

# IAB *Discussion Paper*

---

Beiträge zum wissenschaftlichen Dialog aus dem Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

**No. 17/2007**

## **Vollbeschäftigungsannahme und Stille Reserve**

**Eine Sensitivitätsanalyse für Westdeutschland**

*Johann Fuchs, Brigitte Weber*

# Vollbeschäftigungsannahme und Stille Reserve

## Eine Sensitivitätsanalyse für Westdeutschland

*Johann Fuchs, Brigitte Weber (IAB)*

Auch mit seiner neuen Reihe „IAB-Discussion Paper“ will das Forschungsinstitut der Bundesagentur für Arbeit den Dialog mit der externen Wissenschaft intensivieren. Durch die rasche Verbreitung von Forschungsergebnissen über das Internet soll noch vor Drucklegung Kritik angeregt und Qualität gesichert werden.

Also with its new series "IAB Discussion Paper" the research institute of the German Federal Employment Agency wants to intensify dialogue with external science. By the rapid spreading of research results via Internet still before printing criticism shall be stimulated and quality shall be ensured.

## Inhaltsverzeichnis

Abstract .....	4
1 Einleitung .....	5
2 Umfang und Struktur der Stillen Reserve in den alten Bundesländern	6
3 Empirische Ansätze zur Schätzung der Stillen Reserve .....	7
3.1 Ein kurzer Überblick .....	7
3.2 Das Schätzverfahren des IAB für die Stille Reserve .....	9
3.3 Einfluss der Vollbeschäftigungsannahme im IAB-Modell .....	13
4 Das Simulationsmodell .....	16
4.1 Datenbasis .....	16
4.2 Aufbau der Simulation .....	16
5 Simulationsergebnisse .....	18
5.1 Umfang der Stillen Reserve bei alternativen Voll- beschäftigungsannahmen .....	19
5.2 Struktur der Stillen Reserve bei alternativen Vollbeschäftigungsannahmen .....	20
5.3 Sensitivität der Stillen Reserve bezüglich der Vollbeschäftigungsannahme .....	22
6 Zusammenfassung und Ausblick .....	26
Literatur .....	27
Anhang .....	29

## Abstract

Die vorliegende Arbeit untersucht, wie stabil die Ergebnisse der jüngst vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung veröffentlichten Berechnungen zur Stillen Reserve für den Zeitraum von 1970 bis 2002 hinsichtlich der zentralen Modellannahme über die Höhe der Vollbeschäftigung sind. Dazu wurden mit einem Simulationsmodell die ursprünglichen Vollbeschäftigungswerte schrittweise um 1 bis 20 % nach oben und unten erhöht resp. gesenkt. Stützzeitraum für die Simulationsrechnungen waren die Jahre von 1980 bis 2002. Die Berechnungen beziehen sich auf die alten Bundesländer.

Es zeigten sich die erwarteten Ergebnisse. Natürlich steigt bzw. sinkt der Umfang der Stillen Reserve je nach Vollbeschäftigungsannahme, aber die generelle Entwicklungstendenz bleibt unverändert. Bei den Strukturen deuten sich kleinere Einflüsse der Vollbeschäftigungsannahme an. Extremere Annahmen bzgl. der Vollbeschäftigung wirken sich aus, weil der Arbeitsmarkteinfluss auf die Erwerbsbeteiligung von Frauen und Ausländern etwas stärker ist.

Der Zusammenhang zwischen der Vollbeschäftigungsannahme und dem Umfang der Stillen Reserve ist nahezu linear. Die geschätzten Elastizitäten sind jedoch kleiner als Eins. Mit den Daten konnte außerdem ein Regressionsmodell geschätzt werden, das die Abhängigkeit der Stillen Reserve von der Vollbeschäftigungsannahme im Zeitablauf untersuchte. Obwohl aus nichtlinearen Einzelgleichungen für Subpopulationen geschätzt, kann die Stille Reserve insgesamt mit einem linearen Regressionsmodell erklärt werden. Dieses Modell könnte sich eventuell auch für eine Prognose über den Stützzeitraum hinaus eignen, doch sind die Untersuchungen dazu noch nicht abgeschlossen.

**JEL-Klassifikation:** J21, J22 und J64

## 1 Einleitung

Die vorliegenden Statistiken zur Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit berücksichtigen nicht die konjunkturelle Variabilität der Erwerbsbeteiligung, die dazu führt, dass im Konjunkturabschwung gewissermaßen ein Teil derjenigen, die ihren Arbeitsplatz verlieren, aus den Statistiken „verschwindet“. Sie sind nicht mehr erwerbstätig, tauchen jedoch auch nicht in der Arbeitslosenstatistik auf, würden aber bei guter Arbeitsmarktlage eine Erwerbstätigkeit aufnehmen (Holst 2000: 11). Dieser nicht erfasste Personenkreis wird hier als Stille Reserve bezeichnet und muss, weil keine vollständigen Statistiken dazu vorliegen, geschätzt werden.

Im Jahr 2005 hat das IAB neue Schätzungen für die Stille Reserve in den alten Bundesländern vorgelegt (Fuchs/Weber 2005). Bei dieser Revision wurden insbesondere neue Erkenntnisse um die geringfügige Beschäftigung berücksichtigt. Als Ergebnis kristallisierte sich heraus, dass die Stille Reserve nun im Niveau deutlich unter früheren Schätzungen liegt. Fuchs und Weber führen dies zu einem erheblichen Teil auf die bessere Datenqualität zurück (2005: 38 f.), d.h. ein Teil der untererfassten geringfügigen Beschäftigung wurde früher aufgrund der Schätzprozedur zur Stillen Reserve gerechnet.

Die vom IAB geschätzte Stille Reserve hängt konzeptionell von der Arbeitsmarktlage ab, d.h. die zentrale Variable ist die Arbeitslosigkeit. Bei der Berechnung der Stillen Reserve muss deshalb für die Arbeitslosigkeit ein Wert angenommen werden, bei dem Vollbeschäftigung bzw. Hochkonjunktur herrscht. In ihrer Arbeit widmeten Fuchs und Weber diesem Aspekt erheblichen Raum (2005: 29-34).

Offen blieb dabei, was bei anderen als den verwendeten Annahmen passieren würde. In welchem Umfang sinkt die Stille Reserve, wenn bspw. für die Arbeitslosenquote ein höherer Wert als „Vollbeschäftigungswert“ angenommen würde. Diese Frage haben Thon und Bach (1998) bereits mit zusätzlichen Varianten bzgl. der Annahmen untersucht, allerdings exemplarisch. Auch in anderen, nationalen wie internationalen Analysen zur Stillen Reserve fehlen Angaben zur Sensitivität der Ergebnisse hinsichtlich der Annahmen. Der vorliegende Beitrag untersucht deshalb die Frage der Sensitivität der Stille Reserve-Schätzung in Hinblick auf die Vollbeschäftigungsannahme.

Die Arbeit ist wie folgt gegliedert: Um einen Eindruck der arbeitsmarktpolitische Bedeutung der Stillen Reserve zu geben, wird zunächst ihre Entwicklung in den alten Bundesländern seit 1970 gezeigt. Danach wird umrissen, wie die Stille Reserve konkret ermittelt wird. Im vierten Kapitel wird das Simulationsmodell erläutert, mit dem die Sensitivität der Schätzungen auf Änderungen der Vollbeschäftigungsannahme berechnet wurde. Die Simulationsergebnisse werden im fünften Kapitel dargestellt. Neben Umfang und Struktur der Stillen Reserve bei alternativen Annahmen enthält das Kapitel Berechnungen zu den Elastizitäten.

## **2 Umfang und Struktur der Stillen Reserve in den alten Bundesländern**

Die Zahl der registrierten Arbeitslosen legt den größten Teil des hiesigen Beschäftigungsproblems offen. Mit Blick auf die gesamte Unterbeschäftigung und das gesamtwirtschaftliche Arbeitsplatzdefizit hat sie jedoch nur begrenzte Aussagekraft. Zum vollständigen Bild fehlt die „Stille Reserve“. Aktuell entfällt darauf mit 1,6 Millionen Personen rund ein Viertel der gesamten Unterbeschäftigung aus Arbeitslosigkeit plus Stiller Reserve (Bach u.a. 2006).

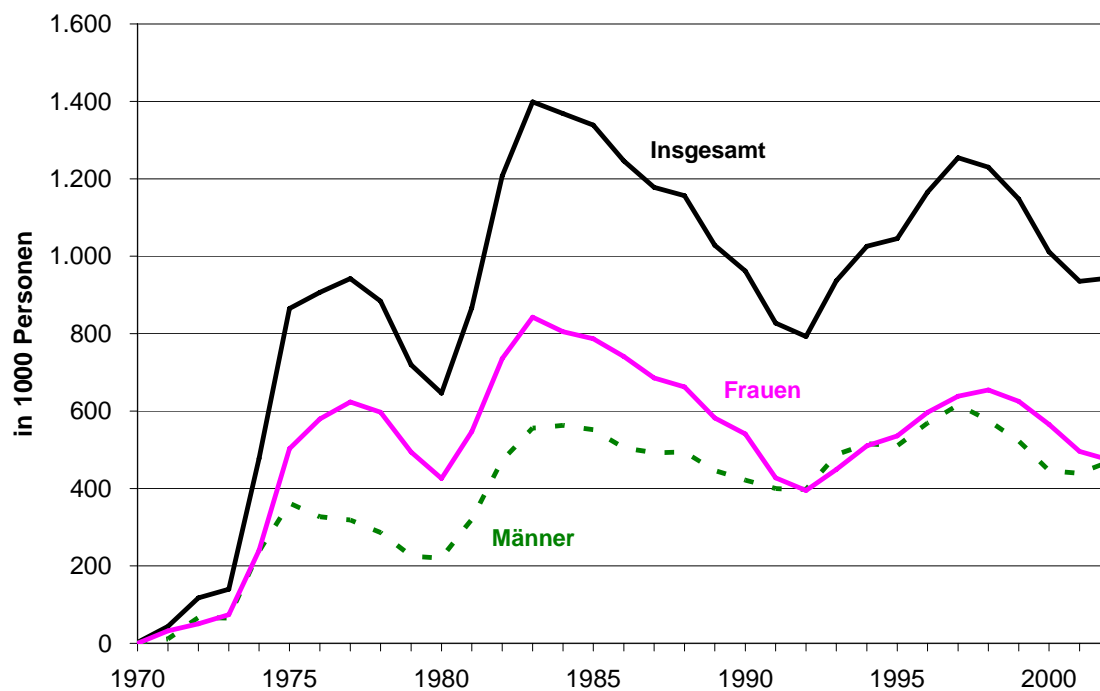
Basis des vorliegenden Beitrags sind die vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) im Jahr 2005 veröffentlichten neuen Schätzungen für die Stille Reserve (Fuchs/Weber 2005). Mit der Neuberechnung reagierte das IAB auf eine Reihe von Entwicklungen, insbesondere auf die zunehmende Bedeutung der geringfügigen Beschäftigung. Wie Fuchs (2001) gezeigt hat, kann sich dies aufgrund der Untererfassung der geringfügigen Beschäftigung im Mikrozensus auf den Umfang und eventuell auch auf die Struktur der Stillen Reserve auswirken.

Auch die neuen Schätzungen zeigen das bekannte Bild: Die Stille Reserve „atmet“ mit der Arbeitsmarktlage. In konjunkturell schlechten Zeiten, wie z.B. 1983, ist die Stille Reserve hoch, in besseren Zeiten, wie 1991, niedrig. Dieses Phänomen ist auch aus der internationalen Literatur wohlbekannt (z.B. Chagny u.a. 2001; OECD 2001).

Die Abbildung 1 enthält die Verteilung der Stillen Reserve insgesamt sowie nach Geschlecht. Nahezu immer waren in der Vergangenheit mehr Frauen als Männer in der Stillen Reserve zu finden. Lediglich die stärkere Inan-

spruchnahme von Vorruhestandsleistungen durch die Männer führte Anfang der 90er Jahre zu einer temporären Angleichung zwischen Männern und Frauen (Fuchs/Walwei/Weber 2005: 2). Inzwischen hat sich dies wieder geändert. Die Unterschiede sind jedoch – anders als bis Mitte der 80er Jahre, als die Erwerbsquote der Frauen niedriger war – nicht mehr besonders stark ausgeprägt.

Abbildung 1: Umfang der Stillen Reserve in den alten Bundesländern von 1970 bis 2002 – getrennt nach Geschlecht



Quelle: Fuchs/Weber 2005.

Diese Ergebnisse beruhen u.a. auf der Annahme, ab wann in Deutschland statistisch betrachtet Vollbeschäftigung vorliegt. Die diesbezügliche Sensitivität der Schätzungen wird im Weiteren untersucht.

### 3 Empirische Ansätze zur Schätzung der Stillen Reserve

#### 3.1 Ein kurzer Überblick

Was die Stille Reserve ist und wer ihr zugerechnet wird, kann größtenteils zwar aus der Arbeitsangebotstheorie abgeleitet werden (Franz 2003: 41 f., Holst 2000: 37 ff.), aber es gibt keine „Theorie der Stillen Reserve“. Vereinfacht ausgedrückt, wird mit der Stillen Reserve der Teil eines poten-

ziellen Arbeitsangebots bezeichnet, der weder erwerbstätig noch arbeitslos, aber trotzdem grundsätzlich erwerbsbereit ist (Holst 2000: 35).

Neben einer Theorie zur Stillen Reserve fehlen weitgehend auch offizielle Statistiken, um sie zu erfassen. Die Stille Reserve muss also geschätzt werden. Nach Holst lassen sich die Verfahren zur Ermittlung der Stillen Reserve in „Makro-Ansätze“ und „Mikro-Ansätze“ unterteilen (2002).

In Mikroansätzen wird die Zugehörigkeit zur Stillen Reserve meist durch eine Befragung ermittelt.<sup>1</sup> Wie sehr Umfang und Struktur der mit Befragungen ermittelten Stillen Reserve von den Annahmen, z.B. der Frageformulierung, abhängen, wurde unserer Kenntnis nach bislang nicht untersucht.

Einen Teil der Stillen Reserve erhält man aus offiziellen Statistiken. So definiert der Sachverständigenrat die „verdeckte Arbeitslosigkeit“ in seinem Jahresgutachten 1997 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) In ähnlicher Weise wird die so genannte „Stille Reserve in Maßnahmen“ definiert, welche beispielsweise das Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) für die Nicht-Arbeitslosen berechnet, die an arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen teilnehmen. Die Abgrenzung, welche Gruppen zur Stillen Reserve in Maßnahmen bzw. zur verdeckten Arbeitslosigkeit gerechnet werden, ist zwangsläufig ein Stück weit willkürlich. Außerdem muss man sich folgende Frage stellen: Sind wirklich 100 % der Teilnehmer an Umschulungsmaßnahmen Teil der „Stillen Reserve“? Wenn man von einem normalen Sockel an Umschülern ausgeht, ist die Stille Reserve bei einer solchen Zählung etwas überhöht.

Zu den Makro-Ansätzen rechnet Holst auch den des IAB, der im nächsten Abschnitt näher erläutert wird. Das IAB-Verfahren hat seine Ursprünge in

---

<sup>1</sup> Einen Überblick darüber, wie die Stille Reserve mit Befragungen ermittelt wird, findet man bei Holst (2002) und der dort angegebenen Literatur; siehe auch Brinkmann u.a. 1987.



Arbeiten von Strand und Dernburg (1964, s.a. Dernburg/Strand 1966 und Hansen 1961). Der wesentlichste Unterschied besteht in der Verwendung modernerer ökonomischer und zeitreihenanalytischer Methoden.

Für die Quantifizierung der „Hidden Male Unemployment in Northern Ireland“ schätzte Armstrong (1999) unter den Zusammenhang zwischen „long-term sickness“ und Arbeitslosigkeit und berücksichtigte dabei sowohl eine zeitliche als auch eine regionalspezifische Komponente (siehe auch Beatty/Fothergill 1996). In ähnlicher Weise berechnete er die Zahl der „hidden unemployed“ anderer Personengruppen, wie die Frührentner, Teilnehmer an „Training Schemes“ usw. Auch für diese mit Makroansätzen ermittelten Ergebnisse gibt es unseres Wissens keine ausführlichen Untersuchungen zur Sensitivität bezüglich der Annahmen, obwohl dies - und das soll im Weiteren gezeigt werden - grundsätzlich leicht möglich ist.

### **3.2 Das Schätzverfahren des IAB für die Stille Reserve**

Inwieweit jemand der Stillen Reserve zugerechnet werden kann oder nicht, hängt nach der Konzeption des IAB davon ab, ob das Ausscheiden aus dem Erwerbsleben bzw. der Verzicht auf einen Eintritt in dasselbe durch die Arbeitsmarktlage, d.h. Arbeitsmarktkonjunktur, induziert ist (Fuchs 2002). Sind andere Gründe maßgebend, wie Kinderbetreuung oder Pflege kranker Angehörige, 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 nur Personen zur Stillen Reserve, die wegen einer schlechten Arbeitsmarktlage nicht, nicht mehr oder noch nicht arbeiten, im Falle einer Verbesserung der Situation aber bereit und in der Lage wären, einer Beschäftigung nachzugehen.

Der Ansatz zur Schätzung der Stillen Reserve beruht auf dem Einfluss der Arbeitsmarktkonjunktur auf die Erwerbsbeteiligung, denn die statistisch gemessene, sogenannte effektive Erwerbsquote reagiert auf Veränderungen der Arbeitsmarktlage. Wenn im konjunkturellen Abschwung ein Teil derjenigen, die ihren Arbeitsplatz verlieren, sich nicht arbeitslos meldet, sinkt c.p. die Erwerbsquote.

### Arbeitslose und Erwerbslose

An dieser Stelle sei kurz auf den Unterschied zwischen den bei den Arbeitsagenturen gemeldeten (registrieren) Arbeitslosen und den beim Statistischen Bundesamt erfassten Erwerbslosen eingegangen. Beide Begriffe werden synonym für die Arbeitslosigkeit verwendet, obwohl sie sich in mehrerer Hinsicht unterscheiden. Zwei hier relevante Unterschiede sind: **Registrierte Arbeitslose** müssen nach SGB III eine Tätigkeit von mindestens 15 Stunden pro Woche suchen, können aber zugleich während ihrer Arbeitslosigkeit bis zu 15 Wochenstunden arbeiten. **Erwerbslose** sind nach der Definition des International Labour Office (ILO) Personen ohne Arbeitsverhältnis, die für mindestens eine Wochenstunde Arbeit suchen. Wer auch eine einzige Stunde arbeitet, gilt nach dem ILO-Konzept statistisch als erwerbstätig und nicht mehr als erwerbslos.

Die Daten für die im Weiteren verwendete Erwerbsquote stammen aus dem Mikrozensus (MZ), dem das ILO-Konzept zugrunde liegt. Wenn im Text von „meldet sich (nicht) arbeitslos“ gesprochen wird, bezieht sich dies auf die Angaben im MZ zur Arbeitssuche.

Die aus dem Unterschied in den Veränderungen von Erwerbstätigkeit und Arbeitslosigkeit entstehende statistische Lücke spiegelt sich in der gemessenen Erwerbsquote. Ihre konjunkturelle Variabilität macht die Erwerbsquote einer regressionsanalytischen Methodik zugänglich (Fuchs 2002; Strand/Dernburg 1964).

Zum besseren Verständnis der folgenden Sensitivitätsanalyse wird das Rechenwerk, das dem IAB-Ansatz zugrunde liegt, kurz erläutert.

Die Erwerbsquote  $a_{jt}$  sei eine Funktion des Arbeitsmarktindikators  $K$  und sonstiger Einflussfaktoren, die der Spaltenvektor  $Z$  zusammenfasst. Die zugehörigen Regressionskoeffizienten werden mit  $c$  und dem Zeilenvektor  $b$  bezeichnet.

Fuchs und Weber haben für den Funktionsverlauf der Erwerbsquoten eine logistische Funktion angenommen (2005: 13). Die Grenzen der logistischen Funktion liegen bei einer Obergrenze von 100 % für die Erwerbsquoten zwischen Null und Eins. Sie lässt sich so umformen, dass man die rechte Seite der Gleichung in linearer Form erhält.

Geschätzt wurde folgende Gleichung:

$$(1) \quad \ln (\hat{a}_{jt} / (1 - \hat{a}_{jt})) = \text{logit } \hat{a}_{jt} = b_0 + b Z_t + c K_t$$

$\hat{a}_{jt}$  ist das geschätzte Logit der effektiven (statistisch gemessenen) Erwerbsquote  $a_{jt}$   
 $b_0$ ,  $b$  und  $c$  sind die Regressionsparameter.

$Z_t$  ist ein „normaler“ Regressor (eventuell auch ein Vektor), z.B. die Teilzeitquote, ein Trendglied etc.

$K_t$  ist ein Regressor, der als Indikator der Arbeitsmarktlage dient, z.B. die Arbeitslosenquote. Der Index  $j$  steht für die Subpopulation und wurde auf der rechten Seite der Einfachheit halber weggelassen.

Die Erwerbsquote  $a_{jt}$  berechnet sich aus den Erwerbstätigen und Erwerbslosen, bezogen auf die Bevölkerung. Datenbasis ist der Mikrozensus des Statistischen Bundesamtes. Teil der linken Seite von Gleichung (1) sind damit die Erwerbslosen. Auf der rechten Seite steht bei den meisten Gleichungen des IAB als Arbeitsmarktindikator die amtliche Quote der registrierten Arbeitslosen.

Die Regressionsgleichung (1) haben Fuchs und Weber (2005) für 40 nach soziodemografischen Merkmalen gebildeten Subpopulationen (Alter von 15 bis 64 in 5er Altersklassen, Geschlecht, Deutsche/Ausländer) getrennt geschätzt.

Der Arbeitsmarktindikator  $K$  bildet die Schwankungen der effektiven Erwerbsquote ab, die auf Veränderungen der Arbeitsmarktlage zurückzuführen sind. 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.

Je höher die Arbeitslosenquote ist, umso 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  $c$  beim Arbeitsmarktindikator Arbeitslosenquote kleiner Null sein.

Je höher die Quote der Offenen Stellen ist (z.B. in Bezug auf die Zahl der abhängigen Erwerbsspersonen), umso 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  $c$  beim Arbeitsmarktindikator „Offene Stellen-Quote“ größer Null sein.

Der Übergang von den geschätzten Erwerbsquoten aus Gleichung (1) zu „Vollbeschäftigungserwerbsquoten“ beruht auf der Überlegung, was - unter sonst gleichen Bedingungen - die Hochkonjunktur von einer schlechten Arbeitsmarktlage unterscheidet. Im Falle einer (länger anhaltenden) Hochkonjunktur sollte der Arbeitsmarktkonjunkturindikator einen Wert annehmen, den man als Vollbeschäftigungswert bezeichnen könnte. Wenn eine Gleichung die Arbeitslosenquote als Arbeitsmarktindikator enthält, wäre der Vollbeschäftigungswert eine extrem niedrige Arbeitslosenquote.<sup>2</sup>

Es sei  $K^V$  der Wert, den der Arbeitsmarktindikator  $K$  bei Vollbeschäftigung am Arbeitsmarkt annimmt. Ersetzt man in Gleichung (1) den in einem Jahr  $t$  tatsächlich gemessenen Wert  $K_t$  durch den Vollbeschäftigungswert  $K^V$ , dann ergibt das die Erwerbsquote unter Vollbeschäftigungsbedingungen  $\hat{a}_{jt}^V$ .

$$(2) \quad \text{Logit } \hat{a}_{jt}^V = b_0 + b Z_t + c K_t^V$$

Gleichung 2 simuliert im Prinzip eine Vollbeschäftigungssituation, denn die Erwerbsquote  $\hat{a}_{jt}^V$  drückt aus, wie hoch in einem bestimmten Jahr  $t$  die Erwerbsbeteiligung bei Vollbeschäftigung wäre. Der Vollbeschäftigungswert  $K^V$  kann dabei selbst durchaus variabel sein, weshalb die korrekte Spezifikation von  $K_t^V$  den Zeitindex  $t$  enthält.

Die übrigen, mit dem Vektor  $Z$  erfassten Variablen, fangen die anderen Rahmenbedingungen der Erwerbsbeteiligung ein, z.B. die Teilzeitquote, die Wirtschaftsstruktur, Löhne usw.

Der Schätzwert für die nach Subpopulationen differenzierte Stille Reserve-Quote  $r_{jt}$  ergibt sich aus der Differenz von Erwerbsquote mit Vollbeschäftigungswert aus (2) und geschätzter effektiver Erwerbsquote aus (1):

$$(3) \quad r_{jt} = \hat{a}_{jt}^V - \hat{a}_{jt}$$

---

<sup>2</sup> Auch bei einer Vollbeschäftigung dürfte es immer noch eine Sucharbeitslosigkeit geben, so dass weder die tatsächliche noch die Vollbeschäftigungsarbeitslosigkeit den Wert Null erreichen wird (siehe zur Sucharbeitslosigkeit Franz 2003: 208 ff.).

Die gesamte Stille Reserve  $R_t$  gewinnt man durch Hochrechnung der Stille Reserve-Quoten mit der Bevölkerung ( $B$ ) und Summierung über alle Teilpopulationen:

$$(4) \quad R_t = \sum r_{jt} B_{jt}$$

Mit dieser Methode haben Fuchs und Weber die westdeutsche Stille Reserve für den Zeitraum 1970 bis 2002 berechnet. Für die ostdeutsche Stille Reserve wurde ein anderes Verfahren angewandt, weil es bislang nicht möglich war, die originäre IAB-Methode auf die neuen Länder zu übertragen.

### 3.3 Einfluss der Vollbeschäftigungsannahme im IAB-Modell

Gleichung (3) ist zentral für das Verständnis, wie sich die Stille Reserve im IAB-Modell bildet. Im linearen Fall wäre folgende Umformung möglich:

$$(3a) \quad r_{jt} = \hat{a}_{jt}^V - \hat{a}_{jt} = (b_0 + b Z_t + c K_t^V) - (b_0 + b Z_t + c K_t) = c (K_t^V - K_t)$$

Hätte man die Stille Reserve mit einem linearen Modell geschätzt, wäre  $r_{jt}$  ausschließlich vom mit dem Regressionsparameter  $c$  gewichteten Unterschied zwischen tatsächlicher Arbeitsmarktlage  $K_t$  und dessen Vollbeschäftigungswert  $K_t^V$  determiniert. Bei der logistischen Regressionsfunktion hängt der Effekt von  $c K_t$  bzw.  $c K_t^V$  allerdings auch vom Niveau der übrigen Variablen ab, obgleich in eher geringem Maße.

Die zentrale Frage lautet, welche Werte für die verschiedenen Arbeitsmarktindikatoren als „Vollbeschäftigungswerte“ gewählt werden sollen. In älteren Schätzungen hat sich das IAB bei der Wahl des Vollbeschäftigungswertes noch an den Werten aus den frühen 70er Jahren orientiert (Thon/Bach 1998: 11 und 13 f.). Gegenüber dieser Festlegung gibt es inzwischen Vorbehalte. Vollbeschäftigung, so wird wohl zu Recht entgegnet, dürfte heute sicherlich mit einer höheren Arbeitslosenquote verbunden sein, als vor 30 oder 40 Jahren. Das hat mit strukturellen und institutionellen Aspekten zu tun. Darauf deuten die Entwicklungstendenzen einiger Indikatoren hin, z.B. die NAIRU (OECD 2001). Die Frage ausführlich zu diskutieren, ab wann wirklich Vollbeschäftigung vorliegt, würde den Rahmen dieser Arbeit sprengen.

In Anlehnung an das Verfahren von Armstrong (1998) wurden bei der letzten Schätzung der Stillen Reserve durch das IAB die Vollbeschäfti-

gungswerte mit Hilfe von Regionalvergleichen festgelegt. Für die Entwicklung der regionalen Arbeitslosigkeit spielen sicher viele Faktoren eine Rolle - sowohl auf der Angebots- als auch auf der Nachfrageseite (Hirschenauer 1997). Die regionale Arbeitslosigkeit kann deshalb aus völlig unterschiedlichen Gründen stark differieren und Regionen werden nicht „repräsentativ“ sein. Die regional niedrigste Arbeitslosenquote zeigt jedoch, was bei weitgehend gleichen rechtlichen und auch tariflichen Rahmenbedingungen möglich ist. Ein aktuelles Beispiel dazu findet man im Landkreis Cham (Bayern), der jahrzehntelang eine Krisenregion war. Ende 2006 hat Cham nur noch eine Arbeitslosenquote von 5 %, was nicht mehr sehr weit von Vollbeschäftigung entfernt sein dürfte. Der Grund dafür ist in den positiven Wirkungen der EU-Osterweiterung zu suchen, die sich für Cham, das unmittelbar an Tschechien grenzt, anders als befürchtet als Glückfall erweist.<sup>3</sup>

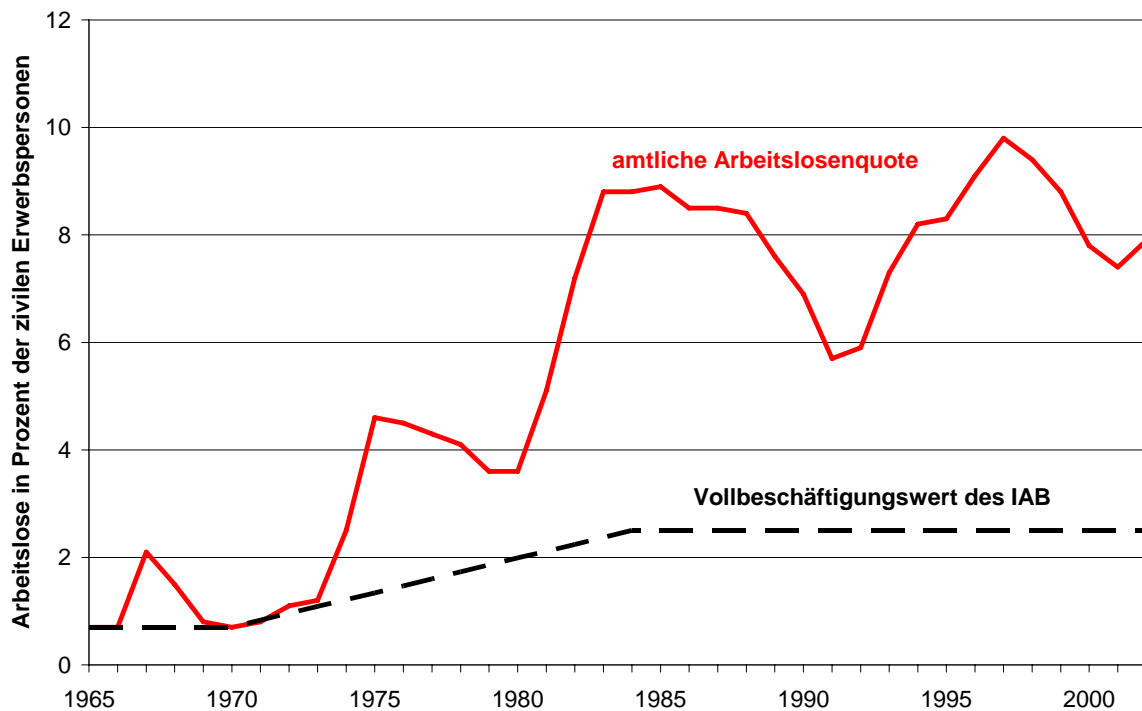
Eine mit Vollbeschäftigung zu vereinbarende Arbeitslosigkeit in einzelnen Regionen kann niedriger, aber auch höher sein als eine „Vollbeschäftigungsquote“ für das übergeordnete regionale Aggregat (hier Westdeutschland). Insbesondere gilt, wenn in der näheren Umgebung die Beschäftigungslage schlecht ist,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

Die Vollbeschäftigungswerte der allgemeinen Arbeitslosenquote wurden bei Fuchs und Weber Jahr für Jahr aus der auf Kreisebene niedrigsten Arbeitslosenquote bestimmt (2005: 31 ff.). Abbildung 2 zeigt exemplarisch das Ergebnis. Es enthält sowohl die amtliche Arbeitslosenquote als auch die vom IAB als Vollbeschäftigungswerte definierte Reihe (die im Übrigen noch geglättet wurde).

---

<sup>3</sup> Eine interessante Möglichkeit zur externen Validierung der Vollbeschäftigungsannahme bietet möglicherweise die Panelinformation des Mikrozensus, die seit kurzem zur Verfügung steht. Damit lässt sich das Erwerbsverhalten von Individuen im Zeitverlauf und vielleicht auch im Konjunkturverlauf verfolgen. Erste Ansätze dazu findet man bei Holst/Spiess mit Daten des Europäischen Haushaltspanels (2002) und bei Castillo auf Basis des amerikanischen „Current Population Surveys“ (1998).

**Abbildung 2: Festlegung des Vollbeschäftigungskriteriums am Beispiel der amtlichen Arbeitslosenquote**



Quelle: Fuchs/Weber 2005: 56f.

Die sehr niedrige Arbeitslosigkeit bis Ende der 60er Jahre bedeutet, dass für die Vollbeschäftigung ein entsprechend niedriger Wert anzunehmen ist. Mit dem Anstieg der Arbeitslosigkeit seit Anfang der 70er Jahre stiegen die wie auf Basis der Kreisdaten definierten Vollbeschäftigungswerte. Der seit Mitte der 80er Jahr konstante Vollbeschäftigungswert ist eine Folge der in diesem Zeitraum weitgehend gleich bleibenden regional niedrigsten Arbeitslosenquote (Fuchs/Weber 2005: 32).

In die Schätzung der Stillen Reserve gingen nicht nur die allgemeine Arbeitslosenquote ein, sondern auch eine Reihe anderer, spezifischer Arbeitslosenquoten: die von Frauen, Teilzeitbeschäftigten, Ausländern und Jugendlichen. Außerdem fand die auf die abhängigen Erwerbspersonen bezogene Quote der bei der BA gemeldeten Offenen Stellen als Arbeitsmarktindikator Verwendung (Fuchs/Weber 2005: 32f). Die Tabellen A1 und A2 im Anhang enthalten die verschiedenen Arbeitsmarktindikatoren und die von Fuchs und Weber zugrunde gelegten Vollbeschäftigungswerte.

## 4 Das Simulationsmodell

### 4.1 Datenbasis

Für die Simulationen standen die im IAB-Forschungsbericht 15/2005 veröffentlichten Daten der Stillen Reserve zur Verfügung. Ebenso wurden die Gleichungen für die 40 Subpopulationen dem Bericht entnommen (Fuchs/Weber 2005: Anhang). Die Arbeitsmarktindikatoren und die umfangreichen Zeitreihen für die übrigen Regressoren entstammen den Datenbanken des IAB (zur Datenbeschreibung siehe ebenfalls Fuchs/Weber 2005: Anhang).

### 4.2 Aufbau der Simulation

Untersucht werden soll, wie die Stille Reserve auf die Setzung der Vollbeschäftigungsannahme reagiert. Dazu wurden Simulationen mit unterschiedlichen Vollbeschäftigungswerten gerechnet. Ausgangswerte für alle Arbeitsmarktindikatoren waren die Vollbeschäftigungswerte aus dem IAB-Forschungsbericht 15/2005 (Fuchs/Weber 2005: Anhang; auszugsweise siehe hier Anhang, Tabelle A2). Diese Werte, die von Jahr zu Jahr durchaus unterschiedlich sein können, dienten als Basis für die nachfolgenden Schätzungen. Sie entsprechen in den Simulationen dem Indexwert 100.

In den Simulationen wurde die Vollbeschäftigungsannahme in Ein-Prozentschritten erhöht bzw. gesenkt. Das Intervall für die Simulationen wurde auf 80 bis 120 % begrenzt, d.h. auf das 0,8 bis 1,2fache des Ausgangswertes.

Die Arbeitslosenquote(n) und die Offene-Stellen-Quote haben eine gegenläufige Tendenz und eine entgegengesetzt gerichtete Wirkung auf die Stille Reserve. Eine Verschlechterung der Arbeitsmarktlage lässt die Arbeitslosigkeit und die Stille Reserve steigen. Die Zahl der Offenen Stellen geht normalerweise zurück. Bei einer Verbesserung dreht sich die Richtung der Veränderung. Deshalb wurden die simulierten Vollbeschäftigungswerte der beiden Indikatoren gegenläufig zu verändert. Eine Erhöhung der Arbeitslosenquote entspricht einer Senkung der Offenen-Stellen-Quote.

Für die einfachere Wiedergabe der Ergebnisse werden die Angaben zu den Vollbeschäftigungswerten im Weiteren normiert. Es wird festgelegt: 80 % bedeutet, Vollbeschäftigung liegt erst bei einer 20 % besseren Arbeits-



marktlage vor. Eine Angabe von 120 % heißt dagegen, Vollbeschäftigung wäre dem Modell nach schon bei einer 20 % schlechteren Arbeitsmarktsituation erreicht. Die Stille Reserve müsste also bei einer Simulation mit über 100 % niedriger als im Original sein, und eine Simulation unter 100 % sollte zu einer höheren Stillen Reserve führen.

Tabelle 1 zeigt am Beispiel der amtlichen Arbeitslosenquote und der Quote der Offenen Stellen die Vollbeschäftigungswerte für die obere (120 %) und die untere Simulation (80 %) für ausgewählte Jahre. Für die Arbeitslosenquote wurde im Jahr 2002 ursprünglich ein Vollbeschäftigungswert von 2,5 % angenommen. Zufällig ist der Vollbeschäftigungswert für die Offen-Stellen-Quote ebenfalls 2,5 %.

**Tabelle 1: Vollbeschäftigungswerte für die Arbeitslosenquote und die Quote der Offenen Stellen in ausgewählten Simulationen**

	Arbeitslosenquote <sup>1)</sup>				Offene-Stellen-Quote			
	Amtl. Quote	Vollbeschäftigungswert			Amtl. Quote	Vollbeschäftigungswert		
		IAB 2005	Simulation			IAB 2005	Simulation	
		100 %	120 %	80 %		100 %	120 %	80 %
1980	3,60	1,99	2,39	1,59	1,26	2,61	2,09	3,13
1990	6,90	2,50	3,00	2,00	1,15	2,50	2,00	3,00
2000	7,80	2,50	3,00	2,00	1,55	2,50	2,00	3,00
2002	7,90	2,50	3,00	2,00	1,29	2,50	2,00	3,00

<sup>1)</sup> Arbeitslose bezogen auf zivile Erwerbspersonen.

Quelle: Fuchs/Weber 2005 (IAB 2005) und eigene Berechnungen.

Im Fall einer 120 %-Simulation liegt der Vollbeschäftigungswert der Arbeitslosenquote bei 3,0 %, die Offene-Stellen-Quote bei 2,0 %. Vollbeschäftigung wird früher als im Basisszenario (100 %) erreicht.

Bei der 80 %-Simulation wird Vollbeschäftigung erst bei einer Arbeitslosenquote von 2,0 % erreicht, d.h. die Arbeitslosigkeit müsste noch mehr sinken. Die entsprechende Offene-Stellen-Quote beträgt 3,0 %, d.h. es müsste noch mehr Offene Stellen geben.

In einigen der Regressionsgleichungen tritt der Arbeitsmarktindikator „Stille Reserve in Maßnahmen“ auf. Er gibt den Anteil der Personen an der Bevölkerung wieder, die aufgrund arbeitsmarktpolitischer Maßnahmen wie Umschulung oder Vorruhestand weder erwerbstätig noch arbeitslos sind.

Diese Variable könnte ein guter (ergänzender) Indikator der Arbeitsmarktlage sein. Fuchs und Weber haben sie deshalb in einigen Fällen in die Schätzung der gesamten Stillen Reserve einbezogen. Auch der Arbeitsmarktindikator „Stille Reserve in Maßnahmen“ wurde in den Simulationen variiert. Anstelle des bei Fuchs und Weber verwendeten Vollbeschäftigungswertes Null Prozent wurde hier mit 0,1 Prozent gerechnet bzw. es wurde der Anteil aus dem Jahr 1974 zugrunde gelegt.

Der Simulationszeitraum erstreckt sich auf die Jahre von 1980 bis 2002. Vor 1980 waren die Vollbeschäftigungswerte teilweise noch sehr niedrig und für eine Variation kaum geeignet. Für jedes Jahr wurden 40 Gleichungen (10 Altersgruppen von 15 bis 64 Jahre \* Geschlecht \* Nationalität) mit den Vollbeschäftigungswerten zwischen 80 % und 120 % des ursprünglichen Wertes gerechnet. Die Simulationen wurden in Ein-Prozentschritten durchgeführt. Damit liegen fast 38.000 Simulationsergebnisse vor, die im Folgenden auf das Gesamtergebnis komprimiert dargestellt werden.

## 5 Simulationsergebnisse

In die 40 Schätzgleichungen gehen teilweise unterschiedliche Arbeitsmarktindikatoren ein. Für die deutschen Männer ist offensichtlich die Offene-Stellen-Quote besonders wichtig. Bei den deutschen Frauen stellte sich besonders häufig die Teilzeit-Arbeitslosenquote als signifikant heraus. Die Gleichungen für die Ausländer enthalten oft die spezielle „Arbeitslosenquote der Ausländer“ als Arbeitsmarktindikator. Deshalb wird im Weiteren nicht nur der Einfluss der Vollbeschäftigungsannahme auf die Stille Reserve insgesamt, sondern auch für diese vier Personengruppen dargestellt.

Die Simulationen mit dem Arbeitsmarktindikator „Stille Reserve in Maßnahmen“ führten zu keinen relevanten Abweichungen in den Simulationsergebnissen.<sup>4</sup> Der Unterschied beträgt gut 9.000 Personen gegenüber der Originalschätzung. Der Effekt konzentriert sich auf die Stille Reserve der Männer. Zwischen Anfang und Ende der 80er weichen die Werte bei den deutschen Männern um maximal 5.000 Personen ab. Bei den ausländischen Männern weichen die Werte seit Beginn der 90er Jahre um maximal

---

<sup>4</sup> Vgl. im Anhang, Tabelle A3, die „Simulation 100 %“ mit dem Basisszenario.

4000 Personen ab. Aufgrund des vernachlässigbaren Unterschieds wurde im Folgenden mit einem Vollbeschäftigungswert von 0,1 Prozent für die Stille Reserve in Maßnahmen weiter gerechnet.

### **5.1 Umfang der Stillen Reserve bei alternativen Vollbeschäftigungsannahmen**

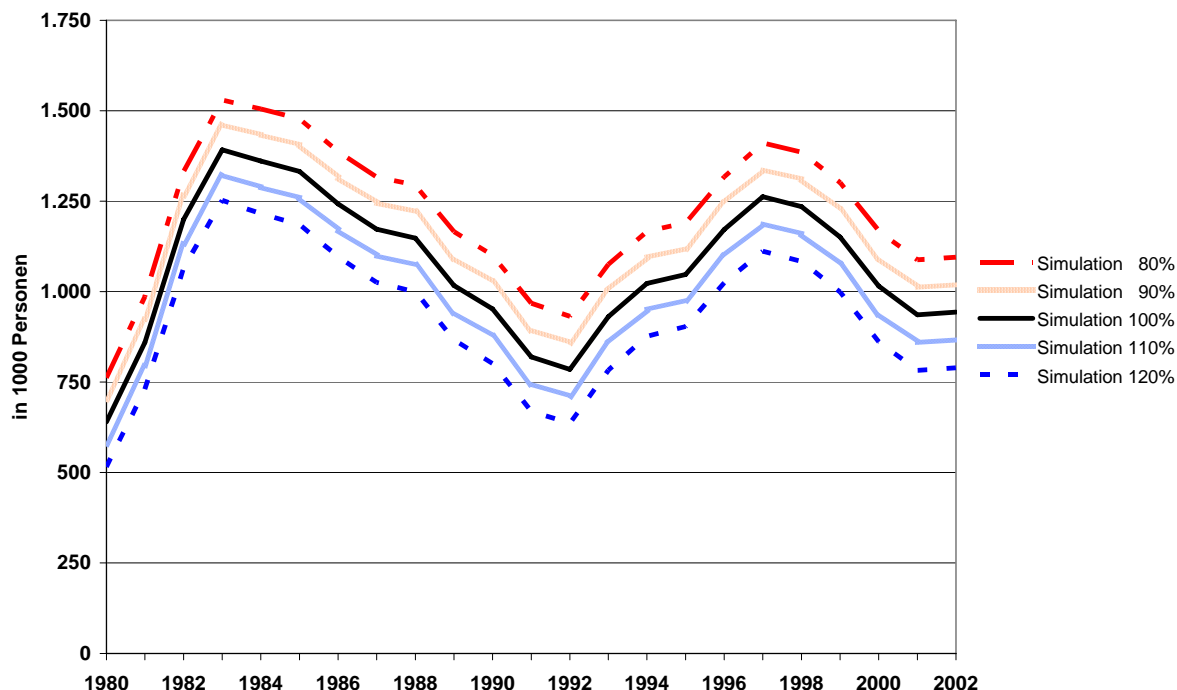
Die Stille Reserve insgesamt ergibt sich aus der Summe der für die einzelnen Gruppen gerechneten „Stillen Reserven“. Wie die Stille Reserve in ihrem gesamten Umfang auf die Veränderung der Vollbeschäftigungswerte reagiert, zeigt Abbildung 3 für ausgewählte Vollbeschäftigungswerte.

Wenn Vollbeschäftigung dem Modell zufolge erst bei einer um 20 % besseren Arbeitsmarktlage vorliegt (Simulation mit 80 %), muss die Stille Reserve theoretisch höher sein (siehe Abbildung 3). Wird nach den Annahmen Vollbeschäftigung schon bei einer um 20 % schlechteren Arbeitsmarktsituation (120 %-Simulation) erreicht, ist die Stille Reserve c.p. im Niveau deutlich niedriger.

Alles in allem verändern die Simulationen nicht die Entwicklungstendenz. Das über die Zeit sichtbare Muster bleibt bei anderen Vollbeschäftigungswerten erhalten (Abbildung 3).

Die Differenz zwischen dem Maximum und dem Minimum in einem Jahr hängt vom Niveau der Stillen Reserve ab. Für 1980 ergab sich beispielsweise zwischen der 80 %- und der 120 %-Simulation eine absolute Abweichung von etwa 250.000 Personen. Im Jahr 2002 beträgt der Unterschied über 300.000 Personen. Normiert man die Differenzen auf die 100 %-Simulation, dann zeigen sich trotzdem noch größere Sprünge in diesen relativen Abweichungen. In den meisten Jahren liegt die relative Differenz zwischen 20 % und 30 %. Aber in 1980, 1991 und 1992 war der Unterschied mindestens 36 %.

**Abbildung 3: Stille Reserve insgesamt in Abhängigkeit von der Vollbeschäftigungsannahme – 1980 bis 2002  
Ausgewählte Simulationen\***



\* Die Prozentangabe bei den Simulationen bezieht sich auf die Vollbeschäftigungswerte der ursprünglichen Schätzung

Quelle: Eigene Berechnungen

Diese größeren Differenzen treten bei sehr geringen Umfängen der Stillen Reserve auf. In diesem Fall wird die in allen Jahren ähnlich große Differenz aus der Simulation auf den deutlich kleineren Wert aus der 100 %-Simulation bezogen – verglichen mit Jahren, in denen die Stille Reserve sehr hoch ist. Rechnerisch lässt sich dies am einfachsten anhand von Gleichung 3a erklären, wobei zu beachten ist, dass eine niedrige (hohe) Stille Reserve mit einer niedrigen (hohen) Arbeitslosigkeit einhergeht.

Für den gesamten Zeitverlauf liegen die Werte der gesamten Stillen Reserve der 100 %-Simulation nahezu exakt zwischen den Werten der 80 % und der 120 %-Simulation, d.h. die 100 %-Simulation entspricht in jedem Jahr weitgehend dem arithmetischen Mittel aus den Simulationen.

## 5.2 Struktur der Stillen Reserve bei alternativen Vollbeschäftigungsannahmen

Die soziodemographische Zusammensetzung der Stillen Reserve hat sich seit den 80er Jahren deutlich verändert. Bis Ende der 80er Jahre wurde

die Stille Reserve von Frauen dominiert: Zwei Drittel der Stillen Reserve waren Frauen, wobei die Ausländerinnen noch nahezu keine Rolle spielten. Seitdem ist der Anteil der deutschen Frauen, der 1980 bei 61 % lag, beständig zurückgegangen und inzwischen auf unter 40 % gesunken. Da der von 4 % auf 13 % gestiegene Anteil der Ausländerinnen dies nicht vollständig kompensiert, stellten Frauen in 2002 nur noch 51 % der Stillen Reserve, Männer den Rest.

Nicht nur der Anteil der Ausländerinnen, auch der der ausländischen Männer hat zugenommen. Damit hat sich der Anteil der Ausländer insgesamt (Männer+Frauen) an der Stillen Reserve, der zu Beginn der 80er Jahre noch vernachlässigbar war, auf fast ein Drittel erhöht. Dies deckt sich mit dem Anstieg der Ausländerarbeitslosigkeit, deren Arbeitslosenquote im gleichen Zeitraum von 5 % (1980) auf 17,6 % (2002) zugenommen hat.

Bei den deutschen Männern sind im Beobachtungszeitraum keine bedeutenden Veränderungen erkennbar.

Diese Strukturen bleiben bei den Simulationen weitgehend erhalten. Ein nicht unbeträchtlicher Effekt der Vollbeschäftigungsannahme zeigt sich allerdings bei den deutschen Männern (Abbildung 4a). Absolut betrachtet beträgt die Differenz zwischen der 80 %-Simulation und der 120 %-Simulation rund 200.000 Personen. Diese Differenz ist mehr also doppelt so hoch wie bei den deutschen Frauen.

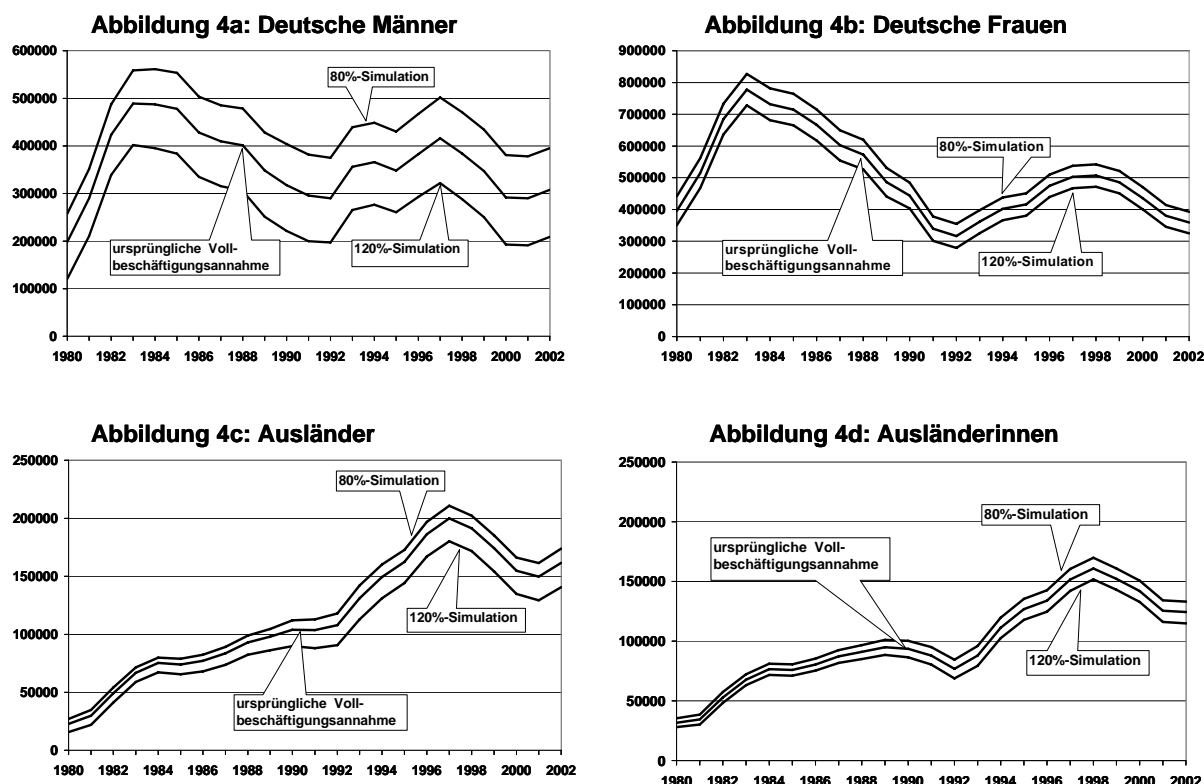
Verantwortlich könnten Unterschiede in den absoluten Werten der Regressionsparameter der Arbeitsmarktvariablen sein. Zumindest zeigt sich dies in den geschätzten Regressionskoeffizienten (siehe Anhang bei Fuchs/Weber 2005). Allerdings würde das darauf hindeuten, dass die Arbeitsmarktreakibilität der Erwerbsbeteiligung bei Männern höher ist – was überrascht. Ein alternativer Erklärungsansatz berücksichtigt die Tatsache, dass in die Regressionsgleichungen bei Männern und Frauen unterschiedliche Arbeitsmarktindikatoren eingehen. Möglicherweise ist die arbeitsmarktbezogene Vulnerabilität der Frauen, die sich in ihrer spezifischen Arbeitslosenquote und ihrer Teilzeit-Arbeitslosenquote ausdrückt, deutlich höher als die der Männer, bei denen in die Gleichungen vor allem die Offenen-Stellen-Quote eingeht. Immerhin ist in der jüngsten Altersgruppe (15-19 Jahre), wo in den Gleichungen der (deutschen) Männer und Frauen dieselbe altersspezifische Arbeitslosenquote verwendet wurde, der Reg-

ressionsparameter bei den Frauen höher. In dieser Altersgruppe reagiert demnach die Erwerbsbeteiligung bei den Frauen stärker auf die Arbeitsmarktlage.

#### Abbildung 4: Anteile an der Stillen Reserve bei unterschiedlichen Simulationen nach Geschlecht und Nationalität

Ursprüngliche Vollbeschäftigungsannahme siehe Kapitel 3.3.

Gegenüber der ursprünglichen Vollbeschäftigungsannahmen wird bei der 80 %-Simulation angenommen, dass Vollbeschäftigung erst bei einer um 20 % besseren Arbeitsmarktlage vorliegt. Dagegen wird bei der 120 %-Simulation angenommen, dass Vollbeschäftigung schon bei einer um 20 % schlechteren Arbeitsmarktlage vorliegt.



Quelle: Fuchs/Weber 2005:60 und eigene Berechnungen.

### 5.3 Sensitivität der Stillen Reserve bezüglich der Vollbeschäftigungsannahme

Im Jahr 1980 führt eine 1 %-ige Erhöhung der Vollbeschäftigungsannahme im Durchschnitt zu einer um gut 6.200 Personen niedrigeren Stillen Reserve. Für 1990 errechnet sich ein durchschnittlicher Wert von rund 7.500 und für 2002 mehr als 7.600 Personen. Je nach Annahme ist die absolute Veränderung in der Stillen Reserve also geringfügig unterschiedlich.

Bezieht man diese durchschnittliche Veränderung auf die durchschnittliche Stille Reserve, ergeben sich Elastizitäten.<sup>5</sup> Der absolute Wert der Elastizität sinkt im Untersuchungszeitraum von 0,96 im Jahr 1980 auf 0,75 im Jahr 2000. Aber 2002 beträgt die Elastizität (absolut) wieder 0,81. Das heißt, wenn die Vollbeschäftigungsannahme für das Jahr 2002 um ein Prozent höher gesetzt wird, erhält man eine um 0,81 Prozent geringere Stille Reserve.

Die Stille Reserve wurde mit 40 nichtlinearen Regressionsgleichungen geschätzt. Trotzdem erweist sich der Zusammenhang zwischen Stiller Reserve insgesamt und Vollbeschäftigungswert als streng linear. Die Simulationsergebnisse für die Stille Reserve korrelieren mit der Vollbeschäftigungsannahme (von 80 % bis 120 % des ursprünglichen Wertes) in jedem einzelnen Jahr mit  $r = 1$ . Damit ist eine Interpolation möglich und mit gewissen Einschränkungen dürfte auch nichts gegen eine Extrapolation sprechen. Beispielsweise ergäbe sich im Jahr 2002 beim Indexwert 150 aus den 40 Gleichungen eine Stille Reserve von über 556.000 Personen. Bei der 50 %-Simulation beträgt die Stille Reserve 1.320.000 Personen. Mit Hilfe einer einfachen Regression von Stiller Reserve auf Vollbeschäftigungswert erhält man bei der 150 %-Simulation einen „Prognosewert“ von 561.000 und bei 50 % gut 1.325.000 Personen.

Aus dieser Erkenntnis ergibt sich eine interessante Perspektive. Es sollte möglich sein, den Zusammenhang für den gesamten Untersuchungszeitraum anzugeben. Dazu wurde für jeden einzelnen Simulationsschritt eine eigene lineare Regressionsbeziehung geschätzt.

Ausgangspunkt war die Gleichung (3a), jetzt allerdings ohne die Unterteilung in 40 nach soziodemografischen Merkmalen abgegrenzten Gruppen. Als abhängige Variable wurde die auf die Bevölkerung im Alter 15 bis 64 Jahre bezogene Stille Reserve-Quote definiert. In das Modell gingen die Variable „Simulation Vollbeschäftigungswert“ (je nach Regressionsmodell 80 % bis 120 % des Original-Vollbeschäftigungswertes) und die tatsächli-

---

<sup>5</sup> Tatsächlich errechnen sich die Elastizitäten nicht exakt aus einer prozentualen Veränderung des Vollbeschäftigungsindikators, weil der ursprüngliche Vollbeschäftigungswert (ausgehend von 100%) in 1 %-Schritten verändert wurde. Der Schritt von bspw. 105 % auf 106 % ergibt keine exakte 1 %ige Veränderung. Um die Darstellung nicht zu komplizieren wurden an den 1 %-Schritten festgehalten.

che Arbeitslosenquote als Differenz ein. Aufgrund deutlich feststellbarer Autokorrelation wurden die Regressionen mit einem autoregressiven Term 1. Ordnung (AR(1)) geschätzt.

Die Nullhypothese einer Unit Root wurde für alle Variablen auf der Basis des ADF-Test (Augmented Dickey-Fuller-Test) abgelehnt, d.h. man kann davon ausgehen, dass die Stille Reserve-Quote und die aus der Differenz von Vollbeschäftigungswert und Arbeitslosenquote gebildete Variable stationär sind.

Mit der genannten Spezifikation zeigten Tests auf Autokorrelation (Breusch-Godfrey LM Test, Correlogram der Residuen), auf Heteroskedastizität (Test von White und außerdem noch der ARCH-Test), auf Fehlspezifikation (RESET) und auf Normalverteilung (Jarque-Beta-Test) keine Anzeichen für Verletzungen der klassischen Voraussetzungen einer OLS.

Alle Regressionsmodelle sind hochsignifikant und haben ein  $R^2$  nahe Eins. Die in Übersicht 1 angegebene Regression wurde für den Fall des „100-%-Vollbeschäftigungswertes“ bestimmt.<sup>6</sup> Die Differenz aus Vollbeschäftigungswert und Arbeitslosigkeit hat den erwarteten negativen Koeffizienten (vgl. Gleichung 3a). Eine Zunahme der Arbeitslosenquote führt c.p., also bei gleichem Vollbeschäftigungswert, zu einer um rund ein Drittel höheren Stiller Reserve-Quote. Dies impliziert eine langfristige Relation zwischen Stiller Reserve und Arbeitslosigkeit von rund 1:3. Dieses Ergebnis entspricht in etwa nationalen wie internationalen Erfahrungen hinsichtlich der Relation von Stiller Reserve und Arbeitslosigkeit (siehe aktuell bei Bach u.a. (2006: 7), wo die Relation für das Jahr 2006 rund 0,3 beträgt).

---

<sup>6</sup> Die Regressionen wurden mit den Programmen SPSS (Modul AREG) und EViews gerechnet. Es ergaben sich je nach Schätzverfahren kleine Unterschiede in den Koeffizienten. Das Modell in Übersicht 1 ergab sich mit einer Cochrane-Orcutt-Schätzung des Programm-Moduls AREG von SPSS.



### Übersicht 1: Regressionsschätzung für die Stille Reserve bei 100 %-Simulation

Regressand: Stille Reserve-Quote (Stille Reserve insgesamt in Prozent der Bevölkerung im Alter 15-64)  
 DiffVBAl<sub>0</sub> = Differenz aus Vollbeschäftigungswert – Arbeitslosenquote  
 Stützzeitraum: 1980 bis 2002

Cochrane-Orcutt Estimate of Autocorrelation Coefficient

Rho 0,94992822  
 Standard Error of Rho 0,06818615  
 R-Squared 0,93040824  
 Standard Error 0,08660079

	DF	Sum of Squares	Mean Square
Regression	1	2,0053462	2,0053462
Residuals	20	0,1499939	0,0074997

Regressor	Koeffizient	Standardfehler	T	Signifikanz
DiffVBAl <sub>0</sub>	-,32711249	0,02000434	-16,35	,0000000

Das Ergebnis gilt auch für andere Vollbeschäftigungswerte. In Tabelle 2 stehen für die Koeffizienten jeweils der Mittelwert, die Standardabweichung sowie Minimum und Maximum aus allen 41 Regressionsrechnungen.

**Tabelle 2: Zusammenfassung der Ergebnisse aus Regressionsschätzungen mit 41 Simulationen für Vollbeschäftigungswerte von 80 % bis 120 % des Originalschätzung**

Variable	Koeffizienten aus den 41 Einzelgleichungen			
	Mittelwert	Standardabweichung	Minimum	Maximum
DiffVBAl <sub>0</sub> (Differenz aus Vollbeschäftigungswert und Arbeitslosenquote)	-0,327	0,002	-0,331	-0,323
Autokorrelationskoeffizient Rho (AR(1))	0,950	0,001	0,947	0,951

Quelle: Eigene Berechnungen.

Mit diesem Modell kann nicht nur der Zusammenhang von Vollbeschäftigungsannahme und Stiller Reserve direkt quantifiziert werden. Die hohe Stabilität der Ergebnisse, auf die Tabelle 2 hinweist, dürfte auch eine kurzfristige Prognose über den Stützzeitraum hinaus erlauben. Dies ist von Interesse, weil neuere Daten (ab 2003) des IAB zur Stillen Reserve auf einer Fortschreibung anhand der geschätzten Regressionsgleichungen beruhen. Gerade am aktuellen Rand gibt es aber in der Regel Schwierigkeiten mit den Basisdaten. Insbesondere liegen die Erwerbsquoten des Mikrozensus bislang frühestens mit einer Verzögerung von einem Jahr vor. Es ist deshalb geplant, die Möglichkeit einer „Kurzfristprognose“ mit dem obigen Modell in einer künftigen Arbeit näher zu untersuchen.

## 6 Zusammenfassung und Ausblick

Der Beitrag untersuchte die Stabilität der jüngst vom IAB publizierten Schätzungen zur Stillen Reserve hinsichtlich der zentralen Vollbeschäftigungsannahme. In einem Simulationsmodell wurde die Vollbeschäftigungsannahme schrittweise geändert, d.h. die ursprünglichen Vollbeschäftigungswerte wurden um 1 bis 20 % nach oben und unten erhöht resp. gesenkt.

Es zeigten sich die erwarteten Ergebnisse. Natürlich steigt bzw. sinkt der Umfang der Stillen Reserve je nach Vollbeschäftigungswert, aber die generelle Entwicklungstendenz bleibt unverändert. Auch bei den Strukturen ändert sich wenig. In den Simulationen nehmen der Frauen- und der Ausländeranteil bei extremeren Annahmen über die Vollbeschäftigung leicht zu. Dies dürfte damit zusammenhängen, dass bei Frauen und Ausländern der Arbeitsmarkteinfluss stärker sein könnte. Darauf deuten die Regressionskoeffizienten hin, die von Fuchs und Weber geschätzt wurden (2005: Anhang Tabelle A2).

Der Zusammenhang zwischen der Vollbeschäftigungsannahme und dem Umfang der Stillen Reserve ist nahezu linear. Allerdings sind die geschätzten (jahresdurchschnittlichen) Elastizitäten im Betrag kleiner Eins. Damit würde bei einer um 1 % höheren Vollbeschäftigungsannahme die Schätzung für die Stille Reserve um weniger als 1 % sinken.

Der fast streng lineare Zusammenhang, den die Daten für jedes einzelne Jahr erbrachten, war Ausgangspunkt für eine weitere Analyse, bei der das Verhalten über die Zeit beobachtet wurde. Obwohl aus nichtlinearen Einzelgleichungen geschätzt, kann die Stille Reserve insgesamt mit einem linearen Regressionsmodell erklärt werden, in das die Differenz aus Vollbeschäftigungswert und tatsächlicher Arbeitslosenquote als Regressor einging.

Auch wenn die Arbeiten an dieser Stelle noch nicht abgeschlossen sind, deutet sich damit eine interessante und wichtige Fortsetzung an. Mit den 40 geschätzten Einzelgleichungen lässt sich im Prinzip die Stille Reserve auch über den Stützzeitraum hinaus berechnen. Allerdings liegen die dafür erforderlichen Basisdaten (Erwerbsquoten des Mikrozensus, geringfügige Beschäftigte aus der BA-Statistik) in der Regel erst sehr spät vor. Man

müsste also mit vielen vorläufigen Daten und Schätzungen arbeiten. Der hier geschätzte Zusammenhang zwischen Stille Reserve insgesamt und der Arbeitslosigkeit braucht dagegen nur Zahlen, die immer aktuell sind. Mit einer Vorausschätzung für die Arbeitslosenquote wäre sogar eine (sehr kurzfristige) Prognose möglich. Die statistischen Eigenschaften dieses Prognosemodells wurden allerdings noch nicht abschließend untersucht und werden das Ziel weiterer Analysen sein.

## Literatur

- Armstrong, David (1999): Hidden Male Unemployment in Northern Ireland. In: *Regional Studies*, Vol 33.6, S. 499-511.
- Bach, Hans-Uwe; u.a. (2006): Aktuelle Projektion: Die Konjunktur belebt den Arbeitsmarkt 2006. IAB-Kurzbericht Nr. 12/26.07.2006
- 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; 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.
- 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).
- Castillo, Monica D. (1998): Persons outside the labor force who want a job. In: *Monthly Labor Review*, Vol. 121, No. 7, 34-42.
- Dernburg, Thomas; Strand, Kenneth (1966): Hidden Unemployment 1953-62: A Quantitative Analysis by Age and Sex. In: *American Economic Review*, S. 71-95.
- Franz, Wolfgang (2003): *Arbeitsmarktökonomik*. 5te, vollst. Neu bearb. Auflage, Berlin, Heidelberg, New York.
- Fuchs, Johann (2002): Erwerbspersonenpotenzial und Stille Reserve – Konzeption und Berechnungsweise. In: Gerhard Kleinhenz (Hrsg.): *IAB-Kompendium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Nürnberg (= Beiträge aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (BeitrAB) 250), S. 79-94.
- Fuchs, Johann (2001): Der Zusammenhang von Stiller Reserve und geringfügiger Beschäftigung. *MittAB* 2/2001, S. 152-164.
- Fuchs, Johann; Walwei Ulrich, Weber Brigitte (2005): Die Stille Reserve gehört ins Bild vom Arbeitsmarkt. IAB-Kurzbericht Nr. 21/14.11.2005.

- Fuchs, Johann, Weber Brigitte (2005): Neuschätzung der Stillen Reserve und des Erwerbsspersonenpotenzials für Westdeutschland (inkl. Berlin-West). IAB-Forschungsbericht Nr. 15/2005.
- Hansen, Lee (1961): The Cyclical Sensitivity of the Labor Supply. In: *American Economic Review*, S. 299-309.
- 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; Spiess, Katharina (2002): Labour Market Attachment of People Outside the Labour Force. In: *Schmollers Jahrbuch* 122, 55-84.
- 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.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1997): Wachstum, Beschäftigung, Währungsunion – Orientierungen für die Zukunft. Jahresgutachten 1997/98, Bundestagsdrucksache 13/9090, 18.11.1997
- Strand, Kenneth; Dernburg, Thomas (1964): Cyclical Variation in Civilian Labor Force Participation. In: *Review of Economics and Statistics*, S. 378-391.
- Thon, Manfred; Bach, Hans-Uwe (1998): Die Schätzung von Potential-Erwerbsquoten, Stiller Reserve und Erwerbsspersonenpotential für die alten Bundesländer 1970 bis 1995. IAB-Werkstattbericht, Nr. 8/4.8.1998.

## Anhang

**Tabelle A1: Arbeitsmarktindikatoren**  
– in Prozent, ausgewählte Jahre

	Arbeitslosenquote	erweiterte Arbeitslosenquote	Arbeitslosenquote der Frauen	Teilzeitarbeitslosenquote, Frauen	Arbeitslosenquote Ausländer	Arbeitslosenquote Jugendlicher	Offene Stellen-Quote
1965	0,70	0,67	0,50				2,96
1970	0,70	0,69	0,80	2,90	0,30	0,30	3,61
1980	3,60	3,81	5,20	9,42	5,00	3,20	1,26
1985	8,90	9,24	10,40	11,95	13,90	8,10	0,43
1990	6,90	6,96	8,40	8,66	10,90	5,00	1,15
1995	8,30	9,15	9,20	8,04	16,20	7,80	0,94
2000	7,80	8,75	8,50	9,53	16,00	5,70	1,55
2002	7,90	8,75	7,80	9,25	17,60	4,40	1,29

Quelle: Fuchs/Weber 2005.

**Tabelle A2: Hochkonjunkturwerte der Arbeitsmarktindikatoren**  
- in Prozent, ausgewählte Jahre

	Arbeitslosenquote	erweiterte Arbeitslosenquote	Arbeitslosenquote der Frauen	Teilzeitarbeitslosenquote, Frauen	Arbeitslosenquote Ausländer	Arbeitslosenquote Jugendlicher	Offene Stellen-Quote
1965	0,70	0,75	0,50	2,30	0,20	0,80	3,00
1970	0,70	0,75	0,80	2,30	0,30	0,30	3,00
1980	1,99	2,22	2,04	3,00	2,50	1,89	2,61
1985	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
1995	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
2002	2,50	2,65	2,50	2,50	3,40	2,50	2,50

Quelle: Fuchs/Weber 2005.

### Erläuterungen zu A1 und A2:

Arbeitslosenquote: amtliche Arbeitslosenquote, bezogen auf zivile Erwerbspersonen (in %)

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

Teilzeitarbeitslosenquote: nur Frauen (in %)

Arbeitslosenquote von Ausländern und von Jugendlichen: analog definiert (in %)

Offene Stellen-Quote: gemeldete Offene Stellen / abhängige Erwerbspersonen (in %)

**Tabelle A3: Stille Reserve aus Simulationen mit verschiedenen Vollbeschäftigungsannahmen**

Jahr	Simulation 80					Simulation 90				
	Deutsche		Ausländer		Gesamt	Deutsche		Ausländer		Gesamt
	Männer	Frauen	Männer	Frauen		Männer	Frauen	Männer	Frauen	
	in 1.000					in 1.000				
1980	258	442	27	35	762	224	419	24	34	701
1985	554	764	79	81	1478	512	739	76	78	1405
1990	404	485	112	100	1101	359	464	107	97	1027
1995	430	451	173	135	1190	388	434	166	131	1119
1996	467	510	197	143	1317	424	493	190	138	1245
1997	502	538	211	160	1411	457	520	203	156	1337
1998	471	542	202	170	1385	426	525	195	165	1310
1999	434	521	185	161	1301	389	504	178	156	1226
2000	380	471	166	151	1168	334	453	159	146	1092
2001	378	414	161	134	1088	332	397	154	130	1012
2002	395	393	174	133	1095	349	376	166	129	1019
Jahr	Simulation 100					Simulation 110				
	Deutsche		Ausländer		Gesamt	Deutsche		Ausländer		Gesamt
	Männer	Frauen	Männer	Frauen		Männer	Frauen	Männer	Frauen	
	in 1.000					in 1.000				
1980	190	396	22	32	640	156	374	19	30	578
1985	470	715	73	76	1332	427	690	69	73	1259
1990	313	444	101	93	952	268	424	96	90	877
1995	346	416	159	127	1048	304	398	152	122	976
1996	381	475	182	134	1172	337	457	175	129	1098
1997	413	502	196	151	1262	367	485	188	147	1187
1998	380	507	187	161	1235	334	489	180	156	1159
1999	343	486	170	152	1151	297	469	162	147	1075
2000	287	436	151	142	1015	240	418	143	137	938
2001	285	380	146	125	936	238	363	138	121	859
2002	302	359	158	124	943	256	342	149	119	866
Jahr	Simulation 120					Basisszenario				
	Deutsche		Ausländer		Gesamt	Deutsche		Ausländer		Gesamt
	Männer	Frauen	Männer	Frauen		Männer	Frauen	Männer	Frauen	
	in 1.000					in 1.000				
1980	121	351	16	28	516	198	396	23	32	649
1985	384	665	66	71	1185	478	715	74	76	1342
1990	221	403	90	86	801	318	444	104	94	959
1995	261	381	144	118	903	348	416	162	127	1053
1996	293	439	167	125	1024	383	475	186	134	1178
1997	322	467	180	142	1112	416	502	200	152	1270
1998	288	472	172	152	1083	384	507	191	161	1243
1999	250	451	154	143	999	347	486	174	152	1160
2000	193	401	135	133	861	292	436	155	142	1024
2001	191	346	129	116	782	290	380	150	125	945
2002	209	325	141	115	789	308	359	162	124	952

**Erläuterung:**

Simulation 80% heißt, Vollbeschäftigung liegt erst bei einer um 20% besseren Arbeitsmarktlage vor  
Simulation 120% heißt, Vollbeschäftigung liegt erst bei einer um 20% schlechteren Arbeitsmarktlage vor  
Simulation Basisszenario bezieht sich auf den IAB-Forschungsbericht 15/2005 (Fuchs/Weber)

Quelle: Eigene Berechnungen

## Recently published

No.	Author(s)	Title	Date
<a href="#">1/2004</a>	Bauer, T. K. Bender, S. Bonin, H.	Dismissal protection and worker flows in small establishments <a href="#">published in: <i>Economica</i></a>	7/04
<a href="#">2/2004</a>	Achatz, J. Gartner, H. Glück, T.	Bonus oder Bias? : Mechanismen geschlechtsspezifischer Entlohnung <a href="#">published in: <i>Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie</i> 57 (2005), S. 466-493 (revised)</a>	7/04
<a href="#">3/2004</a>	Andrews, M. Schank, T. Upward, R.	Practical estimation methods for linked employer-employee data	8/04
<a href="#">4/2004</a>	Brixy, U. Kohaut, S. Schnabel, C.	Do newly founded firms pay lower wages? : first evidence from Germany <a href="#">published in: <i>Small Business Economics</i>, (2007)</a>	9/04
<a href="#">5/2004</a>	Kölling, A. Rässler, S.	Editing and multiply imputing German establishment panel data to estimate stochastic production frontier models <a href="#">published in: <i>Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung</i> 37 (2004), S. 306-318</a>	10/04
<a href="#">6/2004</a>	Stephan, G. Gerlach, K.	Collective contracts, wages and wage dispersion in a multi-level model <a href="#">published as: <i>Wage settlements and wage setting : results from a multi-level model</i>. In: <i>Applied Economics</i>, Vol. 37, No. 20 (2005), S. 2297-2306</a>	10/04
<a href="#">7/2004</a>	Gartner, H. Stephan, G.	How collective contracts and works councils reduce the gender wage gap	12/04
<a href="#">1/2005</a>	Blien, U. Suedekum, J.	Local economic structure and industry development in Germany, 1993-2001	1/05
<a href="#">2/2005</a>	Brixy, U. Kohaut, S. Schnabel, C.	How fast do newly founded firms mature? : empirical analyses on job quality in start-ups <a href="#">published in: <i>Michael Fritsch, Jürgen Schmude (Ed.): Entrepreneurship in the region, New York et al., 2006, S. 95-112</i></a>	1/05
<a href="#">3/2005</a>	Lechner, M. Miquel, R. Wunsch, C.	Long-run effects of public sector sponsored training in West Germany	1/05
<a href="#">4/2005</a>	Hinz, T. Gartner, H.	Lohnunterschiede zwischen Frauen und Männern in Branchen, Berufen und Betrieben <a href="#">published in: <i>Zeitschrift für Soziologie</i> 34 (2005), S. 22-39, as: <i>Geschlechtsspezifische Lohnunterschiede in Branchen, Berufen und Betrieben</i></a>	2/05
<a href="#">5/2005</a>	Gartner, H. Rässler, S.	Analyzing the changing gender wage gap based on multiply imputed right censored wages	2/05
<a href="#">6/2005</a>	Alda, H. Bender, S. Gartner, H.	The linked employer-employee dataset of the IAB (LIAB) <a href="#">published as: <i>The linked employer-employee dataset created from the IAB establishment panel and the process-produced data of the IAB (LIAB)</i>. In: <i>Schmollers Jahrbuch. Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften</i> 125 (2005), S. 327-336 (shortened)</a>	3/05
<a href="#">7/2005</a>	Haas, A. Rothe, T.	Labour market dynamics from a regional perspective : the multi-account system	4/05

<a href="#">8/2005</a>	Caliendo, M. Hujer, R. Thomsen, S. L.	Identifying effect heterogeneity to improve the efficiency of job creation schemes in Germany	4/05
<a href="#">9/2005</a>	Gerlach, K. Stephan, G.	Wage distributions by wage-setting regime <a href="#">published as: Bargaining regimes and wage dispersion. In: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. 226, H. 6 (2006)</a>	4/05
<a href="#">10/2005</a>	Gerlach, K. Stephan, G.	Individual tenure and collective contracts	4/05
<a href="#">11/2005</a>	Blien, U. Hirschenauer, F.	Formula allocation : the regional allocation of budgetary funds for measures of active labour market policy in Germany <a href="#">published in: Economics Bulletin, Vol. 18, no. 7 (2006)</a>	4/05
<a href="#">12/2005</a>	Alda, H. Allaart, P. Bellmann, L.	Churning and institutions : Dutch and German establishments compared with micro-level data	5/05
<a href="#">13/2005</a>	Caliendo, M. Hujer, R. Thomsen, S. L.	Individual employment effects of job creation schemes in Germany with respect to sectoral heterogeneity	5/05
<a href="#">14/2005</a>	Lechner, M. Miquel, R. Wunsch, C.	The curse and blessing of training the unemployed in a changing economy : the case of East Germany after unification	6/05
<a href="#">15/2005</a>	Jensen, U. Rässler, S.	Where have all the data gone? : stochastic production frontiers with multiply imputed German establishment data <a href="#">published in: Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung, Jg. 39, H. 2, 2006, S. 277-295</a>	7/05
<a href="#">16/2005</a>	Schnabel, C. Zagelmeyer, S. Kohaut, S.	Collective bargaining structure and its determinants : an empirical analysis with British and German establishment data <a href="#">published in: European Journal of Industrial Relations, Vol. 12, No. 2, S. 165-188</a>	8/05
<a href="#">17/2005</a>	Koch, S. Stephan, G. Walwei, U.	Workfare: Möglichkeiten und Grenzen <a href="#">published in: Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung 38 (2005), S. 419-440</a>	8/05
<a href="#">18/2005</a>	Alda, H. Bellmann, L. Gartner, H.	Wage structure and labour mobility in the West German private sector 1993-2000	8/05
<a href="#">19/2005</a>	Eichhorst, W. Konle-Seidl, R.	The interaction of labor market regulation and labor market policies in welfare state reform	9/05
<a href="#">20/2005</a>	Gerlach, K. Stephan, G.	Tarifverträge und betriebliche Entlohnungsstrukturen <a href="#">published in: C. Clemens, M. Heinemann &amp; S. Soretz (Hg.): Auf allen Märkten zu Hause, Marburg 2006, S. 123-143</a>	11/05
<a href="#">21/2005</a>	Fitzenberger, B. Speckesser, S.	Employment effects of the provision of specific professional skills and techniques in Germany	11/05
<a href="#">22/2005</a>	Ludsteck, J. Jacobebbinghaus, P.	Strike activity and centralisation in wage setting	12/05
<a href="#">1/2006</a>	Gerlach, K. Levine, D. Stephan, G. Struck, O.	The acceptability of layoffs and pay cuts : comparing North America with Germany	1/06
<a href="#">2/2006</a>	Ludsteck, J.	Employment effects of centralization in wage setting in a median voter model	2/06
<a href="#">3/2006</a>	Gaggermeier, C.	Pension and children : Pareto improvement with heterogeneous preferences	2/06
<a href="#">4/2006</a>	Binder, J. Schwengler, B.	Korrekturverfahren zur Berechnung der Einkommen über der Beitragsbemessungsgrenze	3/06



<a href="#">5/2006</a>	Brixy, U. Grotz, R.	Regional patterns and determinants of new firm formation and survival in western Germany	4/06
<a href="#">6/2006</a>	Blien, U. Sanner, H.	Structural change and regional employment dynamics	4/06
<a href="#">7/2006</a>	Stephan, G. Rässler, S. Schewe, T.	Wirkungsanalyse in der Bundesagentur für Arbeit : Konzeption, Datenbasis und ausgewählte Befunde <a href="#">published as: Das TrEffeR-Projekt der Bundesagentur für Arbeit : die Wirkung von Maßnahmen aktiver Arbeitsmarktpolitik. In: Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung, Jg. 39, H. 3/4 (2006)</a>	4/06
<a href="#">8/2006</a>	Gash, V. Mertens, A. Romeu Gordo, L.	Are fixed-term jobs bad for your health? : a comparison of West-Germany and Spain <a href="#">published in: European Societies, 2007</a>	5/06
<a href="#">9/2006</a>	Romeu Gordo, L.	Compression of morbidity and the labor supply of older people	5/06
<a href="#">10/2006</a>	Jahn, E. J. Wagner, T.	Base period, qualifying period and the equilibrium rate of unemployment	6/06
<a href="#">11/2006</a>	Jensen, U. Gartner, H. Rässler, S.	Measuring overeducation with earnings frontiers and multiply imputed censored income data	6/06
<a href="#">12/2006</a>	Meyer, B. Lutz, C. Schnur, P. Zika, G.	National economic policy simulations with global interdependencies : a sensitivity analysis for Germany <a href="#">published in: Economic systems research, Vol. 19, No. 1 (2007), S. 37-55</a>	7/06
<a href="#">13/2006</a>	Beblo, M. Bender, S. Wolf, E.	The wage effects of entering motherhood : a within-firm matching approach	8/06
<a href="#">14/2006</a>	Niebuhr, A.	Migration and innovation : does cultural diversity matter for regional R&D activity?	8/06
<a href="#">15/2006</a>	Kiesl, H. Rässler, S.	How valid can data fusion be? <a href="#">published in: Journal of Official Statistics, (2006)</a>	8/06
<a href="#">16/2006</a>	Hujer, R. Zeiss, C.	The effects of job creation schemes on the unemployment duration in East Germany	8/06
<a href="#">17/2006</a>	Fitzenberger, B. Osikominu, A. Völter, R.	Get training or wait? : long-run employment effects of training programs for the unemployed in West Germany	9/06
<a href="#">18/2006</a>	Antoni, M. Jahn, E. J.	Do changes in regulation affect employment duration in temporary work agencies?	9/06
<a href="#">19/2006</a>	Fuchs, J. Söhnlein, D.	Effekte alternativer Annahmen auf die prognostizierte Erwerbsbevölkerung	10/06
<a href="#">20/2006</a>	Lechner, M. Wunsch, C.	Active labour market policy in East Germany : waiting for the economy to take off	11/06
<a href="#">21/2006</a>	Kruppe, T.	Die Förderung beruflicher Weiterbildung : eine mikroökonomische Evaluation der Ergänzung durch das ESF-BA-Programm	11/06
<a href="#">22/2006</a>	Feil, M. Klinger, S. Zika, G.	Sozialabgaben und Beschäftigung : Simulationen mit drei makroökonomischen Modellen	11/06
<a href="#">23/2006</a>	Blien, U. Phan, t. H. V.	A pilot study on the Vietnamese labour market and its social and economic context	11/06
<a href="#">24/2006</a>	Lutz, R.	Was spricht eigentlich gegen eine private Arbeitslosenversicherung?	11/06
<a href="#">25/2006</a>	Jirjahn, U. Pfeifer, C. Tsertsvadze, G.	Mikroökonomische Beschäftigungseffekte des Hamburger Modells zur Beschäftigungsförderung	11/06

<a href="#">26/2006</a>	Rudolph, H.	Indikator gesteuerte Verteilung von Eingliederungsmitteln im SGB II : Erfolgs- und Effizienzkriterien als Leistungsanreiz?	12/06
<a href="#">27/2006</a>	Wolff, J.	How does experience and job mobility determine wage gain in a transition and a non-transition economy? : the case of east and west Germany	12/06
<a href="#">28/2006</a>	Blien, U. Kirchhof, K. Ludewig, O.	Agglomeration effects on labour demand	12/06
<a href="#">29/2006</a>	Blien, U. Hirschenauer, F. Phan, t. H. V.	Model-based classification of regional labour markets : for purposes of labour market policy	12/06
<a href="#">30/2006</a>	Krug, G.	Kombilohn und Reziprozität in Beschäftigungsverhältnissen : eine Analyse im Rahmen des Matching-Ansatzes	12/06
<a href="#">1/2007</a>	Moritz, M. Gröger, M.	The German-Czech border region after the fall of the Iron Curtain: Effects on the labour market : an empirical study using the IAB Employment Sample (IABS)	1/07
<a href="#">2/2007</a>	Hampel, K. Kunz, M. Schanne, N. Wapler, R. Weyh, A.	Regional employment forecasts with spatial interdependencies	1/07
<a href="#">3/2007</a>	Eckey, H.- F. Schwengler, B. Türck, M.	Vergleich von deutschen Arbeitsmarktregionen	1/07
<a href="#">4/2007</a>	Kristen, C. Granato, N.	The educational attainment of the second generation in Germany : social origins and ethnic inequality	1/07
<a href="#">5/2007</a>	Jacob, M. Kleinert, C.	Does unemployment help or hinder becoming independent? : the role of employment status for leaving the parental home	1/07
<a href="#">6/2007</a>	Konle-Seidl, R. Eichhorst, W. Grienberger-Zingerle, M.	Activation policies in Germany : from status protection to basic income support	1/07
<a href="#">7/2007</a>	Lechner, M. Wunsch, C.	Are training programs more effective when unemployment is high?	2/07
<a href="#">8/2007</a>	Hohendanner, C.	Verdrängen Ein-Euro-Jobs sozialversicherungspflichtige Beschäftigung in den Betrieben?	2/07
<a href="#">9/2007</a>	Seibert, H.	Frühe Flexibilisierung? : regionale Mobilität nach der Lehrausbildung in Deutschland zwischen 1977 und 2004	2/07
<a href="#">10/2007</a>	Bernhard, S. Kurz, K.	Familie und Arbeitsmarkt : eine Längsschnittstudie zum Einfluss beruflicher Unsicherheiten auf die Familienerweiterung	2/07
<a href="#">11/2007</a>	Drechsler, J. Dundler, A. Bender, S. Rässler, S. Zwick, T.	A new approach for disclosure control in the IAB Establishment Panel : multiple imputation for a better data access	2/07
<a href="#">12/2007</a>	Fuchs, J. Söhnlein, D.	Einflussfaktoren auf das Erwerbspotenzial : Demografie und Erwerbsverhalten in Ost- und Westdeutschland	3/07
<a href="#">13/2007</a>	Hartmann, J. Krug, G.	Verknüpfung von Befragungs- und Prozessdaten : Selektivität durch fehlende Zustimmung der Befragten?	3/07
<a href="#">14/2007</a>	Baltagi, B. H. Blien, U. Wolf, K.	Phillips Curve or wage curve? : evidence from West Germany: 1980-2004	4/07

<a href="#">15/2007</a>	Blien, U. Gartner, H. Stüber, H. Wolf, K.	Expensive and low-price places to live : regional price levels and the agglomeration wage differential in Western Germany	4/07
<a href="#">16/2007</a>	Jaenichen, U. Stephan, G.	The effectiveness of targeted wage subsidies for hard-to- place workers	6/07

Stand: 11.6.2007

## Impressum

**IAB Discussion Paper**  
**No. 17 / 2007**

### 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 Discussion Paper  
unter:

<http://doku.iab.de/discussionpapers/2007/dp1707.pdf>

### IAB im Internet

<http://www.iab.de>

### Rückfragen zum Inhalt an

Johann Fuchs, Tel. 0911/179-5216,  
oder E-Mail: [johann.fuchs@iab.de](mailto:johann.fuchs@iab.de)