

Sonderdruck aus:

# Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Johann Fuchs

Der Zusammenhang von Stiller Reserve  
und geringfügiger Beschäftigung

34. Jg./2001

**2**

## **Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (MittAB)**

Die MittAB verstehen sich als Forum der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. Es werden Arbeiten aus all den Wissenschaftsdisziplinen veröffentlicht, die sich mit den Themen Arbeit, Arbeitsmarkt, Beruf und Qualifikation befassen. Die Veröffentlichungen in dieser Zeitschrift sollen methodisch, theoretisch und insbesondere auch empirisch zum Erkenntnisgewinn sowie zur Beratung von Öffentlichkeit und Politik beitragen. Etwa einmal jährlich erscheint ein „Schwerpunkt-Heft“, bei dem Herausgeber und Redaktion zu einem ausgewählten Themenbereich gezielt Beiträge akquirieren.

### *Hinweise für Autorinnen und Autoren*

Das Manuskript ist in dreifacher Ausfertigung an die federführende Herausgeberin Frau Prof. Jutta Allmendinger, Ph. D. Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 90478 Nürnberg, Regensburger Straße 104 zu senden.

Die Manuskripte können in deutscher oder englischer Sprache eingereicht werden, sie werden durch mindestens zwei Referees begutachtet und dürfen nicht bereits an anderer Stelle veröffentlicht oder zur Veröffentlichung vorgesehen sein.

Autorenhinweise und Angaben zur formalen Gestaltung der Manuskripte können im Internet abgerufen werden unter [http://doku.iab.de/mittab/hinweise\\_mittab.pdf](http://doku.iab.de/mittab/hinweise_mittab.pdf). Im IAB kann ein entsprechendes Merkblatt angefordert werden (Tel.: 09 11/1 79 30 23, Fax: 09 11/1 79 59 99; E-Mail: [ursula.wagner@iab.de](mailto:ursula.wagner@iab.de)).

### **Herausgeber**

Jutta Allmendinger, Ph. D., Direktorin des IAB, Professorin für Soziologie, München (federführende Herausgeberin)  
Dr. Friedrich Buttler, Professor, International Labour Office, Regionaldirektor für Europa und Zentralasien, Genf, ehem. Direktor des IAB  
Dr. Wolfgang Franz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Mannheim  
Dr. Knut Gerlach, Professor für Politische Wirtschaftslehre und Arbeitsökonomie, Hannover  
Florian Gerster, Vorstandsvorsitzender der Bundesanstalt für Arbeit  
Dr. Christof Helberger, Professor für Volkswirtschaftslehre, TU Berlin  
Dr. Reinhard Hujer, Professor für Statistik und Ökonometrie (Empirische Wirtschaftsforschung), Frankfurt/M.  
Dr. Gerhard Kleinhenz, Professor für Volkswirtschaftslehre, Passau  
Bernhard Jagoda, Präsident a.D. der Bundesanstalt für Arbeit  
Dr. Dieter Sadowski, Professor für Betriebswirtschaftslehre, Trier

### **Begründer und frühere Mitherausgeber**

Prof. Dr. Dieter Mertens, Prof. Dr. Dr. h.c. mult. Karl Martin Bolte, Dr. Hans Büttner, Prof. Dr. Dr. Theodor Ellinger, Heinrich Franke, Prof. Dr. Harald Gerfin, Prof. Dr. Hans Kettner, Prof. Dr. Karl-August Schäffer, Dr. h.c. Josef Stingl

### **Redaktion**

Ulrike Kress, Gerd Peters, Ursula Wagner, in: Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit (IAB), 90478 Nürnberg, Regensburger Str. 104, Telefon (09 11) 1 79 30 19, E-Mail: [ulrike.kress@iab.de](mailto:ulrike.kress@iab.de): (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: [gerd.peters@iab.de](mailto:gerd.peters@iab.de): (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: [ursula.wagner@iab.de](mailto:ursula.wagner@iab.de): Telefax (09 11) 1 79 59 99.

### **Rechte**

Nachdruck, auch auszugsweise, nur mit Genehmigung der Redaktion und unter genauer Quellenangabe gestattet. Es ist ohne ausdrückliche Genehmigung des Verlages nicht gestattet, fotografische Vervielfältigungen, Mikrofilme, Mikrofotos u.ä. von den Zeitschriftenheften, von einzelnen Beiträgen oder von Teilen daraus herzustellen.

### **Herstellung**

Satz und Druck: Tümmels Buchdruckerei und Verlag GmbH, Gundelfinger Straße 20, 90451 Nürnberg

### **Verlag**

W. Kohlhammer GmbH, Postanschrift: 70549 Stuttgart; Lieferanschrift: Heßbrühlstraße 69, 70565 Stuttgart; Telefon 07 11/78 63-0; Telefax 07 11/78 63-84 30; E-Mail: [waltraud.metzger@kohlhammer.de](mailto:waltraud.metzger@kohlhammer.de), Postscheckkonto Stuttgart 163 30. Girokonto Städtische Girokasse Stuttgart 2 022 309. ISSN 0340-3254

### **Bezugsbedingungen**

Die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ erscheinen viermal jährlich. Bezugspreis: Jahresabonnement 52,- € inklusive Versandkosten: Einzelheft 14,- € zuzüglich Versandkosten. Für Studenten, Wehr- und Ersatzdienstleistende wird der Preis um 20 % ermäßigt. Bestellungen durch den Buchhandel oder direkt beim Verlag. Abbestellungen sind nur bis 3 Monate vor Jahresende möglich.

### **Zitierweise:**

MittAB = „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ (ab 1970)  
Mitt(IAB) = „Mitteilungen“ (1968 und 1969)  
In den Jahren 1968 und 1969 erschienen die „Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung“ unter dem Titel „Mitteilungen“, herausgegeben vom Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit.

**Internet:** <http://www.iab.de>

# Der Zusammenhang von Stiller Reserve und geringfügiger Beschäftigung

Johann Fuchs\*

Der vorliegende Beitrag untersucht, wie sich die Revision der Erwerbstätigenzahlen in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung - die im Wesentlichen aufgrund einer besseren Erfassung geringfügigen Beschäftigung erfolgte - auf die Schätzung der Stillen Reserve auswirkt. Hierzu wurde das IAB-Konzept sowohl analytisch als auch empirisch geprüft

Die mathematisch-statistische Analyse beweist, dass a priori nicht davon ausgegangen werden kann, die Stille Reserve würde aufgrund der Untererfassung der geringfügigen Beschäftigung falsch geschätzt werden. Vielmehr handelt es sich um eine empirische Frage, die klären muss, ob die Fehlerfassung (Bias) der geringfügigen Beschäftigung im Mikrozensus einem bestimmten Muster folgt. Nur wenn dieser Bias in einer bestimmten Weise konjunkturabhängig ist, würde davon die Schätzung der Stillen Reserve berührt werden.

Im empirischen Teil der Arbeit wurden die Zahlenangaben des Mikrozensus, der die Datenbasis der Schätzung der Stillen Reserve bildet, gleichwertigen Angaben aus dem Sozio-ökonomischen Panel zur geringfügigen Beschäftigung gegenübergestellt. Mittels Regressionsanalyse wurde für die Gesamtzahl der geringfügig Beschäftigten getestet, welchem Muster die Untererfassung beim Mikrozensus folgt. Die Daten deuten tendenziell eher auf eine Überschätzung bei der Stillen Reserve hin. Angesichts einer schwachen Datenbasis unterliegt das Ergebnis aber noch einigen Vorbehalten. Insbesondere bedarf es noch einer Bestätigung, die auf der Basis einer ähnlich tief strukturierten Gliederung der Daten beruht, wie sie der IAB-Schätzung der Stillen Reserve zugrunde liegt.

## Einleitung

- 1 Problemstellung
- 2 Stille Reserve und geringfügige Beschäftigung: Konzeptionelle Aspekte
- 3 Der statistisch-methodische Weg des IAB zur Schätzung der Stillen Reserve
- 4 Auswirkungen eines Messfehlers bei der Erfassung geringfügiger Beschäftigungsverhältnisse auf die Berechnung der Stillen Reserve
- 5 Empirische Hinweise
- 6 Diskussion der Ergebnisse und Konsequenzen für die künftige Forschungsarbeit

## 1 Problemstellung

Der Arbeitskreis Erwerbstätigenrechnung der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder hat im August 2000 die Ergebnisse der Erwerbstätigenrechnung zum zweiten Mal nach 1999 nach oben revidiert. In den vergangenen beiden Jahren hat die amtliche Statistik zusammen fast vier Millionen (geringfügig) Beschäftigte „entdeckt“. Grundlage dieser Revisionen war die Anpassung des Rechenwerks des Statistischen Bundesamtes (StBA) an die Erfordernisse des Europäischen Systems Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen (ESVG). Die Anhebung der Erwerbstätigenzahl beruht im Wesentlichen auf einer gegenüber den bisherigen Schätzungen deutlich höheren Anzahl geringfügig Beschäftigter. Statistische Grundlage bilden die Angaben aus einer neuen Statistik der Bundesanstalt für Arbeit über geringfügig Beschäftigte, die in die VGR integriert wurden.

\* Dr. Johann Fuchs ist Wiss. Mitarbeiter im IAB. Der Autor dankt einer/einem anonymen Gutachter(in) sowie einigen Kolleginnen und Kollegen für die hilfreichen Anmerkungen. Der Beitrag liegt in der alleinigen Verantwortung des Autors.

Insbesondere nach der letzten Revision erreichten das IAB Anfragen, wie sich die höheren Zahlen für die geringfügig Beschäftigten in der VGR auf die Stille Reserve auswirken. Erwartet wird anscheinend, dass die Stille Reserve zugunsten der geringfügigen Beschäftigung abnehmen müsste. Überraschend ist diese Sicht nicht. Immerhin ergab die zweite Revision eine um 1,8 Mio. höhere (geringfügige) Beschäftigung für das Jahr 1999 – für dasselbe Jahr schätzt das IAB eine Stille Reserve von rund 2,2 Mio. Personen. Die Untererfassung der geringfügigen Beschäftigung liegt damit nahe bei dem Wert, den das IAB für die Stille Reserve schätzt. Die Vermutung, dass geringfügig Beschäftigte bislang häufig zur Stillen Reserve gezählt wurden, wird wohl auch dadurch getragen, dass man für beide Phänomene eine ähnliche personelle Zusammensetzung nach sozioökonomischen Merkmalen annimmt.

Der vorliegende Beitrag geht der Frage nach, ob und in welchem Umfang die Stille Reserve von der Revision der Erwerbstätigenzahlen betroffen sein könnte. Die Analyse beleuchtet zunächst die konzeptionelle Seite: Aus welchen Personengruppen setzt sich die Stille Reserve zusammen und wie bildet sich die Stille Reserve? Auf diesen Einstieg folgt eine Darstellung, wie das IAB die Stille Reserve für Westdeutschland schätzt. Dies bildet die Basis für eine mathematisch-statistische Herleitung, die aufzeigt, unter welchen theoretischen Bedingungen die Stille Reserve von der Erfassung der geringfügigen Beschäftigung berührt wird. Der darauf folgende empirische Teil enthält die verschiedenen Berechnungen auf der Basis der vorher aufgestellten theoretischen Modelle. In der Schlussfolgerung wird auf die Auswirkungen für Stille Reserve und Erwerbspersonenpotenzial eingegangen.

## 2 Stille Reserve und geringfügige Beschäftigung: Konzeptionelle Aspekte

Als Ausgangspunkt der Argumentation werden im Weiteren einige konzeptionelle Aspekte der beiden Phänomene Stille Reserve und geringfügige Beschäftigung kurz dargestellt.

Die Stille Reserve wird als Teil des Arbeitskräfteangebots aufgefasst. Das Arbeitskräfteangebot kann - zumindest gedanklich - wie in der folgenden Übersicht zerlegt werden.

<b>Das Angebot an Arbeitskräften</b>	
<b>Erwerbstätige</b>	
+	<b>Erwerbslose</b>
=	<b>Erwerbspersonen</b>
+	<b>Stille Reserve</b>
	entmutigte Personen (discouraged persons), die bei ungünstiger Arbeitsmarktlage die Arbeitssuche aufgeben, aber bei guter Arbeitsmarktlage Arbeitsplätze nachfragen
+	Personen in kurzfristigen „Warteschleifen“ des Bildungs- und Ausbildungssystems oder in Vollzeit-, Fortbildungs- und Umschulungsmaßnahmen der BA
+	Personen, die jeweils aus Arbeitsmarktgründen vorzeitig aus dem Erwerbsleben ausgeschieden sind oder auf einen Eintritt gänzlich verzichtet haben. Bei nachrückenden Jahrgängen wäre aber bei guter Arbeitsmarktlage wieder mit höherer Erwerbsbeteiligung zu rechnen.
./.	Zusatzarbeiter <sup>1</sup>
=	<b>konjunkturelles Erwerbspersonenpotenzial = IAB-Konzept</b>
+	<b>Personen, die unter anderen Rahmenbedingungen erwerbsbereit sind</b>
=	<b>latentes Potenzial an Arbeitskräften</b>
+	<b>sonstige Nichterwerbspersonen</b>
=	<b>totales Arbeitskräftepotenzial (Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter)</b>

Die Erwerbstätigen und die Erwerbslosen<sup>2</sup> werden statistisch erfasst und ergeben zusammen die Erwerbspersonen.

Die Stille Reserve wird in offiziellen Statistiken dagegen nicht erfasst. Sie muss geschätzt werden. Für die Schätzung ist es sinnvoll, sich über die Personenkreise Gedanken zu machen, aus denen sich eine Stille Reserve rekrutieren kann.

Zur Stillen Reserve zählen zum einen die sogenannten entmutigten Arbeitskräfte. Diese haben die (aktive) Arbeitssuche aufgegeben, weil sie für sich am Arbeitsmarkt keine Chancen sehen. Ein Beispiel dafür sind Frauen, die ihre Familienpause verlängern und damit auf einen Wiedereintritt in den Arbeitsmarkt vorübergehend verzichten.<sup>3</sup> Auch an Schüler und Studenten in Warteschleifen im Bildungssystem ist zu denken. Bei schlechter Arbeitsmarktlage könnte so mancher Schüler/Student versuchen, seinen Abschluss hinaus zu zögern. Ein ähnlich gelagertes Beispiel ist die Teilnahme an von den Arbeitsämtern geförderten Maßnahmen zur Fortbildung und Umschulung (FuU), weil diese Teilnehmer dem Arbeitsmarkt zur Verfügung stehen müssen und zugleich weder erwerbstätig noch arbeitslos sind.

In der jüngsten Vergangenheit verließen viele Beschäftigte den Arbeitsmarkt über das Ventil „Vorruhestand“. Im Rezessionsjahr 1993 befanden sich alles in allem fast eine Million Menschen im „Vorruhestand“ (Autorengemeinschaft 2001). Sicherlich geschah dies häufig freiwillig, ja 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. Der Vorruhestand trägt deshalb zur Bildung von Stiller Reserve bei (vgl. Brinkmann u.a. 1987: 388 ff.).

In der Übersicht ist – gewissermaßen als Zwischensumme – der Begriff des „konjunkturellen Erwerbspersonenpotenzials“ genannt. Das Attribut „konjunkturell“ weist auf die Abhängigkeit der drei Komponenten Erwerbstätigkeit, Arbeitslosigkeit und Stille Reserve von der Arbeitsmarktkonjunktur hin. Weil sich deren konjunkturelle Schwankungen weitgehend gegenseitig kompensieren, ist das vom IAB ausgewiesene Erwerbspersonenpotenzial selbst von Konjunkturschwankungen bereinigt.

Unter veränderten Rahmenbedingungen ist ein Arbeitsmarkt denkbar, bei dem es für weitere, bislang dem Arbeitsmarkt fernstehende Personen vorteilhaft ist, vielleicht überhaupt erst möglich oder auch notwendig wird, zu arbeiten. Ein Beispiel für diese Rahmenbedingungen ist die erst jüngst wieder erteilte Arbeitserlaubnis für Asylbewerber, die schlagartig das Erwerbspersonenpotenzial erhöht. Ähnliche Folgen für das Erwerbspersonenpotenzial kann es haben, wenn das Angebot an Teilzeitarbeitsplätzen sprunghaft steigt, beispielsweise durch einen Rechtsanspruch auf Teilzeit. Solche Änderungen im Datenkranz deckt das Konzept des konjunkturellen Potenzials nicht ab. Hierzu bedarf es der Vorstellung eines „latenten Potenzials an Arbeitskräften“, welches sich gegen das konjunkturelle in der Weise abgrenzt, dass es nur unter deutlich anderen Arbeitsmarktbedingungen erreichbar ist (vgl. Thon 1986: 18).<sup>4</sup> (In einer noch weiteren Fassung könnte man die gesamte Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter als totales Arbeitskräfteangebot bezeichnen.)

Zusammengefasst lässt sich das Erwerbspersonenpotenzial als Arbeitskräfteangebot unter Hochkonjunkturbedingungen bei gegebenen Rahmenbedingungen bezeichnen (Thon 1986: 19). Die Stille Reserve ist Teil des Erwerbspersonenpotenzials. Inwieweit jemand der Stillen Reserve zugerechnet werden kann oder nicht, hängt davon ab, ob das Ausscheiden aus

<sup>1</sup> Die sogenannten „Zusatzarbeiter“ (added workers) fragen nur bei ungünstiger Arbeitsmarktlage Arbeit nach, beispielsweise, wenn ein Familienangehöriger arbeitslos wurde.

<sup>2</sup> Grundsätzlich wäre es möglich, bei der Zusammensetzung des Arbeitsangebotes nicht von den Erwerbslosen, sondern von den bei den Arbeitsämtern registrierten Arbeitslosen auszugehen. Immerhin wurden in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) früher die registrierten Arbeitslosen für die Berechnung der Erwerbspersonen herangezogen. Inzwischen zählt die VGR anstelle der Arbeitslosen die Erwerbslosen nach dem ILO-Konzept zu den Erwerbspersonen. Arbeitslosigkeit und Erwerbslosigkeit sind allerdings teilweise unterschiedlich abgegrenzte Konzepte. Zudem gibt es kleinere definitorische Abweichungen zwischen den Erwerbslosen des Mikrozensus und den – im übrigen ebenfalls mit dem MZ erfassten – Erwerbslosen nach dem „labour force“-Konzept, die in die VGR eingehen. Auch ist zu beachten, dass registrierte Arbeitslose gleichzeitig einer (geringfügigen) Erwerbstätigkeit nachgehen dürfen. Bei Erwerbslosen ist dies ausgeschlossen. Auf diese und andere konzeptionelle Aspekte wird hier nicht näher eingegangen, da sie für das Prinzip des vom IAB gewählten Schätzansatzes von untergeordneter Bedeutung sind.

<sup>3</sup> Dabei ist zu beachten, dass der Erziehungsurlaub nach dem labour force-Konzept statistisch als Erwerbstätigkeit zählt.

<sup>4</sup> Aus Sicht des Autors sollte das „latente Arbeitskräftepotenzial“ als gedankliche Hilfskonstruktion betrachtet werden. Mit diesem Begriff ist es leichter, das Nichterwerbspersonenpotenzial nach seiner Arbeitsmarktnähe bzw. -mobilisierbarkeit zu unterscheiden. Empirisch dürfte es kaum messbar sein.

dem Erwerbsleben bzw. der Verzicht auf einen Eintritt in das- selbe durch die Arbeitsmarktlage induziert ist (Brinkmann et al. 1987: 389).<sup>5</sup>

Geringfügig Beschäftigte sind erwerbstätig und somit eben- falls Teil des Erwerbspersonenpotenzials. Sie können ihre Er- werbstätigkeit entweder in Nebentätigkeit oder in Form aus- schließlichlicher (Haupt-)Beschäftigung ausüben. Hier ist nur die Gruppe derjenigen von Bedeutung, die ausschließlich ge- ringfügig beschäftigt sind.<sup>6</sup> Die vorliegenden Statistiken dazu besagen, dass die Zahl der ausschließlich geringfügig Be- schäftigten die der in Nebenerwerbstätigkeit bei weitem über- steigt (vgl. Rudolph 1998). Wenn im Weiteren von „gering- fügig Beschäftigten“ gesprochen wird, sind immer „aus- schließlich geringfügig Beschäftigte“ gemeint.

Grundsätzlich müssten die geringfügig Beschäftigten also als Erwerbstätige gezählt werden. Trotzdem dürften in der Ver- gangenheit der Statistik viele gefehlt haben. Dies belegen je- denfalls Untersuchungen für den Mikrozensus (MZ) (Ru- dolph 1998: 11f.; Schupp u.a. 1999), wobei hier von Bedeu- tung ist, dass der MZ auch die Datenbasis für die Schätzung der Stillen Reserve ist.

Die Nichterfassung von geringfügig Beschäftigten im Mi- krozensus kann unterschiedliche Ursachen haben. Zu denken ist dabei insbesondere an Auswahlfehler und an Mängel des Erhebungsinstruments.<sup>7</sup>

• Der MZ wird einmal jährlich als 1 %-Haushaltsstichprobe erhoben. Damit stößt die Datenerhebung im Rahmen des MZ bei ungewöhnlichen oder seltenen Ereignissen auf Schwierigkeiten, die Gesamtheit repräsentativ abzubilden. Mit dem MZ kann man nur Beschäftigungsverhältnisse in der Be- richtswoche (Ende April) berücksichtigen. Gerade bei ge- ringfügigen Beschäftigungsverhältnissen handelt es sich – auch nach Einschätzung des Statistischen Bundesamtes (1997) – oft um nur gelegentlich ausgeübte Tätigkeiten. Lö- sen lässt sich dieses Problem nur durch eine auch in zeitlicher Hinsicht repräsentative Stichprobe. Allgemein wird davon ausgegangen, dass die Berichtswoche, auf die beim MZ die Fragen bezogen werden, eine repräsentative Woche ist. Inso- fern würde der MZ den Durchschnitt – nicht unbedingt die Struktur – richtig abbilden. Ob dies auch für die geringfügi-

ge Beschäftigung gilt, ist nicht geklärt. Einen Anhaltspunkt gewinnt man aus den Erfahrungen mit der Befragung der ISG Sozialforschung und Gesellschaftspolitik GmbH (ISG). Die ISG-Befragung schneidet nach (mündlichen) Aussagen sei- tens ISG hinsichtlich ihrer Repräsentativität gut ab. Die Be- richtswoche des MZ fällt in denselben Zeitraum wie die ISG- Befragung, so dass er möglicherweise hinsichtlich seiner zeit- lichen Struktur durchaus repräsentativ sein könnte. Insofern sollte man die Annahme nicht ausschließen, die Erhebung der geringfügigen Beschäftigung im MZ könnte - bezogen auf die Jahreszeit – repräsentativ sein. Trotzdem darf diese Fehler- quelle gerade im Hinblick auf die geringfügige Beschäftigung nicht unterschätzt werden.

• Das Erhebungsinstrument (Fragebogen) kann für die Erfas- sung ungeeignet sein. Mit seinen Fragen zur Erwerbsbeteili- gung dürfte beispielsweise der Mikrozensus bei weitem nicht alle Facetten der geringfügigen Beschäftigung abdecken kön- nen (mehr dazu z.B. bei Rudolph 1998: 11f.; Schupp u.a. 1999).

Nach den vorliegenden Statistiken dürfte die geringfügige Be- schäftigung unter sozio-ökonomischen Gesichtspunkten äh- nlich strukturiert sein wie die Stille Reserve. Vor allem (haus- haltsführende) Frauen, Rentner und Rentnerinnen, Schüler und Schülerinnen sowie Studenten und Studentinnen sind es, die eine geringfügige Beschäftigung als ausschließliche Tätigkeit ausüben (vgl. z. B. ISG/Kienbaum 1999, Weinkopf 1997: 14). Grundsätzlich könnte also die Untererfassung ge- ringfügig Beschäftigter für den Umfang der Stillen Reserve von Belang sein.

Das IAB teilt die gesamte Stille Reserve in zwei Teile auf und weist eine Stille Reserve in arbeitsmarktpolitischen Maßnah- men und eine Stille Reserve im engeren Sinne aus. Zur Stil- len Reserve in Maßnahmen zählen der Vorruhestand, von den Arbeitsämtern geförderte Weiterbildungsmaßnahmen u.a.<sup>8</sup> Die Angaben dazu nimmt das IAB aus den amtlichen Zäh- lungen.

Angenommen, einige Personen im Vorruhestand arbeiten ein paar Stunden in der Woche; sie sind also neben ihrem Haupt- status „Vorruheständler“ zugleich geringfügig beschäftigt. Es ist denkbar, dass ihre geringfügige Tätigkeit in der Statistik nicht erkannt wird und sie ausschließlich als „Vorruheständ- ler“ eingestuft werden. Die Stille Reserve in arbeitsmarktpo- litischen Maßnahmen wäre dann zu Lasten der geringfügigen Beschäftigung überhöht. Zum Ausgleich müsste man gewis- sermaßen eine Umbuchung von einem fiktiven Arbeits- marktkonto „Stille Reserve in Maßnahmen“ zum Konto „ge- ringfügig Beschäftigte“ vornehmen, wodurch auch die ge- samte Stille Reserve sinken würde.

Diese mehr oder weniger buchhalterische Betrachtungsweise hat zwar ihren Charme, ist aber – soweit es die alten Bundes- länder betrifft – für die Schätzung der Stillen Reserve ohne Bedeutung.

Das IAB berechnet nämlich die gesamte westdeutsche Stille Reserve nicht additiv aus den beiden erwähnten Teilen. Viel- mehr wird zuerst die gesamte Stille Reserve geschätzt. Davon wird dann die Zahl der Personen in arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen wie Vorruhestand als Stille Reserve in Maßnah- men abgezogen. Als Rest bleibt die Stille Reserve im engeren Sinne.<sup>9</sup>

Stille Reserve im engeren Sinne = Stille Reserve insgesamt – Stille Reserve in Maßnahmen		
(Restgröße)	(IAB-Schätzung)	(Zählung)

<sup>5</sup> Erwähnt werden sollte der Fall, wenn Beschäftigte weniger arbeiten als sie eigentlich möchten (z. B. unfreiwillige Teilzeitarbeit). Diese Form der Un- terbeschäftigung wird weder mit der Kategorie Arbeitslosigkeit noch mit der Stillen Reserve erfasst.

<sup>6</sup> Die in der Einleitung erwähnte Revision der VGR um 1,8 Mio. Personen be- zieht sich selbstverständlich auf ausschließlich geringfügig Beschäftigte. Es ist im übrigen durchaus möglich, dass geringfügig Beschäftigte bei den Ar- beitsämtern arbeitslos gemeldet sind. Die im MZ erfassten Erwerbslosen sollten dagegen – bei einer richtigen Erfassung - keiner geringfügigen Tätig- keit nachgehen. Sofern eine statistisch als erwerbslos ausgewiesene Person doch geringfügig beschäftigt ist, beeinträchtigt dies im übrigen die Erwerbs- quoten des MZ nicht, da es im MZ zu keiner Doppelzählung kommen kann.

<sup>7</sup> Es gibt eine Vielzahl von Fehlerquellen, welche die Genauigkeit der Daten berühren. Weitere Beispiele neben den im Text genannten beziehen sich vor allem auf die Mitwirkung (Teilnahmeverweigerung oder Nichtbeantwortung einzelner Fragen), die Erreichbarkeit bei Befragungen, die Auskunftsfähig- keit der Befragten, die Erhebungssituation, usw. Bei heiklen Themen ist zu- dem durchaus auch mit wissentlicher Falschbeantwortung zu rechnen. Dies könnte bei geringfügigen Tätigkeiten oft der Fall sein, wenn man z. B. an „Schwarzarbeit“ denkt.

<sup>8</sup> Zum Vorruhestand werden hier gerechnet: Bezieher von Altersübergangsgeld oder Vorruhestandsgeld (Ost) sowie Leistungsempfänger nach § 428 SGB III (58jährige und ältere Leistungsempfänger, die der Arbeitsvermittlung nicht mehr zur Verfügung stehen). Bei den Weiterbildungsmaßnahmen han- delt es sich um Vollzeit-Maßnahmen zur Förderung der beruflichen Weiter- bildung. Weiter sind als Teil der Stillen Reserve in Maßnahmen sind zu nen- nen: Deutschlehrgänge, Rehabilitanden in berufsfördernden Maßnahmen mit dem Ziel der Wiedereingliederung sowie in Maßnahmen der beruflichen Weiterbildung, Leistungsempfänger nach § 125 SGB II (sog. Nahtlosig- keitsleistungen) und § 126 SGB III (Leistungsfortzahlung im Krankheitsfall) (siehe Autorensgemeinschaft 2001, S. 18).

Eine Umbuchung würde deshalb an der gesamten Stillen Reserve nichts ändern. Lediglich die Stille Reserve in Maßnahmen wäre kleiner, doch deren Wert soll vor allem einen Anhaltspunkt dafür geben, wie bedeutsam arbeitsmarktpolitische Maßnahmen im Zusammenhang mit der Stillen Reserve sind.

Eine Untererfassung der geringfügigen Beschäftigung kann im Übrigen auch zu einer Überschätzung der Zahl der Erwerbslosen führen. Analysen des Statistischen Bundesamtes zufolge wurden beispielsweise im Jahr 1989 etwa 75.000 Erwerbslose zuviel gezählt – Arbeitnehmer, die tatsächlich einer geringfügigen Beschäftigung nachgingen (Heidenreich 1991).

Inwieweit die gesamte Stille Reserve in der Vergangenheit überschätzt (oder auch unterschätzt) wurde, kann also nicht aus einer Kontensystematik abgeleitet werden.<sup>10</sup> Es muss das Verfahren des IAB zur Schätzung der Stillen Reserve geprüft werden. Dieses Verfahren beruht aber eben nicht auf einer Art Addition von Arbeitsmarktkonten, sondern es verwendet die Erwerbsquoten des Mikrozensus, um zu einer regressionsanalytisch fundierten Schätzung der Stillen Reserve zu gelangen.

### 3 Der statistisch-methodische Weg des IAB zur Schätzung der Stillen Reserve

#### Die Idee des Vorgehens

Die Schätzung der Stillen Reserve ist Teil der Erwerbspersonenpotenzialrechnung des IAB. Das Erwerbspersonenpotenzial setzt sich – wie erwähnt – aus den Komponenten Erwerbstätige, Erwerbslose und Stille Reserve zusammen. Anders als die Erwerbstätigenzahl und die Erwerbslosenzahl muss der Umfang der Stillen Reserve vom IAB geschätzt werden.

Der IAB-Ansatz stützt sich dabei auf die Definition des Erwerbspersonenpotenzials als Arbeitskräfteangebot unter Hochkonjunkturbedingungen. Außerdem macht sich der Ansatz des IAB die Erkenntnis zu eigen, dass die (mit dem Mikrozensus) statistisch gemessenen Erwerbsquoten<sup>11</sup> konjunkturabhängig sind.

Im Konjunkturabschwung „verschwindet“ gewissermaßen ein Teil derjenigen, die ihren Arbeitsplatz verlieren, aus den Statistiken. Sie sind nicht mehr erwerbstätig, tauchen jedoch auch nicht in der Arbeitslosenstatistik auf. Umgekehrt wird im Konjunkturaufschwung ein Teil der neuen Arbeitsplätze von Personen eingenommen, die vorher nicht arbeitslos waren. Jetzt werden Arbeitsplätze von Personen aus der Stillen Reserve besetzt.

Aufgrund dieses Phänomens schwankt die statistisch gemessene Erwerbsquote im Konjunkturverlauf und macht sie einer regressionsanalytischen Methodik zugänglich.

<sup>9</sup> Das Verfahren zur Schätzung der Stillen Reserve in Ostdeutschland weicht von dem für Westdeutschland völlig ab. Da aber die geringfügige Beschäftigung in den neuen Ländern – relativ betrachtet – nicht dieselbe Bedeutung hat wie in den alten Ländern wird auf eine gesonderte Darstellung und Diskussion der Erfassungsproblematik für die neuen Länder verzichtet.

<sup>10</sup> Zudem übersieht eine Argumentation, die innerhalb der Kontensystematik bleibt, dass eine Fehlerfassung der geringfügigen Beschäftigung auch zu Gunsten des „Nichterwerbspersonenpotenzials“ möglich ist. Dabei spielt es keine Rolle, ob man der gedanklichen Unterteilung des „Nichterwerbspersonenpotenzials“ in latentes Potenzial etc. folgt oder nicht. Der Erfassungsfehler beruht auch nicht unbedingt auf anderen Rahmenbedingungen, wie es vielleicht der Hinweis auf das latente Potenzial nahe legt. Eine Fehlklassifikation kann davon unabhängig erfolgen.

<sup>11</sup> Erwerbsquoten beziehen Erwerbspersonen auf die Bevölkerung, eventuell differenziert nach Merkmalen wie Alter, Geschlecht u.a.

### Das regressionsanalytische Schätzverfahren

Das Erwerbspersonenpotenzial (EPP) lässt sich in die Komponenten Bevölkerung und Erwerbsbeteiligung zerlegen, wobei wir nach Alter, Geschlecht, Familienstand und Nationalität differenzieren.

$$(1) \text{ EPP}_{\text{ngfx};t} = \sum \sum \sum \sum e^p_{\text{ngfx};t} * B_{\text{ngfx};t}$$

Erwerbspersonenpotenzial = Potenzialerwerbsquote \* Bevölkerung

$\text{ngfx};t$  ist die Schreibweise für die Differenzierung nach Nationalität  $n$ , Geschlecht  $g$ , Familienstand  $f$  und Alter  $x$ , gemessen für das Jahr  $t$ .

Die Potenzialerwerbsquote  $e^p_{\text{ngfx};t}$  misst die potenzielle Erwerbsbeteiligung und ist definiert als Erwerbspersonenpotenzial dividiert durch Bevölkerung.

Die Bevölkerung ist gegeben. Zu ermitteln sind nur die Potenzialerwerbsquoten  $e^p_{\text{ngfx};t}$ . Deren Schätzung wird im Weiteren beschrieben, wobei hier *nur das relevante Grundgerüst in mathematisch-statistischer Form* dargestellt wird (inhaltlich ausführlicher Thon 1986 und zuletzt Thon/Bach 1998).

Im ersten Schritt werden die effektiven, statistisch gemessenen Erwerbsquoten regressionsanalytisch in ihrer Abhängigkeit von bestimmten Einflussfaktoren erklärt. Datenbasis dafür ist der Mikrozensus.

Die Erwerbsquote  $e_{\text{ngfx};t}$  sei von der Variablen  $Z$  und dem Arbeitsmarktindikator  $K$  abhängig.

$$(2) e_{\text{ngfx};t} = \alpha_0 + \alpha_1 Z_{1t} + \gamma K_t + \varepsilon_t$$

$e_{\text{ngfx};t}$  (= Erwerbspersonen  $_{\text{ngfx};t}$  / Bevölkerung  $_{\text{ngfx};t}$ ) ist die im Jahr  $t$  tatsächlich gemessene Erwerbsquote der mit  $\text{ngfx}$  indizierte Subgruppe.

$Z_{1t}$  ist ein „normaler“ Regressor, bspw. die Teilzeitquote, oder die Variable Zeit als Regressor.

$K_t$  ist der Indikator für die Arbeitsmarktkonjunktur, z. B. die Arbeitslosenquote oder die Relation „Offene Stellen zu abhängige Erwerbspersonen“.

$\alpha_0, \alpha_1, \gamma$  sind die wahren, aber unbekanntenen Regressionsparameter  $\varepsilon_t$  ist das Residuum.

Auf der rechten Seite der Gleichung wurde die erforderliche Indizierung um die Subgruppe weggelassen.

Die dazu gehörige Regressionsschätzung liefert folgende Gleichung. (Die Indizierung für die Subgruppe  $\text{ngfx}$  wird im Weiteren unterdrückt.)

$$(3) \hat{e}_t = a_0 + a_1 Z_{1t} + c K_t$$

$\hat{e}_t$  ist die geschätzte effektive Erwerbsquote. (Das Dächchen  $\hat{\phantom{x}}$  kennzeichne eine Schätzung.)

$a_0, a_1$  und  $c$  sind geschätzte Regressionsparameter.

Die Regressionsgleichung (3) erklärt die Höhe der Erwerbsquote einer Subpopulation, z.B. der verheirateten deutschen Frauen im Alter zwischen 40 und 44 Jahren, in Abhängigkeit von bestimmten Variablen.

Entsprechend der erwähnten soziodemografischen Merkmale Alter, Geschlecht etc. werden für 65 Subpopulationen Regressionsgleichungen geschätzt (Westdeutschland). In jede Regressionsgleichung geht ein Arbeitsmarktindikator ein, der die konjunkturellen Schwankungen der effektiven Erwerbsquote abbildet. 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 anderer-

seits 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.

*Beispiele für zu erwartende Wirkungsrichtungen von ausgewählten Indikatoren:*

- Je höher die Arbeitslosenquote ist, um so niedriger sollte annahmegemäß die Erwerbsquote  $e$  sein; also sinkt mit höheren Werten von  $K$  der Wert von  $e$ . 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 (z.B. in Bezug auf die Zahl der abhängigen Erwerbspersonen) ist, um so höher sollte annahmegemäß die Erwerbsquote  $e$  sein; also steigt mit höheren Werten von  $K$  der Wert von  $e$ . 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 (3) zu Potenzialerwerbsquoten fehlt noch der folgende Schritt. 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 (3) äußert. Im Falle einer Hochkonjunktur nähme der Arbeitsmarktkonjunkturindikator einen Wert an, den man als Hochkonjunktur- oder 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  $K^*$  der Wert, den der Arbeitsmarktkonjunkturindikator  $K$  bei Hochkonjunktur am Arbeitsmarkt annimmt. Ersetzt man in Gleichung (3) den in einem Jahr  $t$  tatsächlich gemessenen Wert  $K_t$  durch den Hochkonjunkturwert  $K^*$ , dann ergibt das die Potenzialerwerbsquote  $\hat{e}_t^p$ . (Das hochgestellte  $P$  kennzeichne potentielle Größen). In gewisser Weise wird damit eine Vollbeschäftigungssituation simuliert.

$$(4) \quad \hat{e}_t^p = a_0 + a_1 Z_{1t} + c K^*$$

Die Potenzialerwerbsquote  $\hat{e}_t^p$  aus Gleichung (4) bildet die Basis für die Prognose des Arbeitskräfteangebots und sie geht insbesondere auch in die Schätzung der Stillen Reserve ein.

#### Berechnung der Stillen Reserve

Aus den Gleichungen (3) und (4) kann eine sogenannte Stille Reserve-Quote, der Anteil der Stillen Reserve an der Bevölkerung, und damit letztlich auch die Stille Reserve unmittelbar abgeleitet werden. Die nach Subpopulationen differenzierte Stille Reserve-Quote  $r$  ergibt sich aus der Differenz von Potenzialerwerbsquote (4) und geschätzter effektiver Erwerbsquote (3):

$$(5) \quad r_t = \hat{e}_t^p - \hat{e}_t$$

Die Stille Reserve-Quote ist nichts anderes als die Differenz aus der Erwerbsbeteiligung bei Vollbeschäftigung und dem Schätzwert für die statistisch gemessene Erwerbsbeteiligung.

Unter Zuhilfenahme von (3) und (4) kann die Gleichung (5) gekürzt werden. Das führt zu einer besonders einfachen Dar-

stellung der Stille Reserve-Quote. Man sieht an Gleichung (6), dass die Stille Reserve-Quote rechnerisch gleich dem mit dem Regressionsparameter  $c$  gewichteten Unterschied zwischen tatsächlichem Arbeitsmarktindikator und seinem Hochkonjunkturwert ist.

$$(6) \quad r_t = c (K^* - K_t)$$

Gleichung (6) ist zentral für das Verständnis, wie sich die Stille Reserve bildet. Der Umfang der Stillen Reserve hängt von der Anspannung am Arbeitsmarkt (Differenz zwischen Vollbeschäftigungswert und tatsächlichem Wert) und vom Parameter  $c$  ab. Der Regressionsparameter  $c$  beschreibt das Verhalten der Bevölkerung in Hinblick auf diese Anspannung.

Bei Kenntnis der Bevölkerung wird aus der Stille Reserve-Quote durch Multiplikation und Summation über alle Teilpopulationen die gesamte Stille Reserve  $R$  errechnet:

$$(7) \quad R = \sum \sum \sum \sum r_{ngfx,t} B_{ngfx,t}$$

#### 4 Auswirkungen eines Messfehlers bei der Erfassung geringfügiger Beschäftigungsverhältnisse auf die Berechnung der Stillen Reserve

Das mathematisch-statistische Konzept, mit dem das IAB die Stille Reserve schätzt, erlaubt es anhand von Gleichung (6) eine testbare Form zu entwickeln, mit der die Konsequenzen der Datenrevision bei den Erwerbstätigenzahlen für die Stille Reserve-Rechnung des IAB getestet werden können.

Die Analyse geschieht unter folgender Prämisse: Die in der VGR angegebene Zahl der Erwerbstätigen stimmt. Folgerichtig muss die Erwerbstätigenzahl des Mikrozensus falsch sein. Letztlich heißt das auch, dass die Erwerbsquoten des Mikrozensus fehlerbehaftet sind.<sup>12</sup> Es soll hier unterstellt werden, dass dieser Fehler Folge einer falschen Erfassung der geringfügigen Beschäftigung ist.

#### Bias und wahre Mikrozensus-Erwerbsquote

Wenn der Mikrozensus falsche Erwerbsquoten ausweist, dann sind MZ-Quoten mit einem Messfehler (Bias) behaftet. Man kann davon ausgehen, dass ein Teil fehlt. Zu den MZ-Quoten müsste noch so etwas wie eine „Geringfügigen-Quote“ hinzu kommen.

Die wahre Erwerbsquote im Jahr  $t$  sei  $(e_t + b_t)$  und würde wie folgt berechnet:<sup>13</sup>

$$(e_t + b_t) = (\text{MZ-Erwerbstätige} + \text{MZ-Erwerbslose} + \text{geringfügig Beschäftigte}) / \text{Bevölkerung}$$

$b_t$  ist der „Anteil nicht erfasster ausschließlich geringfügig Beschäftigter an der Bevölkerung“ in einem Jahr  $t$  und wird im weiteren als Bias der Erwerbsquoten aus dem Mikrozensus interpretiert.

Wenn die richtigen Erwerbsquoten vorliegen würden (der MZ die Erwerbstätigkeit also richtig erfassen würde), dann bekämen wir mit dem IAB-Ansatz folgendes Schätzergebnis.

<sup>12</sup> Hierbei wird der Einfachheit halber unterstellt, die Erwerbslosenzahl wurde richtig erhoben.

<sup>13</sup> Bei der folgenden Analyse wird auf die Unterteilung nach Subpopulationen verzichtet. Dies erleichtert zugleich den Übergang zum darauf folgenden empirischen Test, bei dem eine Unterteilung nicht möglich war.

$$\hat{(e_t + b_t)} = a_0 + a_1 Z_{1,t} + c K_t + b_t$$

^ kennzeichne einen Schätzwert

Z sei ein Regressor, K sei der Arbeitsmarktkonjunkturindikator  
 $a_0$ ,  $a_1$  und  $c$  seien die Regressionsparameter.

Die Gleichung weist die nicht erfasste geringfügige Beschäftigung  $b_t$  getrennt aus, um die folgende Fallunterscheidung durchführen zu können.

Fallunterscheidung<sup>14</sup>:

H1: Der Anteil der nicht erfassten geringfügigen Beschäftigung  $b_t$  sei in jedem Jahr gleich (konstanter Bias).

H2: Der Anteil der nicht erfassten geringfügigen Beschäftigung  $b_t$  weise im Zeitablauf einen gleichbleibenden Anstieg oder Rückgang auf (Bias mit Trend).

H3: Der Anteil der nicht erfassten geringfügigen Beschäftigung  $b_t$  schwanke mit der Konjunktur (Bias mit Konjunktur).

Gepprüft wird im Weiteren, wie sich der Bias auf die IAB-Schätzung der Stillen Reserve auswirkt, wenn man für ihn die unter H1 bis H3 genannten (statistischen) Abhängigkeiten annimmt.<sup>15</sup> Das Prinzip dieser Analyse beruht auf einem Vergleich der Stille Reserve-Quoten auf Basis von Gleichung (6) mit den „wahren“ Stille Reserve-Quoten unter den Bedingungen H1 bis H3. „Wahre“ Stille Reserve-Quoten bekäme man, wenn man die richtigen Erwerbsquoten unter Einschluss aller geringfügig Beschäftigten hätte.

**H1:  $b_t = \Theta$  (der Bias habe den konstanten Wert  $\Theta$ )**

Dieses Modell würde beispielsweise der Realität entsprechen, wenn der MZ mit seinem Frageprogramm eine bestimmte Gruppe der geringfügig Beschäftigten nicht erfassen kann, deren Anteil an der Bevölkerung gleich bleibt.

Eine Regressionsanalyse mit den richtigen Daten würde in diesem Fall folgendes Schätzergebnis liefern:

$$\begin{aligned} \hat{(e_t + b_t)} &= a_0 + a_1 z_{1,t} + c K_t + \Theta \\ &= (a_0 + \Theta) + a_1 z_{1,t} + c K_t \end{aligned}$$

<sup>14</sup> Analysiert werden nur „reine Fälle“. Der Mischfall aus H2 und H3 führt zu völlig analogen Ergebnissen. Außerdem wird der Netto-Bias analysiert – und im nächsten Kapitel getestet. In der Realität kann es jedoch durchaus sein, dass beispielsweise für einen Teil der geringfügig Beschäftigten ein positives Vorzeichen, für den größeren Teil aber ein negatives Vorzeichen gilt; in der Summe ergäbe sich hier ein Parameter mit negativem Vorzeichen. Auf diesen Aspekt wird im weiteren nicht eingegangen.

<sup>15</sup> Der Anteil der nicht erfassten geringfügigen Beschäftigung  $b_t$  ist eine Zufallsvariable. Insofern müssten die folgenden Gleichungen einen zusätzlichen Störterm für  $b_t$  enthalten. Zur Vereinfachung wird deshalb wie mit einer bereits geschätzten Gleichung argumentiert, wo die Störvariablen nicht mehr erscheinen. Für den Störterm von  $b_t$  werden im übrigen die üblichen Annahmen einer klassischen Regressionsanalyse getroffen. Insbesondere gleichen sich die zufälligen Schwankungen des Störterms von  $b_t$  langfristig aus. Der Erwartungswert des Störterms ist also gleich Null. Außerdem wird angenommen, dass der Störterm von den Regressoren der Regressionsgleichung und von  $b_t$  stochastisch unabhängig ist, keine Autokorrelation besteht und im relevanten Wertebereich Homoskedastizität vorliegt.

<sup>16</sup> Weil der Bias  $b_t$  in der Vergangenheit immer positiv war, sollte das konstante Glied der Gleichung, der Parameter  $d_0$ , größer als Null sein, falls der Steigungsparameter  $d_1$  kleiner Null ist (und umgekehrt).

<sup>17</sup> In den letzten Schätzungen des IAB zur Stillen Reserve waren die Regressoren (Z) entweder die Zeit oder der Trend von „erklärenden“ Einflussgrößen, wie z. B. der Trend der Teilzeitquote (siehe Thon/Bach 1998). Aber auch ohne die im Text verwendete Vereinfachung würde sich nichts am Ergebnis ändern – lediglich die Darstellung wäre etwas weniger klar. Sowohl die geschätzte Erwerbsquote als auch die Potenzialerwerbsquote würden nämlich in diesem Fall von dem Ausdruck  $(a_1 Z_{1,t} + d_1)$  abhängig sein, der seinerseits keinen Einfluss auf die Stille Reserve hat.

Als Potenzialquote ergäbe sich

$$\begin{aligned} (e_t + b_t)^p &= a_0 + a_1 z_{1,t} + c K^* + \Theta \\ &= (a_0 + \Theta) + a_1 z_{1,t} + c K^* \end{aligned}$$

Mit den richtigen Daten sind die Gleichungen für die geschätzte Erwerbsquote und die Potenzialerwerbsquote gegenüber (3) und (4) jeweils um den konstanten Wert  $\Theta$  verschoben und haben nun statt  $a_0$  den Wert  $(a_0 + \Theta)$ .

Die Differenz von Potenzialerwerbsquote und geschätzter Erwerbsquote ergibt für die „wahre“ Stille Reserve-Quote  $f$  denselben Ausdruck wie Gleichung (6).

$$f = c (K^* - K_t) = r$$

Die „wahre“ Stille Reserve-Quote  $f$  stimmt in dem hier behandelten Fall eines konstanten Bias mit der vom IAB geschätzten Stille Reserve-Quote  $r$  überein.

Folgerung: Die Stille Reserve wird bei einem konstanten Bias von der Revision der Erwerbstätigenzahlen nicht berührt, denn die mit der Bevölkerung hochgerechnete „wahre“ Stille Reserve-Quote  $f$  ergibt dieselbe Stille Reserve, wie sie das IAB bislang auf der Basis der Erwerbsquoten des Mikrozensus berechnet hat.

**H2:  $b_t = d_0 + d_{1t}$  (der Bias folgt einem Trend)**

Der Einfachheit halber wird ein linearer Trend angenommen.<sup>16</sup>

Dieses Modell könnte in der Realität vorliegen, wenn mit dem Frageprogramm des MZ ein bestimmter Teil der geringfügig Beschäftigten nicht erfasst werden kann, während diese Gruppe tatsächlich für den Arbeitsmarkt eine immer größere Bedeutung erlangt.

In diesem Fall würden wir mit den „wahren“ Daten folgendes Schätzergebnis bekommen:

$$\hat{(e_t + b_t)} = a_0 + a_1 Z_{1,t} + c K_t + d_0 + d_{1t}$$

Zur Vereinfachung der Darstellung sei  $Z$  ebenfalls die Zeit<sup>17</sup>. Dann folgt (nach Umstellung)

$$\hat{(e_t + b_t)} = (a_0 + d_0) + (a_1 + d_1) t + c K_t$$

Die Potenzialquote wäre jetzt

$$(e_t + b_t)^p = (a_0 + d_0) + (a_1 + d_1) t + c K^*$$

Das absolute Glied und der Anstieg der Regressionsgleichung haben sich gegenüber den Gleichungen (3) und (4) verändert, denn die geschätzte Erwerbsquote und die Potenzialerwerbsquote nehmen beide jährlich um den zusätzlichen Betrag  $(d_0 + d_{1t})$  zu bzw. ab.

Erneut stimmt die „wahre“ Stille Reserve-Quote  $f$  mit der vom IAB geschätzten Stille Reserve-Quote  $r$  überein, denn (nach Differenzbildung und Umstellung) ergibt sich

$$f = c (K^* - K_t) = r$$

Folgerung: Die Stille Reserve wäre auch bei einem Bias mit Trend von der Revision der Erwerbstätigenzahlen nicht betroffen.

**H3:  $b_t = g_0 + g_1 K_t$  (der Bias ist konjunkturabhängig)**

Wenn die geringfügige Beschäftigung mit der Konjunktur steigt respektive sinkt, zugleich der Mikrozensus jedoch die-



ses Reaktionsmuster nicht erfasst, dann schwankt der Bias in Abhängigkeit von der Konjunktur. Man müsste sich vorstellen, dass der Mikrozensus eine bestimmte Gruppe von geringfügig Beschäftigten nicht vollständig erfasst und diese zugleich mit der Konjunktur zu- und abnimmt.<sup>18</sup>

In diesem Fall würden wir mit den „wahren“ Daten folgendes Schätzergebnis bekommen:

$$(e_t + b_t)^{\wedge} = a_0 + a_1 Z_{1,t} + c K_t + g_0 + g_1 K_t$$

$$(e_t + b_t) = (a_0 + g_0) + a_1 Z_{1,t} + (c + g_1) K$$

Die Potenzialquote wäre nun

$$\begin{aligned} (e_t + b_t)^{\wedge P} &= (a_0 + g_0) + a_1 Z_{1,t} + c K^* + g_1 K^* \\ &= (a_0 + g_0) + a_1 Z_{1,t} + (c + g_1) K^* \end{aligned}$$

Die Differenz von Potenzialquote und geschätzter Erwerbsquote führt zu der folgenden Stille Reserve-Quote  $f$

$$f = (c + g_1) (K^* - K_t)$$

Für  $g_1$  ungleich 0 folgt eine Abweichung von Gleichung (6), auf der die Schätzung der Stillen Reserve beruht.

Für die weitere Analyse werde folgende Festlegung vorgenommen (ohne Verlust der Verallgemeinerbarkeit der nachfolgenden Analyse):  $K$  sei die Relation „Offene Stellen zu abhängige Erwerbspersonen“.

Der Vollbeschäftigungswert von  $K$  ist bei diesem Indikator größer oder gleich dem effektiven Wert. Bei  $K^* > K_t$  gilt für den Klammerausdruck:  $(K^* - K_t) > 0$ .

Theoretisch verlangt dieser Indikator außerdem ein positives Vorzeichen für den Parameter  $c$  der Regressionsschätzung:  $c > 0$ .

Für den Parameter  $g_1$  ist zu unterscheiden, ob er größer oder kleiner Null ist.

**a)  $b_t = g_0 + g_1 K_t$  mit  $g_1 > 0$ ,**

d.h., je besser die Konjunktur (Offene Stellen), um so größer der Bias (also um so mehr nicht erfasste geringfügig Beschäftigte)

Für die wahre Stille Reserve-Quote  $f$  war folgender Ausdruck ermittelt worden:

$$f = (c + g_1) (K^* - K_t)$$

Die vom IAB berechnete Stille Reserve-Quote ist jedoch

$$r = c (K^* - K_t)$$

Weil bei dem hier behandelten Fall  $g_1 > 0$  ist, folgt  $c + g_1 > c$  und damit  $f > r$

Multipliziert mit der Bevölkerung und über alle Subpopulationen summiert folgt daraus, dass die „wahre“ Stille Reserve in diesem Fall größer wäre als die vom IAB berechnete. Zusammengefasst heißt das, wenn der Bias größer wird, je besser die Konjunktur ist, dann würde die Stille Reserve mit den MZ-Erwerbsquoten unterschätzt werden.

**b)  $b_t = g_0 + g_1 K_t$  mit  $g_1 < 0$ ,**

d.h. je besser die Konjunktur (Offene Stellen), um so kleiner der Bias (also um so weniger nicht erfasste geringfügig Beschäftigte)

Weil  $g_1 < 0$  ist, folgt  $c + g_1 < c$

Multipliziert mit der Bevölkerung und über alle Subpopulationen summiert folgt daraus, dass die „wahre“ Stille Reserve kleiner wäre als die vom IAB berechnete. Zusammengefasst heißt das, wenn der Bias kleiner wird, je besser die Konjunktur ist, dann würde die Stille Reserve mit den MZ-Erwerbsquoten überschätzt werden.

### Relativer Fehler

Bei Kenntnis von  $g_1$  kann der relative Fehler bestimmt werden. Es ist

$$f / r = ((c + g_1) (K^* - K_t)) / (c (K^* - K_t))$$

Unter der Voraussetzung, dass alle Subpopulationen gleichermaßen von der Revision betroffen sind, verhält sich die „wahre“ Stille Reserve zur ausgewiesenen Stillen Reserve (nach Hochrechnung mit der Bevölkerung) somit wie  $(c + g_1) / c$  und es ergibt sich ein konstanter relativer Fehler von  $g_1 / c$ .

### Zwischenfazit

Der theoretischen Analyse zufolge kann a priori nicht entschieden werden, wie sich eine Untererfassung der geringfügigen Beschäftigung auf die Stille Reserve auswirkt. Da nicht einmal die Richtung des Bias sicher ist, handelt es sich um ein empirisch zu klärendes Problem.

## 5 Empirische Hinweise

Aus dem vorangegangenen Abschnitt folgt, dass für die Frage, ob die vom IAB geschätzte Stille Reserve bei einer Untererfassung der geringfügigen Beschäftigung über- oder unterschätzt wird oder davon unbeeinflusst bleibt, die auf dem Mikrozensus basierenden Daten geprüft werden müssen.

Für einen empirischen Vergleich ist die Datenlage nicht günstig. Zur Verfügung stehen die Studien der ISG Sozialforschung und Gesellschaftspolitik GmbH mit vier Erhebungen zwischen 1987 und 1999. Außerdem liegt aus dem Sozio-ökonomischen Panel (SOEP) eine Zeitreihe für die ausschließlich geringfügig Beschäftigten vor, die den Zeitraum 1991 bis 1999 abdeckt.<sup>19</sup>

Die vorliegenden Erhebungen weichen erheblich in der Art und Weise voneinander ab, wie sie die geringfügige Beschäftigung erfassen. Beispielsweise wird im MZ seit 1990 direkt nach dem Vorliegen einer geringfügigen Beschäftigung gefragt.<sup>20</sup> Dagegen ermitteln SOEP und ISG das Vorliegen einer solchen Tätigkeit teils auf direktem Weg, teils auf indirektem Weg (vgl. Rudolph 1998; Schwarze 1992; Schupp/Schwarze/Wagner 1998). Stark vereinfacht ausgedrückt heißt „indirekt“, aus den Antworten auf Fragen zu Aspekten, die üblicherweise mit einer geringfügigen Beschäftigung zusammenhängen, wird auf die Ausübung einer geringfügigen Beschäftigung geschlossen bzw. diese Antworten werden als zusätz-

<sup>18</sup> Aus Gründen der Einfachheit wird ein linearer Zusammenhang angenommen.

<sup>19</sup> Eine ausführliche Würdigung der vorliegenden empirischen Daten zur geringfügigen Beschäftigung findet man bei Rudolph (1998), der auch dankenswerter Weise die Angaben zur geringfügigen Beschäftigung aktualisiert und der vorliegenden Analyse zur Verfügung gestellt hat. Die bei Rudolph auch angegebenen „nachfrageorientierten Messkonzepte“ (Rudolph, 1998: 8) wie das IAB-Betriebspanel sind mit den MZ-Ergebnissen nicht vergleichbar und werden deshalb nicht weiter berücksichtigt.

<sup>20</sup> Das Erhebungskonzept des MZ wurde außerdem 1996 erheblich verfeinert.

liches Indiz verwendet. Wichtige Kriterien, die für eine geringfügige Beschäftigung sprechen, sind beispielsweise kurze Wochenarbeitszeiten und ein niedriges Einkommen aus der Tätigkeit oder kurzfristige Beschäftigungsverhältnisse, für die keine Sozialversicherungsbeiträge zu entrichten sind. Als direkte Erfassung sollte man im Übrigen auch das z. B. in der ISG-Befragung übliche Abfragen von bestimmten typischen „Nebentätigkeiten“ bezeichnen.

ISG und SOEP erfassen somit die geringfügige Beschäftigung mit einem deutlich komplexeren Verfahren als der MZ. Dieser Unterschied in der Messmethode bringt ein nicht unerhebliches Moment der Unsicherheit beim Vergleich der vorliegenden Schätzungen der geringfügigen Beschäftigung hinein. Man kann hier nur darauf vertrauen, dass dies lediglich den Niveauunterschied, nicht aber die Veränderungen beeinflusst. Aufgrund der grundsätzlichen Erfassungsunterschiede und den Änderungen bei der Erfassung sowie des rechtlichen Hintergrunds sind alle Ergebnisse unter dem Vorbehalt dieser grundsätzlichen Unsicherheiten zu interpretieren.

Die Tabelle 1 gibt einen ersten Eindruck davon, wie sich die geringfügige Beschäftigung nach den verschiedenen Datenquellen entwickelt hat.

Bei der Interpretation der Zahlen sollte beachtet werden, dass alle drei Statistiken aus Stichproben gewonnen werden. Der zufallsbedingte Stichprobenfehler kann durchaus beträchtlich sein. Teilweise dürfte dies im Übrigen auch den Unterschied von ISG und SOEP erklären. Dagegen sind die viel niedrigeren Werte aus dem MZ wohl zu einem erheblichen Teil auf die im zweiten Kapitel angesprochenen systematischen Fehler (wie Mängel des Erhebungsinstruments) zurückzuführen. Schupp u.a. (1999) fanden in einer vergleichenden Mikroanalyse deutliche Hinweise für einen solchen Methodeneffekt.

Der MZ weist für die geringfügige Beschäftigung eine deutliche Zunahme im Betrachtungszeitraum aus. Berücksichtigen muss man, dass 1996 das sogenannte Leitfragenkonzept

**Tabelle 1: Geringfügig Beschäftigte nach unterschiedlichen Datenquellen (alte Bundesländer) in 1000 Personen)**

Jahr	MZ	MZadj	SOEP	ISG
1987	.	.	1.864	2.284
1988	.	.	.	.
1989	.	.	.	.
1990	1.131	1131	2.229	.
1991	1.084	1084	2.863	.
1992	1.104	1104	2.902	2.616
1993	1.051	1051	2.942	.
1994	1.026	1026	3.364	.
1995	1.098	1098	3.443	.
1996	1.464	1328	3.367	.
1997	1.722	1562	3.369	3.615
1998	1.957	1775	3.696	.
1999	2.211	2005	3.270	4.174*

MZadj = Geringfügig Beschäftigte nach MZ abzüglich Leitfrageneffekt (geschätzt 9,3 % ab 1996, siehe Text)

\* Der für 1999 ausgewiesene Wert ist aus mehreren Gründen nicht völlig vergleichbar mit den vorhergehenden. Insbesondere liegt aus der letzten ISG-Befragung keine Aufteilung nach Ost- und Westdeutschland vor, was eine eigene Schätzung erforderte. Diese Schätzung basiert auf der letzten vorliegenden Ost-West-Relation der ausschließlich geringfügigen Beschäftigung nach ISG aus dem Jahr 1997, die dann auf die für Gesamtdeutschland ausgewiesene Anzahl ausschließlich geringfügig Beschäftigter vom Frühjahr 1999 angelegt wurde.

Quellen: Rudolph, 1998 (aktualisiert); Statistisches Bundesamt, 1997.

des MZ geändert wurde. Das Statistische Bundesamt schätzt für Ost- und Westdeutschland zusammen den Effekt dieser Änderung auf die geringfügige Beschäftigung in 1996 auf etwa 150 bis 160 Tsd. Personen. Den Gesamteffekt der Leitfragenumstellung, der auch die bessere Erfassung des Erziehungsurlaubes berücksichtigt, rechnet das StBA zu 85 % den alten Bundesländern zu. Detailliertere Angaben liegen nicht vor. Im Weiteren wird deshalb angenommen, dass die Aufteilung des Gesamteffektes auf alte und neue Bundesländer auch für den Bereich der geringfügigen Beschäftigung gilt. Für Westdeutschland ergeben sich ab 1996 etwa 9,3 % höhere Zahlen für die geringfügig Beschäftigten als ohne die Änderung des Leitfragenkonzeptes.

Dem SOEP zufolge nahm die geringfügige Beschäftigung bis 1998 zu. Der deutliche Einbruch in 1999 dürfte wohl auf die intensive öffentliche Diskussion um die geringfügige Beschäftigung bzw. die bekannte Neuregelung zurückzuführen sein, die in diesem Jahr statt fand. Dies deckt sich mit Erkenntnissen aus der ISG-Befragung für 1999. Ihr zufolge kam es nach dem Inkrafttreten der Neuregelung innerhalb des Jahres 1999 zeitweilig zu einem deutlichen Rückgang der geringfügig Beschäftigten. Die ISG-Daten deuten aber darauf hin, dass 1999 mehr Personen geringfügig beschäftigt waren als 1996. Im SOEP ist der Verlauf umgekehrt – dort sind es 1999 weniger als 1996.

Leider wurde die ISG-Befragung nur viermal durchgeführt. Zudem liegt für 1987, der ersten Befragung, kein entsprechend interpretierbarer Wert aus dem MZ vor. Auf Basis der ISG-Befragung lassen sich deshalb nur drei gültige Vergleiche durchführen, wobei selbst 1999 nicht ganz mit den übrigen Erhebungen vergleichbar ist (siehe die Anmerkung zu Tabelle 1). Eine statistische Analyse mit zwei oder drei Werten macht wenig Sinn. Auch eine Interpolation der Werte aus der ISG-Befragung kann keine Abhilfe schaffen. Da die Erhebungszeiträume relativ weit auseinander liegen und die Werte zugleich ständig zunehmen, führt eine Interpolation formal zu einem fast linearen Trend. Diese Daten brächten also keine wesentliche zusätzliche Information über den eigentlichen Trend hinaus, der nach dem vorangegangenen Kapitel in den Rahmen der Analyse fällt. Die Ergebnisse aus der ISG-Befragung werden deshalb hier nur als Zusatzinformation verwendet.

Die empirische Prüfung soll klären, welcher Bias vorliegt. Hierzu wird angenommen, dass das SOEP die wahren Werte liefert. (Die gegensätzliche Tendenz von SOEP und ISG am Ende des Stützzeitraumes aus Tabelle 1 zeigt, dass dies eine höchst heroische Annahme ist.)

Der Bias wird definiert als Differenz der ausschließlich geringfügig Beschäftigten nach SOEP zu MZ, bezogen auf die entsprechende Bevölkerung im erwerbsfähigen Alter (15 bis 74 Jahre). Berücksichtigt wird dabei auch die Änderung im Leitfragenkonzept des Mikrozensus.

$$\text{Bias} = (\text{SOEP} - \text{MZ}) / \text{Bevölkerung im Alter 15-74 in Prozent}$$

$$\text{Biasadj} = (\text{SOEP} - \text{MZadj}) / \text{Bevölkerung im Alter 15-74 in Prozent}$$

Erläuterung:

MZadj: Geringfügig Beschäftigte nach MZ unter Berücksichtigung des Leitfrageneffekts

SOEP, MZ, MZadj: jeweils ausschließlich geringfügig Beschäftigte

Obwohl das SOEP eine große Stichprobe ist, ergeben sich aufgrund der geringen Fallzahlen der geringfügig Beschäftigten eher Hochrechnungsprobleme als beim MZ. Insbesondere stößt eine Untergliederung beim SOEP schnell an statistische

Grenzen (Rudolph 1998: 14). Jedoch ist es für den bislang erreichten Stand der empirischen Analyse nicht unbedingt erforderlich, die Daten beispielsweise nach dem Alter zu disaggregieren. Es soll nicht vorrangig geklärt werden, ob in der Vergangenheit die Stille Reserve z. B. Älterer überschätzt wird. Bedeutung erhält dieses Problem jedoch, wenn es darum geht, die nach Alter und Geschlecht und weiteren Merkmalen strukturierte Erwerbsbeteiligung bzw. die Stille Reserve-Quoten zu korrigieren.

**Tabelle 2: Variablen der Regressionsanalyse**

- Messfehler und Arbeitsmarktindikatoren -

Jahr	Bias	Biasadj alle Variablen in %	Arbeitslosen- quote	Offene Stellen- Quote
1990	2,24	2,24	7,2	1,002
1991	3,58	3,58	6,3	1,057
1992	3,58	3,58	6,6	1,015
1993	3,72	3,72	8,2	0,758
1994	4,58	4,58	9,2	0,728
1995	4,58	4,58	9,3	0,835
1996	3,71	3,98	10,1	0,848
1997	3,21	3,52	11,0	0,877
1998	3,39	3,75	10,5	1,067
1999	2,07	2,47	9,9	1,194
Deskriptive Maße				
Mittelwert	3,47	3,60	8,83	0,94
Var.koeff.	23,87	21,18	18,89	16,09

Bias: (SOEP-MZ)/Bevölkerung im Alter 15-74, in %

Biasadj: (SOEP-MZadj)/Bevölkerung im Alter 15-74, in %

MZadj: Geringfügig Beschäftigte nach MZ unter Berücksichtigung des Leitfrageneffekts

SOEP, MZ, MZadj: jeweils ausschließlich geringfügig Beschäftigte

A: Arbeitslosenquote Westdeutschland nach ANB, in %

O: gemeldete Offene Stellen in Relation zu Erwerbspersonen (x 100)

Var.koeff.= Variationskoeffizient (Standardabweichung in % des arithmetischen Mittelwertes)

Quellen: Statistisches Bundesamt, Bundesanstalt für Arbeit (ANBA), eigene Berechnungen auf Basis Tabelle 1.

Die „Bias-Variablen“ wurden getestet, ob sie konstant sind, einem Trend folgen oder von der Arbeitsmarktsituation abhängig sind. Als statistisches Analyseverfahren eignet sich hierfür prinzipiell die (lineare) Regressionsanalyse. Mit ihr können mit dem absoluten Glied die Konstante, mit einem Regressor „Zeit“ der Trend und mit einem Regressor „Arbeitsmarktindikator“ die Konjunkturabhängigkeit simultan auf ihren Einfluss getestet werden.

Als Arbeitsmarktindikatoren wurden die westdeutsche Arbeitslosenquote und die Relation „Offene Stellen zu Erwerbspersonen“ verwendet.<sup>21</sup> Die beiden Indikatoren repräsentieren zwei unterschiedliche Typen von Indikatoren – der eine ist aus Sicht des Arbeitsmarktes mehr angebotsorientiert, der andere mehr nachfrageorientiert.

Zu beachten ist, dass entsprechend der oben gemachten Feststellungen der Regressand „Erwerbsquote“ im MZ als fehlerhaft gilt. Es liegt somit ein sogenanntes „Fehler in den Variablen-Modell“ vor. Obwohl hier der an sich unproblematische Fall eines fehlerhaften Regressanden vorliegt, muss man beachten, dass unter der Hypothese H3 ein stochastischer Zusammenhang zwischen dem Regressor Arbeitsmarktindikator und dem Messfehler ja gerade zu testen ist.<sup>22</sup> Der systematische Messfehler bereitet nämlich Probleme, wenn die Kovarianz von Messfehler und einem Regressor nicht Null ist.

Der Messfehler lässt sich jedoch auch wie folgt interpretieren: Die Stichprobe (MZ) wird in zwei Schichten geteilt gedacht: In der ersten Schicht sind die vom MZ als „geringfügig beschäftigt“ erkannten Personen, in der zweiten Schicht die vom MZ fälschlicherweise nicht erkannten „geringfügig Beschäftigten“. Beide Schichten lassen sich unabhängig voneinander statistisch analysieren. Sollte sich bei der Analyse der zweiten Schicht – der nicht erfassten geringfügig Beschäftigten – ein statistisch signifikantes Ergebnis für den Arbeitsmarktindikator ergeben, würde das heißen, dass die vom IAB früher geschätzten Regressionsparameter der Stille-Reserve-Schätzung zumindest teilweise fehlerhaft sind. Aber dies folgt ja auch schon bei einer genauen Betrachtung der Hypothese H3.

Die Regressionsmodelle zerlegen die Variation des Bias-Indikators auf die grundsätzlichen Einflussfaktoren hin. Dazu wurden eine Vielzahl von Modellen gerechnet. Eine Zusammenfassung der zentralen Modellergebnisse gibt die Tabelle 3. Die Tabelle weist ausschließlich Ergebnisse aus, die sich für den korrigierten Bias-Indikator Biasadj ergaben. Die Regressionsanalysen mit dem alternativen Bias-Indikator, bei dem der Leitfrageneffekt nicht berücksichtigt wurde, führten zu völlig vergleichbaren Resultaten und werden deshalb im Weiteren nicht dargestellt bzw. diskutiert.

Das erste geprüfte Modell ist das reine Trendmodell. Das Modell eines (linearen) zeitabhängigen Verlaufs des Bias ist statistisch nicht signifikant.

Das zweite Modell prüfte die Abhängigkeit von der Arbeitslosenquote. Mit dem dritten Modell wurde der gemeinsame Einfluss von Arbeitslosenquote und Zeit getestet. Beide Modelle erwiesen sich als nicht signifikant.

Die Veränderungen des Bias folgen demnach weder einem Trend noch können sie mit dem Arbeitsmarktindikator „Arbeitslosenquote“ erklärt werden.

Statistisch signifikant ist das vierte Modell. Mit diesem Modell wurde der Einfluss der „gemeldeten Offenen Stellen“ auf den Bias getestet. Bei einem annehmbaren  $R^2$  (0,482) wurde das 5 %-Signifikanzniveau deutlich unterschritten. (Die Tabelle weist das exakte Signifikanzniveau von 0,026 (=2,6 %) aus.)

Als Schätzwert für den Regressionsparameter des Arbeitsmarktindicators – der Parameter  $g_1$  – ergab die Analyse einen Wert von -3,508. Eine um einen Prozentpunkt höhere Offene Stellen-Quote senkt den Bias also um rund 3,5 Prozentpunkte.

Für die Interpretation sollte man beachten, dass die Offene Stellen-Quote im Betrachtungszeitraum zwischen 0,728 % und 1,194 % lag. Der daraus folgende maximale Einfluss auf den Bias errechnet sich aus  $(1,194 - 0,728) * |3,508| = 1,6 \%$ , also rund 1,6 %-Punkte.

Angesichts der Unsicherheit der Schätzung sollte man auch das Konfidenzintervall für den Parameter  $g_1$  in die Betrachtung

<sup>21</sup> Vom Arbeitsmarktindikator „Offene Stellen zu Erwerbspersonen“ wurden zwei verschiedene Fassungen getestet. Einmal wurden ausschließlich die bei den Arbeitsämtern gemeldeten offenen Stellen verwendet (aus den Amtlichen Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit (ANBA)). In der zweiten Fassung wurden auch die nicht gemeldeten offenen Stellen berücksichtigt (siehe Magvas/Spitznagel 2000, Tabelle 1). Die Ergebnisse unterscheiden sich kaum.

<sup>22</sup> Messfehler sind nur bei stochastischen Variablen problematisch. Weil der Regressor „Zeit“ deterministisch ist, braucht auf ihn hier nicht weiter eingegangen werden (vgl. zum Thema „Fehler in den Variablen“ Schneeweiß/Mittag 1986).

**Tabelle 3: Modellergebnisse**

Modell	R <sup>2</sup>	Durbin-Watson	Koeffizienten	Teststatistik (F bzw. T)	Signifikanz	95 %-Konfidenzintervall	
						Untergrenze	Obergrenze
$y = a_0 + a_1 t$	0,008	0,926		0,063	n.s.	–	–
$a_0$			-30,793	-0,224	n.s.		
$a_1$			0,01726	0,250	n.s.		
$y = b_0 + b_1 A$	0,044	0,993		0,367	n.s.	–	–
$b_0$			2,647	1,633	n.s.		
$b_1$			0,109	0,606	n.s.		
$y = c_0 + c_1 t + c_2 A$	0,048	1,018		0,176	n.s.	–	–
$c_0$			35,253	0,187	n.s.		
$c_1$			-0,01649	-0,173	n.s.		
$c_2$			0,137	0,544	n.s.		
$y = g_0 + g_1 O$	0,482	2,059		7,439	0,026		
$g_0$			6,891	5,647	0,000	4,077	9,705
$g_1$			-3,508	-2,727	0,026	-6,474	-0,542

Regressand y ist die Variable Biasadj, definiert mit (SOEP-MZadj)/Bev. in %  
 Regressoren:

- t Zeit (1990, 1991, usw.)
- A Arbeitslosenquote in %
- O gemeldete Offene Stellen in Relation zu Erwerbspersonen (x 100)
- n.s. nicht signifikantes Ergebnis

Quelle: Eigene Berechnungen.

tung einbeziehen. Auf dem 95 %-Niveau ergibt sich als Untergrenze -6,5 und als Obergrenze -0,5. Man kann somit mit einer hohen Sicherheit davon ausgehen, dass der Regressionsparameter absolut mehr als 0,5 %-Punkte beträgt.

Das breite Konfidenzintervall der Parameterschätzung macht sich auch bemerkbar bei der Schwankungsbreite des Schätzwertes für den Messfehler  $b_1$ . Beispielsweise lag der tatsächliche Bias im Jahr 1999 ( $b_{1999}$ ) bei etwa 2,47. Das Regressionsmodell liefert einen durchschnittlichen Schätzwert von 2,70295. Das Konfidenzintervall für diese Schätzung reicht beim 95 %-Niveau von 1,10307 bis 4,30283. Statistisch salopp formuliert liegt der Bias, der Anteil der nicht erfassten geringfügigen Beschäftigung an der 15- bis 74-jährigen Bevölkerung, mit 95 % Wahrscheinlichkeit dazwischen. Allerdings gilt, dass der Bias genauso gut 1,1 % wie 2,7 % oder auch 4,3 % sein könnte.

**Tabelle 4: Einzelergebnisse aus Modell 4**

Jahr	tatsächlicher Messfehler (Biasadj)	Schätzwert	Residuum	95 %-Konfidenzintervall für den wahren Wert	
				Untergrenze	Obergrenze
1990	2,24	3,37671	-1,13384	1,95563	4,79779
1991	3,58	3,18393	,40106	1,73212	4,63573
1992	3,58	3,33127	,24575	1,90457	4,75798
1993	3,72	4,23254	-,50976	2,72618	5,73890
1994	4,58	4,33656	,24270	2,79680	5,87631
1995	4,58	3,96240	,61911	2,52114	5,40365
1996	3,98	3,91485	,06268	2,48159	5,34811
1997	3,52	3,81540	-,29071	2,39532	5,23548
1998	3,75	3,14917	-,59966	1,68995	4,60838
1999	2,47	2,70295	-,23665	1,10307	4,30283

Biasadj: (SOEP-MZadj)/Bevölkerung in %  
 Quelle: Eigene Berechnungen.

Ein Grund, warum das Konfidenzintervall so breit ist, liegt in der sehr kurzen Zeitreihe. Dagegen stützt sich die IAB-Potenzialprojektion, in deren Rahmen die Stille Reserve ge-

schätzt wird, auf je nach Subgruppe bis zu 35 Jahre.<sup>23</sup> Der zweite Grund für das breite Konfidenzintervall ist die relativ schwache Variation der Variablen „Offene Stellen/Erwerbspersonen“ (vgl. dazu auch Tabelle 2, Variationskoeffizient). Die einzelnen Werte dieses Indikators weichen durchschnittlich nur um 16,09 % vom arithmetischen Mittel ab – verglichen mit der hier vorliegenden Obergrenze des Variationskoeffizienten von 300 ist das nicht sehr viel.<sup>24</sup> Sie ist auch niedriger als die Variation der abhängigen Variablen Bias Iadj, die 21,18 % beträgt.

Auch weil die Modelle mit dem alternativen Arbeitsmarktkonjunkturindikator Arbeitslosenquote nicht signifikant waren und aufgrund der grundsätzlichen Erfassungsproblematik, die oben kurz angesprochen wurde, ist hinsichtlich der Ergebnisse durchaus Vorsicht angebracht.<sup>25</sup> Nichtsdestotrotz liegt ein beachtenswertes Ergebnis vor. Man kann nicht mit einer gewissen statistischen Sicherheit ausschließen, dass der Bias bei der Erfassung der geringfügigen Beschäftigung nicht doch in einer Weise konjunkturabhängig ist. Insofern könnte die Schätzung der Stillen Reserve von der Revision der Erwerbstätigenzahlen betroffen sein.

## 6 Diskussion der Ergebnisse und Konsequenzen für die künftige Forschungsarbeit

Es wurde geprüft, inwieweit als Konsequenz der Untererfassung der geringfügigen Beschäftigung die Schätzung der Stillen Reserve durch das IAB revidiert werden muss. Die Ana-

<sup>23</sup> Der Versuch, aufbauend auf demselben kurzen Zeitraum, auf demselben Aggregationsniveau und mit denselben Variablen die Entwicklung der gesamtwirtschaftlichen Erwerbsquote zu erklären, schlägt im übrigen statistisch fehl. Man kann also auf diese Weise keinen einfachen Anhaltspunkt bekommen, in welchem Umfang die Stille Reserve revidiert werden müsste.

<sup>24</sup> Für den aus n Werten berechneten Variationskoeffizienten V einer Variable x, ergibt sich als Obergrenze  $\text{Max } V(x) = \sqrt{n-1} \%$ .

<sup>25</sup> Zudem ist aufgrund des sog. Bonferoni-Problems (es wurden mehrere Modelle an demselben Datenmaterial getestet) auch das ausgewiesene Signifikanzniveau nicht exakt richtig.

lyse wurde unter der Prämisse durchgeführt, der Mikrozensus habe hinsichtlich der Erfassung der geringfügigen Beschäftigung einen Bias.

Im Rahmen der theoretischen Analyse wurden vier grundsätzliche Fälle unterschieden, wie der Bias die statistisch ausgewiesenen MZ-Erwerbsquoten beeinträchtigen kann und wie sich das auf die Schätzung der Stillen Reserve auswirken würde. Die Fälle sind in der nachstehenden Übersicht zusammengefasst.

*Ergebnis 1:* Die theoretische Analyse zeigt, dass eine Untererfassung der geringfügigen Beschäftigung je nach Konstellation ganz unterschiedliche Konsequenzen für die Schätzung der Stillen Reserve haben kann.

Die Frage, ob bei der Stillen Reserve wegen der falschen Erfassung geringfügiger Beschäftigungsverhältnisse im Mikrozensus ein Revisionsbedarf besteht oder nicht, wurde deshalb auf der Basis des theoretischen Konzepts einem empirischen Test unterzogen.

*Ergebnis 2:* Die empirische Prüfung erbrachte Anzeichen dafür, dass die Stille Reserve aufgrund der Untererfassung der geringfügigen Beschäftigung bislang eher überschätzt wurde, d.h. dass Fall 3b aus der Übersicht vorliegt. Die Datenlage erlaubt es allerdings noch nicht, zwingende Schlüsse zu ziehen.

Für den Indikator Arbeitslosenquote konnte kein signifikantes Ergebnis gefunden werden, was eine weitere Einschränkung bei der Interpretation und Sicherheit der Aussage bedeutet. Der Unterschied zwischen Arbeitslosenquote und Offene Stellen ist jedoch nicht unplausibel, wenn man es unter der sozialrechtlichen Absicherung einerseits und unter Nachfragegesichtspunkten andererseits sieht.

Aus dem sozialrechtlichen Blickwinkel heraus könnte man argumentieren, dass sich die registrierte Arbeitslosigkeit vergleichsweise wenig auf die geringfügige Beschäftigung auswirken dürfte. Es gibt nämlich empirische Hinweise darauf, dass viele geringfügig Beschäftigte keine Veränderung der Erwerbsbeteiligung anstreben (Pöschl 1992). Dafür sprechen auch die Veränderungen im Status, der anhand von Daten aus dem SOEP gemessen werden kann (Mobilitätsmatrix in Schupp/Schwarze/Wagner 1998: 107; siehe auch die mittlere

Dauer geringfügiger Beschäftigungsverhältnisse in Jungbauer-Gans/Hönisch 1998: 702).

Legt man den Anteil geringfügig Beschäftigter an der jeweiligen Personengruppe zugrunde, dann erkennt man weiter, dass vor allem Schüler und Studenten sowie Hausfrauen nebenberufstätig sind (z. B. Kolb/Trabert 1994: 11). In den alten Bundesländern war 1994 jeder vierte Schüler/Student nebenher noch geringfügig erwerbstätig. Bei den Hausfrauen waren es 16 %. Alles in allem dürfte die registrierte Arbeitslosigkeit für diese Gruppen – die in der Regel keinen Anspruch auf Arbeitslosenunterstützung haben - weniger bedeutend sein als das Angebot an Jobmöglichkeiten.

In diese Richtung weisen auch Ergebnisse aus dem Sozioökonomischen Panel. Holst und Schupp belegen, dass ein Teil der Stillen Reserve, die sie als dem Arbeitsmarkt „gemäßigt nahestehend“ bezeichnen, überproportional häufig in ein geringfügiges Beschäftigungsverhältnis einmünden (2000: 464 f.)

Die „Offenen Stellen“, die als ein nachfragebezogener Arbeitsmarktindikator aufgefasst werden können, sollten zumindest teilweise auch konjunkturelle Schwankungen im Angebot an geringfügigen Jobs abbilden. Dies könnte sich im Messfehler widerspiegeln, wenn der Mikrozensus trotz der letzten Verbesserungen bei der Erhebung diese Erwerbsform unzureichend erfasst und seine Zahlen somit weniger auf konjunkturelle Schwankungen reagieren.

Der Mechanismus, wie Stille Reserve und geringfügige Beschäftigung zusammenhängen, wurde damit allerdings nicht geklärt. Dies erfordert weitere Forschungsarbeit. Dazu sollten die Daten disaggregiert analysiert werden, um zu klären, wie stark die eventuell vorliegende Fehlerfassung der geringfügigen Beschäftigung einzelne Subpopulationen (ganz junge Erwerbspersonen, Frauen, ältere Erwerbspersonen) berührt. Auch der schon zitierte Befund aus dem Sozioökonomischen Panel, wonach es eine Verbindung gibt zwischen geringfügiger Beschäftigung und „gemäßigt arbeitsmarktnaher Stiller Reserve“, dürfte für die weiteren Arbeiten eine Rolle spielen.

Die seit kurzem von der Bundesanstalt für Arbeit herausgegebenen Strukturangaben für die geringfügige Beschäftigung

### Fallunterscheidung zu den Auswirkungen des Messfehlers

Abhängigkeit des Messfehlers	Auswirkung auf die Stille Reserve
1. Der Anteil der nicht erfassten geringfügigen Beschäftigung ist in jedem Jahr gleich (konstanter Bias)	Die Stille Reserve des IAB ändert sich nicht.
2. Der Anteil der nicht erfassten geringfügigen Beschäftigung weist über die Jahre hinweg einen gleichbleibenden Anstieg oder Rückgang auf (Bias mit Trend).	Die Stille Reserve des IAB ändert sich nicht.
3. Der Anteil der nicht erfassten geringfügigen Beschäftigung ist konjunkturabhängig (konjunkturabhängiger Bias).	
a) Je besser die Konjunktur ist, um so größer ist der Bias.	a) Die wahre Stille Reserve ist größer als die vom IAB berechnete.
b) Je besser die Konjunktur ist, um so kleiner ist der Bias.	b) Die wahre Stille Reserve ist kleiner als die vom IAB berechnete.

sollten solche Analysen erleichtern. Insbesondere bieten sie sich auch als Hochrechnungsbasis an, denn disaggregierte Analysen leiden zwangsläufig an den sehr geringen Fallzahlen, die v.a. eine Untergliederung des SOEP mit sich bringt.

Auf der Basis disaggregierter Analysen und einem längeren Stützzeitraum sollten dann auch eher quantitative Aussagen über die Auswirkungen des Messfehlers auf die Stille Reserve möglich sein. Beim jetzigen Stand der Forschung ist der Fehlerbereich der vorliegenden Ergebnisse noch zu groß, um Schlüsse hinsichtlich eines Revisionsbedarfs bei der Stillen Reserve zu ziehen, die über die grundsätzliche Richtung hinausgehen, die als zweites Ergebnis formuliert wurden.

Die empirische Analyse basierte auf den Daten aus einem Zeitraum von 10 Jahren. Außerdem wurden hochaggregierte Daten zugrunde gelegt. Insofern ist eine „Umrechnung“ auf die Stille Reserve-Quoten des IAB nicht zulässig, denn in diese gehen tief disaggregierte Zeitreihen einer Länge von mehr als 30 Jahren ein. Zudem endet der Stützzeitraum, auf dessen Basis die Stille Reserve-Quoten geschätzt werden, im Jahr 1995 (siehe Thon/Bach 1998).

### Ausblick

Wenn das vorliegende Resultat von weiterer Forschung bestätigt werden sollte, wird man sich darüber Gedanken machen müssen, wie dies in die IAB-Potenzialrechnung bzw. Schätzung der Stillen Reserve Eingang finden kann. Das größte Problem dabei dürfte es sein, die Erfassungsprobleme zu lösen. Geringfügig Beschäftigte gab es schon immer, nur wurden sie möglicherweise früher beim MZ nicht richtig erfasst - und auch sonst nirgends. Zumindest wird man künftig auch für die Stille Reserve Fehlerintervalle anzugeben haben.

Ein Aspekt, den man dabei auch sehen sollte, betrifft die Arbeitsmarktrelevanz der geringfügigen Beschäftigung. Es stellt sich die Frage, wie hoch das Arbeitsvolumen geringfügiger Beschäftigung ist (siehe Rudolph 1998: 21). Welche Lohnsummen werden dabei bewegt? Welche Bedeutung haben geringfügige Tätigkeiten für die betroffenen Arbeitnehmer?<sup>26</sup>

Um ein Beispiel zu geben: Wenn Schüler wöchentlich zwei oder drei Stunden Werbezettel in Briefkästen verteilen, sind sie nach dem Labour-Force-Konzept der ILO erwerbstätig, und zwar parallel zum Status „Schüler“. Wem ist mit dieser Erfassung gedient? Von einer Arbeitsmarktnähe oder einer Bindung an den Betrieb im Sinne der ILO ist wohl kaum auszugehen.

In vielen Fällen wird man die bislang statistisch ausgewiesenen Erwerbspersonen (oder das Erwerbspersonenpotenzial) als Indikator auf Veränderungen des in Volumen gerechneten Arbeitsangebotes ansehen. Das angebotene Arbeitsvolumen dürfte aber auf Bewegungen bei der geringfügigen Beschäftigung wenig reagieren (vgl. dazu auch die entsprechenden Anmerkungen der Autorengemeinschaft in den Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Heft 1/2001).

Es stellt sich die Frage, ob wirklich alle Beschäftigungsverhältnisse zu berücksichtigen sind, wenn es um die Messung, Analyse oder Prognose des Arbeitsangebotes geht. Es sollte überlegt und diskutiert werden, welche Information man durch die Einbeziehung „sehr“ geringfügiger Beschäftigungsverhältnisse gewinnt. Um wie viel exakter wird dadurch

die Bestimmung des Arbeitsangebotes angesichts der schwierigen Datenlage? Hier besteht noch ein großer Klärungsbedarf.

Auch die Statistik muss sich (noch) besser auf die reale Entwicklung der Arbeitswelt einstellen. Dazu gehören die Erfassung, der Ausweis und die Analyse statistischer Kategorien, die Doppel- und Mehrfachrollen beinhalten, welche verschiedenen institutionellen Systemen zuzuordnen sind – wie dem Bildungssystem und dem Erwerbssystem. Und mehr denn je wird es zudem erforderlich sein, das (potenzielle) Arbeitsangebot in Stunden zu schätzen.

### Literatur

- Autorengemeinschaft (2001): Der Arbeitsmarkt in der Bundesrepublik Deutschland in den Jahren 2000 und 2001. In: MittAB 1, S. 5-27.
- Breiholz, Holger (2000): Ergebnisse des Mikrozensus 1999. In: Wirtschaft und Statistik (WiSta) 5, S. 328-336.
- Brinkmann, Christian/Klauder, Wolfgang/Reyher, Lutz/Thon, Manfred (1987): Methodische und inhaltliche Aspekte der Stillen Reserve. In: MittAB 1, S. 387 - 409.
- Bundesministeriums für Arbeit und Sozialforschung (Hrsg.) (1993): Sozialversicherungsfreie Beschäftigung. Forschungsbericht 181 a Sozialforschung. Untersuchung der ISG Sozialforschung und Gesellschaftspolitik GmbH.
- Bundesanstalt für Arbeit (Hrsg.) (versch. Ausgaben): Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit (ANBA), Arbeitsstatistik – Jahreszahlen. Nürnberg.
- Egle, Franz (1980): Modellrechnungen zur Erklärung und Projektion des Erwerbspersonenpotentials. In: Dieter Mertens/ Wolfgang Klauder (Hrsg.): Probleme der Messung und Vorausschätzung des Erwerbspersonenpotentials. Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (BeitrAB) 44. Nürnberg.
- Fuchs, Johann (1998): Das Konzept der Stillen Reserve des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung. In: Jürgen Schupp/ Felix Büchel/ Martin Diwald/ Roland Habich (Hrsg.): Arbeitsmarktstatistik zwischen Realität und Fiktion. WZB-Reihe, Abt. Sozialstruktur und Sozialberichterstattung. Berlin, S. 235-254.
- Fuchs, Johann (1998): Das IAB-Erwerbspersonenpotential - Konzept und Berechnungsweise. In: Internationales Institut für Empirische Sozialforschung (INIFES), Institut für Sozialwissenschaftliche Forschung (ISF), Institut für Sozialökonomische Strukturanalysen (SÖSTRA) (Hrsg.): Erwerbsarbeit und Erwerbsbevölkerung im Wandel - Anpassungsprobleme einer alternden Gesellschaft. Frankfurt (Main), New York, S. 111-131.
- Heidenreich, Hans-Joachim (1991): Erste Ergebnisse des Mikrozensus April 1990. In: WiSta 11, S. 715-719.
- Hin, Monika (1992): Arbeitssuche 1990. Ergebnis des Mikrozensus. In: WiSta 8, S. 512-521.
- Holst, Elke (2000): Die Stille Reserve am Arbeitsmarkt. Größe – Zusammensetzung – Verhalten. Berlin.
- Holst, Elke/ Schupp, Jürgen (2000): Stille Reserve wichtig für die Arbeitsmarktflexibilität in Deutschland. In: DIW-Wochenbericht 29, S. 457-465.
- Institut der deutschen Wirtschaft (1998): Arbeitslosigkeit - Eine Frage der Statistik. In: iwd, Nr. 15, 9.4.1998, S. 3.
- ISG Sozialforschung und Gesellschaftspolitik GmbH/ Kienbaum Management Consultants GmbH (1999): Geringfügig Beschäftigte nach der Neuregelung des „630-DM-Gesetzes“. Untersuchung im Auftrag des Ministeriums für Arbeit, Soziales und Stadtentwicklung, Kultur und Sport des Landes Nordrhein-Westfalen. Studien der ISG Sozialforschung und Gesellschaftspolitik, Heft 27.

<sup>26</sup> Vgl. dazu auch Jungbauer-Gans/Hönisch (1998), die diesen Aspekt aus der Sicht der Dauer geringfügiger Beschäftigungen analysiert haben.

- ISG Sozialforschung und Gesellschaftspolitik GmbH (1997): Sozialversicherungsfreie Beschäftigung. Untersuchung im Auftrag des Bundesministeriums für Arbeit und Sozialforschung. Untersuchungsbericht.
- Jungbauer-Gans, Monika/ Hönisch, Petra (1998): Dauer geringfügiger Beschäftigungen. In: MittAB 4, S. 697-704.
- Kolb, Jürgen/ Trabert, Lioba (1996): Geringfügige Erwerbstätigkeit – empirische Ergebnisse und Überlegungen zur Einführung einer Sozialversicherungspflicht. In: Wirtschaft im Wandel, H 4, S. 10-15
- Lüken, Stephan/ Heidenreich, Hans-Joachim (1991): Erwerbsquote und Erwerbsverhalten. Ergebnisse des Mikrozensus. In: WiSta 12, S. 787-800.
- Magvas, Emil/ Spitznagel, Eugen (2000): Arbeitskräftemangel – Bremse für Wachstum und Beschäftigung. IABkurzbericht Nr. 10/14.7.2000.
- Pöschl, Hannelore (1992): Geringfügige Beschäftigung 1990. Ergebnisse des Mikrozensus. In: WiSta 3, S. 62-66.
- Rudolph, Helmut (1998): „Geringfügige Beschäftigung“ mit steigender Tendenz. IABwerkstattbericht, Nr. 9/21.8.1998.
- Schmidt, Rainer (1986): Offene und verdeckte Arbeitslosigkeit in der Bundesrepublik. Kieler Studien, Band 205. Tübingen.
- Schneeweiß, Hans/ Mittag, Hans-Joachim (1986): Lineare Modelle mit fehlerbehafteten Daten. Heidelberg.
- Schüller, Frank (1999): Geringfügige Beschäftigungen und Lebensformen. Eine Längsschnittanalyse auf der Basis des Sozio-ökonomischen Panels. Materialien zur Bevölkerungswissenschaft, Heft 97.
- Schupp, Jürgen (2001): Private Haushalte als Arbeitgeber bleiben beschäftigungspolitisch von geringer Bedeutung – „Hausmädchenprivileg“ überflüssig. In: DIW-Wochenbericht 13, S. 201-210.
- Schupp, Jürgen/ Frick, Joachim/ Kaiser, Lutz/ Wagner, Gert (1999): Zur Erhebungsproblematik geringfügiger Beschäftigung: Ein Strukturvergleich des Mikrozensus mit dem Sozio-oekonomischen Panel und dem Europäischen Haushaltspanel. In: Paul Lüttinger (Hrsg.): Sozialstrukturanalysen mit dem Mikrozensus. ZUMA-Nachrichten Spezial Band 6. Mannheim, S. 93-118.
- Schupp, Jürgen/ Schwarze, Johannes/ Wagner, Gert (1998): Methodische Probleme und neue empirische Ergebnisse der Messung geringfügiger Beschäftigung. In: Jürgen Schupp/ Felix Büchel/ Martin Diewald/ Roland Habich (Hrsg.): Arbeitsmarktstatistik zwischen Realität und Fiktion. WZB-Reihe, Abt. Sozialstruktur und Sozialberichterstattung. Berlin, S. 85 - 111.
- Schwarze, Johannes (1999): Rückgang der Nebenerwerbstätigkeit durch Einführung der Sozialversicherungspflicht wird überschätzt. In: DIW-Wochenbericht 37, S. 661-666.
- Statistisches Bundesamt (1997): Zur Messung der Erwerbsbeteiligung im Mikrozensus ab dem Erwerbsjahr 1996. Arbeitspapier aus dem Statistischen Bundesamt.
- Thon, Manfred (1986): Das Erwerbspersonenpotential in der Bundesrepublik Deutschland. Entwicklung seit 1960 und Projektion bis 2000. BeitrAB 105. Nürnberg.
- 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.
- Weinkopf, Claudia (1997): Geringfügige Beschäftigung – Rechtliche Gestaltung, empirische Befunde, Gestaltungsvorschläge. Projektbericht des Instituts für Arbeit und Technik 1997-08.