58,6	61,5
60-65	20,1	19,1	17,7	17,6	19,7	19,3	24,0	26,0
65-70	9,8	8,0	6,4	6,0	7,0	7,6	8,7	9,6
70-75	5,9	4,5	3,9	4,0	4,0	4,5	4,3	4,7
Ausländer								
15-20	82,0	71,0	56,2	65,3	57,0	56,2	54,8	49,1
20-25	90,9	88,7	92,8	90,4	87,7	86,3	81,5	82,2
25-30	96,1	97,3	92,5	92,9	89,1	93,8	94,4	94,8
30-35	98,3	97,7	97,0	95,5	89,9	95,2	94,6	95,6
35-40	99,1	98,8	98,5	98,5	97,2	97,0	96,2	97,9
40-45	99,3	99,1	99,1	98,7	96,7	96,4	94,4	97,5
45-50	98,6	98,5	98,3	97,0	96,2	96,8	94,6	94,9
50-55	93,7	98,1	94,0	96,4	95,8	91,9	93,0	92,5
55-60	93,9	86,4	88,2	85,6	87,1	82,4	80,8	87,6
60-65	75,1	81,8	71,7	60,7	60,0	51,2	39,6	42,3
65-70	15,8	15,8	15,8	12,4	12,4	13,3	10,5	8,3
70-75	10,3	10,3	10,3	7,7	0,0	0,0	0,0	0,0
Ausländerinnen								
15-20	68,8	54,2	47,1	54,3	47,7	45,6	46,2	40,1
20-25	72,9	68,8	60,5	61,9	57,7	57,2	56,5	56,2
25-30	70,2	64,0	63,2	61,2	58,4	59,6	58,2	59,0
30-35	69,1	65,4	61,8	65,8	58,5	60,3	61,3	61,7
35-40	71,5	68,9	61,9	65,5	63,4	63,9	62,3	65,4
40-45	73,6	72,6	69,5	67,1	66,8	70,0	66,2	69,5
45-50	62,9	74,1	66,1	70,0	65,8	69,3	71,4	71,8
50-55	57,8	59,9	56,2	61,7	55,9	57,0	59,2	62,0
55-60	49,1	55,5	54,2	48,4	56,2	49,4	49,9	53,0
60-65	25,6	27,5	34,5	31,5	22,7	20,8	22,5	23,0
65-70	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
70-75	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Tabelle A7: Stille Reserve nach Alter, ausgewählte Jahre, in 1000 Personen

	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2002
15-20	0,0	79,9	23,9	95,4	29,3	56,7	37,7	22,9
20-25	0,0	51,9	41,0	75,2	47,4	39,4	22,4	30,2
25-30	0,0	41,5	34,4	69,4	52,1	58,6	25,7	30,5
30-35	0,0	10,8	3,2	23,0	11,9	9,9	19,8	16,9
35-40	0,0	7,4	2,4	12,0	6,8	7,6	12,7	12,2
40-45	0,0	6,6	2,8	13,6	6,6	6,1	14,7	14,2
45-50	2,6	7,0	7,3	17,7	31,2	16,7	40,8	41,2
50-55	0,0	9,9	8,8	14,0	10,6	7,4	6,7	9,6
55-60	0,0	9,9	15,3	30,4	21,9	26,7	18,8	13,9
60-65	0,0	113,5	58,7	127,1	99,7	118,7	91,4	117,4
65-70	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
70-75	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
deutsche Männer	2,6	338,5	197,6	477,7	317,5	347,8	290,8	308,8
15-20	0,0	119,0	35,8	142,3	43,2	82,4	54,5	32,9
20-25	0,0	33,2	26,3	69,2	46,4	37,6	34,4	32,4
25-30	3,6	38,7	33,8	49,2	34,3	26,2	21,7	18,1
30-35	0,0	13,5	21,2	28,1	21,0	16,7	18,2	14,0
35-40	0,0	31,2	47,2	92,5	91,5	81,8	85,4	56,6
40-45	5,0	58,7	61,6	69,1	38,4	31,1	39,7	36,2
45-50	6,8	76,8	61,7	104,1	56,0	36,9	45,8	40,7
50-55	3,4	62,6	47,8	62,8	52,8	36,1	37,8	37,6
55-60	2,3	20,8	26,0	32,6	21,8	25,0	26,6	21,8
60-65	0,0	29,8	32,8	61,4	42,1	34,9	59,9	58,8
65-70	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
70-75	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
deutsche Frauen	21,3	484,3	394,1	711,4	447,3	408,8	424,0	349,0
15-20	11,9	3,3	7,6	28,5	32,4	41,1	38,9	29,2
20-25	0,0	8,6	8,9	15,4	17,8	26,8	19,3	17,5
25-30	0,0	7,3	2,4	13,4	16,9	24,2	27,6	33,8
30-35	0,0	0,4	0,8	4,0	6,2	12,0	12,0	9,2
35-40	0,0	1,9	1,2	5,4	9,0	17,6	14,5	16,6
40-45	0,0	0,4	0,3	1,9	2,1	4,9	7,1	9,0
45-50	2,9	0,1	0,2	0,9	4,0	6,6	6,0	6,2
50-55	0,0	0,1	0,3	1,0	4,9	9,6	10,4	11,1
55-60	0,0	0,0	0,0	0,1	3,9	12,2	12,7	20,6
60-65	0,0	1,6	1,2	3,4	6,6	7,4	6,2	8,4
65-70	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
70-75	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Ausländer	14,8	23,7	22,7	74,1	103,8	162,2	154,9	161,5
15-20	0,0	3,3	6,9	18,5	25,4	27,7	26,2	18,8
20-25	0,2	3,1	3,9	4,7	5,8	7,2	8,2	7,7
25-30	0,0	3,8	6,6	11,0	15,0	22,4	26,0	19,4
30-35	0,0	2,8	7,1	15,3	14,3	19,9	24,8	19,6
35-40	0,0	2,6	1,5	8,5	6,9	12,9	14,1	17,2
40-45	0,0	1,2	3,1	8,6	12,9	13,6	13,8	10,5
45-50	0,0	0,9	2,2	6,8	9,4	13,2	14,2	9,7
50-55	0,0	0,4	0,2	1,1	1,3	3,3	4,4	5,3
55-60	0,0	0,0	0,0	0,1	1,1	3,3	5,4	9,8
60-65	0,0	0,5	0,2	1,3	1,3	3,4	5,0	6,2
65-70	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
70-75	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Ausländerinnen	0,2	18,4	31,8	75,9	93,6	126,8	142,0	124,3

Tabelle A8: Erwerbspersonenpotenzial nach Alter, ausgewählte Jahre, in 1000 Personen

	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2002
15-20	1274,6	1377,3	1361,7	1405,8	896,1	659,8	771,5	770,2
20-25	1501,8	1610,9	1833,9	2086,9	2010,8	1330,2	1230,5	1291,5
25-30	1840,0	1616,0	1791,1	1995,2	2322,0	2225,1	1548,7	1410,0
30-35	2275,2	1922,6	1715,1	1906,1	2184,9	2563,5	2447,4	2195,9
35-40	1832,8	2279,4	1942,9	1738,9	1963,8	2269,9	2608,2	2660,9
40-45	1794,1	1809,9	2270,7	1937,9	1746,9	2014,7	2278,3	2440,4
45-50	1493,0	1747,5	1765,7	2233,0	1939,6	1769,6	2009,4	2098,3
50-55	993,4	1403,3	1644,9	1665,2	2109,2	1841,6	1654,8	1820,8
55-60	1330,6	854,9	1194,8	1364,5	1423,7	1804,5	1522,3	1348,1
60-65	1070,9	926,4	470,5	590,7	697,0	696,2	867,2	964,0
65-70	358,7	216,1	146,0	79,4	122,7	153,5	189,9	212,4
70-75	128,5	112,1	73,4	60,3	39,2	60,9	87,3	92,0
deutsche Männer	15893,7	15876,5	16210,5	17064,0	17455,7	17389,4	17215,5	17304,5
15-20	1166,9	1238,2	1172,5	1289,9	804,3	581,6	679,2	686,2
20-25	1150,4	1322,0	1556,7	1905,7	1896,8	1251,3	1151,5	1196,8
25-30	931,7	992,5	1222,0	1503,3	1884,9	1888,3	1403,3	1289,9
30-35	995,1	985,4	986,2	1209,4	1525,9	1857,7	1958,9	1786,4
35-40	820,2	1143,8	1118,5	1170,7	1444,5	1734,1	2161,2	2190,4
40-45	926,8	966,4	1294,5	1276,6	1281,8	1580,4	1909,8	2077,8
45-50	1046,9	1050,0	1001,6	1395,0	1380,3	1360,2	1679,9	1783,0
50-55	663,4	1067,5	942,2	965,7	1381,0	1334,4	1335,3	1496,6
55-60	762,5	581,1	842,0	753,6	823,3	1178,0	1123,2	1024,8
60-65	425,0	390,6	245,9	351,3	355,4	333,5	524,5	573,5
65-70	176,8	157,5	122,5	78,5	132,9	132,8	144,4	173,8
70-75	81,0	70,6	68,8	69,1	47,5	78,5	69,3	73,9
deutsche Frauen	9146,4	9965,6	10573,6	11968,7	12958,4	13310,8	14140,4	14353,3
15-20	65,1	82,7	92,5	114,0	136,8	153,2	128,5	110,7
20-25	173,5	156,9	181,1	173,8	244,1	336,0	259,6	257,7
25-30	243,1	331,8	207,5	183,7	281,6	439,2	394,1	385,2
30-35	273,3	328,1	292,3	181,6	245,1	404,0	401,5	402,1
35-40	191,4	290,9	267,7	245,0	221,1	317,1	346,0	367,6
40-45	119,2	195,6	226,3	219,0	253,9	244,0	258,4	273,3
45-50	71,9	112,9	151,0	174,9	217,3	256,7	201,2	210,1
50-55	33,9	68,4	82,0	117,7	180,6	201,4	213,6	198,7
55-60	27,1	29,0	47,2	57,9	104,5	147,9	154,3	172,1
60-65	12,4	20,9	16,2	23,7	36,5	54,7	59,7	70,5
65-70	1,6	2,4	2,8	1,7	4,0	6,8	8,7	8,3
70-75	0,6	0,9	1,2	0,9	0,0	0,0	0,0	0,0
Ausländer	1213,0	1620,6	1567,8	1493,9	1925,4	2561,1	2425,6	2456,2
15-20	57,6	58,7	58,2	77,5	104,5	113,1	100,4	84,6
20-25	115,2	158,9	92,0	89,1	144,1	208,0	178,9	180,5
25-30	89,2	163,3	145,5	96,6	137,9	217,4	225,8	229,0
30-35	72,7	112,3	141,2	137,7	123,6	182,6	213,7	231,1
35-40	52,2	88,2	93,7	130,1	146,2	158,9	172,1	195,8
40-45	39,7	61,7	79,8	87,7	142,9	174,1	148,1	161,3
45-50	23,8	45,1	48,0	72,0	96,2	155,7	160,8	156,3
50-55	10,4	25,1	29,6	38,3	59,4	87,5	122,5	136,9
55-60	7,5	9,5	19,3	22,6	38,6	56,1	70,1	84,2
60-65	3,1	5,0	5,0	9,1	10,0	14,6	22,8	26,4
65-70	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
70-75	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Ausländerinnen	471,3	727,8	712,2	760,6	1003,6	1367,9	1415,0	1486,1

In dieser Reihe sind zuletzt erschienen

Nr.	Autor(en)	Titel	Datum
1/2004	Sabine Hagemann, Werner Sörgel, Eberhard Wiedemann	Vermittlungsgutscheine nach § 421g SGB III - Zwischenergebnisse aus der Begleitforschung zur Vermittlung	9/2004
2/2004	Lutz Bellmann, Vera Dahms, Jürgen Wahse	IAB-Betriebspanel Ost - Ergebnisse der achten Welle 2003 – Teil I: Entwicklung und Struktur der Betriebe und Beschäftigten, Auszubildende	9/2004
3/2004	Lutz Bellmann, Vera Dahms, Jürgen Wahse	IAB-Betriebspanel Ost - Ergebnisse der achten Welle 2003 – Teil II: Personalpolitik, Betriebliche Flexibilität, Weiterbildung	9/2004
4/2004	Lutz Bellmann, Vera Dahms, Jürgen Wahse	IAB-Betriebspanel Ost - Ergebnisse der achten Welle 2003 – Teil III: Wirtschaftliche Lage der Betriebe, Öffentliche Förderung	9/2004
5/2004	Eugen Spitznagel, Susanne Wanger	Mehr Beschäftigung durch längere Arbeitszeiten? Ein Beitrag zu der Diskussion um eine generelle Erhöhung der Arbeitszeit	10/2004
6/2004	IAB-Autorengemeinschaft	Forschung zum SGB II des IAB: Die neuen Forschungsaufgaben im Überblick	12/2004
1/2005	Anja Heinze, Friedhelm Pfeiffer, Alexander Spermann, Henrik Winterhager, Amelie Wuppermann	Vermittlungsgutscheine - Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004 Teil I: Datenstruktur und deskriptive Analysen	3/2005
2/2005	Sabine Dann, Günther Klee, Martin Rosemann	Vermittlungsgutscheine - Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004 Teil II: Typisierung der Arbeitsagenturen	2/2005
3/2005	Anja Heinze, Friedhelm Pfeiffer, Alexander Spermann, Henrik Winterhager	Vermittlungsgutscheine - Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004 Teil III: Mikroökonometrische Wirkungsanalyse	3/2005

4/2005	Reinhard Hujer, Christopher Zeiss	Vermittlungsgutscheine - Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004 Teil IV: Makroökonomische Wirkungsanalyse	2/2005
5/2005	Friedhelm Pfeiffer, Henrik Winterhager	Vermittlungsgutscheine - Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004 Teil V: Kosten-Nutzen-Analyse	2/2005
6/2005	Sabine Hagemann, Werner Sörgel	Vermittlungsgutscheine - Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004 Teil VIa: Implementations- und Strukturanalysen - Private Arbeitsvermittler	7/2005
7/2005	Sabine Hagemann, Werner Sörgel	Vermittlungsgutscheine - Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004 Teil Vb: Implementations- und Strukturanalysen - Tabellenanhang	7/2005
8/2005	Reinhard Hujer, Günther Klee, Alexander Spermann, Werner Sörgel	Vermittlungsgutscheine - Zwischenergebnisse der Begleitforschung 2004 Teil VII: Zusammenfassung der Projektergebnisse	7/2005
9/2005	Regina Konle-Seidl	Lessons learned – Internationale Evaluierungsergebnisse zu Wirkungen aktiver und aktivierender Arbeitsmarktpolitik	2/2005
10/2005	Ch. Brinkmann, J. Passenberger, H. Rudolph, E. Spitznagel, G. Stephan, U. Thomsen, H. Roß	SGB II – Neue Herausforderungen an Statistik und Forschung	2/2005
11/2005	Corinna Kleinert, Hans Dietrich	Aus- und Weiterbildungen im Pflegebereich - Eine Analyse des Eingliederungsprozesses in Erwerbstätigkeit	3/2005
12/2005	Axel Deeke	Kurzarbeit als Instrument betrieblicher Flexiblität - Ergebnisse aus dem IAB-Betriebspanel 2003	3/2005
13/2005	Oliver Falck	Das Scheitern junger Betriebe Ein Überlebensdauermodell auf Basis des IAB-Betriebspanels	3/2005
14/2005	Helmut Rudolph, Kerstin Blos	Schätzung der Auswirkungen des Hartz-IV-Gesetzes auf Arbeitslosenhilfe-Bezieher	4/2005

Impressum

IABForschungsbericht
Nr. 15 / 2005

Herausgeber
Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung
der Bundesagentur für Arbeit
Weddigenstr. 20-22
D-90478 Nürnberg

Redaktion
Regina Stoll, Jutta Palm-Nowak

Technische Herstellung
Jutta Sebald

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

Bezugsmöglichkeit
Volltext-Download dieses Forschungsberichtes
unter:
http://doku.iab.de/forschungsbericht/2005/fb1505.pdf

IAB im Internet
http://www.iab.de

Rückfragen zum Inhalt an
Dr. Johann Fuchs, Tel. 0911/179-5216,
oder e-Mail: johann.fuchs@iab.de