

Sonderdruck aus:

Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung

Leo Pusse

Überlegungen zur formalen und empirischen
Bestimmung der Beschäftigungsschwelle

23. Jg./1990

1

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 „Schwerpunktheft“, 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. 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).

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; (09 11) 1 79 30 16, E-Mail: gerd.peters@iab.de; (09 11) 1 79 30 23, E-Mail: 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, 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>

Überlegungen zur formalen und empirischen Bestimmung der Beschäftigungsschwelle

Leo Pusse*)

Der Beitrag behandelt im Schwerpunkt die schätztheoretische Problematik bei der Erklärung von Veränderungen der Beschäftigungsschwelle des Wirtschaftswachstums, die durch die Spezifikation der Produktivitätsfunktion bedingt ist. Es wird nachgewiesen, daß neben technischem Fortschritt, Skaleneffekt i. a. auch der Substitutionseffekt, d. h. der Einfluß der Kapitalintensität, explizit erfaßt sein sollte. Schließlich wird anhand von Regressions-schätzungen und Simulationen die empirische Bedeutung exemplarisch ausgewählter Produktivitätsansätze belegt, die Substituierbarkeit der Produktionsfaktoren implizieren und Kapitalintensität bzw. Kapital als zusätzliche eigenständige Erklärungsgrößen enthalten – auch unter Heranziehung der jüngsten IAB/Prognos-Projektionsergebnisse.

Gliederung

1. Einleitung
2. Wirtschaftstheoretische Analyse
3. Ökonometrische Gesichtspunkte
4. Empirische Analyse
 - 4.1 Ökonometrische Schätzungen
 - 4.2 Simulations-/Projektionsergebnisse

1. Einleitung

Bei einer Gegenüberstellung der Wachstumsraten für Produktionsergebnis und Beschäftigung z. B. der Bundesrepublik Deutschland oder der EG (insgesamt)¹⁾ stellt sich heraus, daß seit den 60er Jahren immer weniger Wirtschaftswachstum erforderlich geworden ist, um die Beschäftigung (fiktiv) konstant zu halten (Absinken der Beschäftigungsschwelle)²⁾. Das heißt auch, daß eine Wirtschaftswachstumsrate über der Beschäftigungsschwelle einen im Laufe der Zeit immer größeren Beschäftigungszuwachs nach sich ziehen konnte.

Wenn sich offenbar die Beschäftigungsschwelle in der Vergangenheit systematisch verändert hat, ist diese Entwicklung für die Zukunft jedenfalls nicht auszuschließen. Damit verbundene prognostische Probleme können präzisiert werden durch die Fragen nach der Richtung und dem Tempo, vor allem jedoch nach den ökonomischen Erklä-

rungsgrößen für dieses Phänomen. Im folgenden wird in einer vorwiegend produktions- und schätztheoretischen Analyse die Faktorsubstitution als eigenständiger Bestimmungsgrund nachgewiesen. Ihre empirische Bedeutung wird exemplarisch mittels Produktivitätsfunktionsschätzungen sowie Simulationsrechnungen belegt – auch im Hinblick auf die neueste IAB/Prognos-Projektion.

2. Wirtschaftstheoretische Analyse

Mit Beschäftigungsschwelle wird das Wirtschaftswachstum (global gemessen i. a. an der jährlichen Veränderungsrate des Bruttoinlandsprodukts zu konstanten Preisen) bezeichnet, bei dem sich weder Beschäftigungsabbau noch -Zuwachs einstellt, die Beschäftigung also stagniert, d. h. eine jährliche Veränderungsrate von Null besitzt (global gemessen i. a. an der Zahl der Erwerbstätigen). In diesem Falle sind Wirtschaftswachstumsrate und Rate der Pro-Kopf- oder Personen-Produktivität einander gleich. Erst wenn das Wirtschaftswachstum das der Pro-Kopf-Produktivität übersteigt, nimmt die Beschäftigung zu. Die Beschäftigung vermindert sich dagegen, wenn der Anstieg der Pro-Kopf-Produktivität größer ist als der der Produktion (das Wirtschaftswachstum). Offenbar jedoch ziehen die in der Realität beobachtbaren Wirtschaftswachstumsraten die unterschiedlichsten (relativen) Beschäftigungsveränderungen nach sich, d. h. aber auch: die unterschiedlichsten Produktivitätszuwächse. Daher müßte die Produktivität – von Zufallseinflüssen abgesehen – neben der Produktion auch von anderen Bestimmungsgrößen determiniert sein.

Eine wichtige Erklärungsgröße für die Personenproduktivität stellt die geleistete Arbeitszeit dar. Dies ergibt sich zum einen schon aus der definitorischen Beziehung zwischen Personenproduktivität, Stundenproduktivität und geleisteter Arbeitszeit, zum anderen dürfte i. a. die Stundenproduktivität in funktionaler Abhängigkeit zur geleisteten Arbeitszeit stehen.

Neben der Arbeitszeit kommen für die Produktivitätsentwicklung sicherlich noch andere relevante Einflußgrößen in Betracht. Auf Basis nationalökonomischer Produktionstheorie ergeben sich als Bestimmungsgründe der Produktivitätsentwicklung Skaleneffekt, Substitutionseffekt und technischer Fortschritt.³⁾ Formal-mathematisch lassen sich als Erklärungsvariablen im allgemeinen Falle homogener

*) Priv.-Doz. Dr. Leo Pusse ist wiss. Mitarbeiter im IAB und Mitglied der Universität Freiburg/Br. Die Ausführungen liegen in der alleinigen Verantwortung des Autors.

¹⁾ Vgl. zur Entwicklung in Deutschland Tabelle 2, insbesondere den Beitrag von Klauder, W., Zur Entwicklung von Produktivität und Beschäftigungsschwelle, in diesem Heft; zur Entwicklung in der EG: Kommission der Europäischen Gemeinschaften: Europäische Wirtschaft, Nummer 34, November 1987. Eine internationale Studie für die Produktivitäts- und Produktionsentwicklung im Verarbeitenden Gewerbe lieferte Hof, B., Produktivitätsdynamik international. Beiträge zur Wirtschafts- und Sozialpolitik (Hrsg. Institut der deutschen Wirtschaft), Bd. 114, Köln 1983.

²⁾ Zur genaueren Definition vgl. weiter unter Punkt 2. oder Klauder, W., a.a.O.

³⁾ Vgl. Pusse, L., Produktivität, in: Staatslexikon Band 4, Freiburg – Basel - Wien 1988, S. 587. Abstrahiert wird dabei (zunächst) von Einflußfaktoren wie z. B. Qualität und Auslastung der Produktionsfaktoren.

Produktionsfunktionen Produktion, Kapitalintensität und Fortschrittsvariable ableiten.⁴⁾ Insbesondere können Produktion und Kapitalintensität je nach Optimierungskalkül bzgl. Faktoreinsatz und Produktionshöhe (z. B. Kostenminimierung bzw. Gewinnmaximierung) auf die Faktor- und Produktpreise zurückgeführt werden.⁵⁾

Bei einer formalen und inhaltlichen Beschränkung der Beschreibung und Erklärung der Produktivität (global, sektoral) auf die Produktionsvariable (Verdoorn-Anproach) wird also ganz offensichtlich aus der Sicht der Produktionstheorie insbesondere der Aspekt der Faktorsubstitution (intra-, intersektoral) explizit außer acht gelassen. Möglicherweise liegt in diesem Defizit bzw. in seiner Behebung der wesentliche Ansatz zur Erklärung der zu beobachtenden Instabilität der Beschäftigungsschwelle sowie zur verlässlicheren Simulation und Prognose dieser Größe.

Mathematisch bedeutet eine Verschiebung des Graphs einer funktionalen Beziehung die Veränderung wenigstens eines „festen“ Parameters. Die Ursache dafür liegt in mindestens einer Erklärungsvariablen, die explizit unberücksichtigt geblieben ist. So ist es z. B. in der Preistheorie üblich, den Einfluß des Einkommens auf die Nachfrage als Verschiebung der Nachfragefunktion im Preis-Mengen-Diagramm wiederzugeben (Einkommenseffekt).

Analog dazu würde die Variation der zusätzlichen Variablen, in der sich der Substitutionseffekt manifestiert, beim Graph einer Produktivitätsfunktion, die lediglich den Einfluß der Produktionsentwicklung als Erklärungsvariable enthält, in einem Diagramm mit Wachstum der Produktion und der Produktivität als Achsenbezeichnungen zu ganz bestimmten Verschiebungen und damit unterschiedlichen

Schnittpunkten mit der 45°-Linie sowie Beschäftigungsschwellen führen.

3. Ökonometrische Gesichtspunkte

Unter den ökonomischen Erklärungsansätzen für die Produktivität⁶⁾ hat der Produktionsansatz (Verdoorn-Hypothese)⁷⁾ große Beachtung gefunden, d. h. Regressions-schätzungen für den einfachen linearen Zusammenhang zwischen dem Produktivitäts- und Produktionswachstum (global, sektoral). Dieses Modell ist jedoch unvollständig und stellt im Sinne der Ökonometrie eine Fehlspezifikation dar, wenn in Wirklichkeit weitere Variablen relevant sind, wie z. B. die Entwicklung der Kapitalintensität. Es ist allerdings keineswegs erforderlich, daß eine Funktionsgleichung für die Produktivität alle denkmöglichen Einflußgrößen explizit als erklärende Variablen enthält. Vom ökonometrischen Standpunkt genügt es, auf Basis ökonomischer Theorie eine empirische Erklärung (Schätzung der Modellparameter) zu liefern, die nur noch den Zufallseinfluß offen läßt (hinter dem sich eine Vielzahl von Einflußgrößen verbergen kann). Daß eine Produktivitätsfunktion nicht alle möglichen Beziehungen zu anderen Variablen direkt zum Ausdruck zu bringen hat, wird auch plausibel, wenn sie als einzelne (Struktur-)Gleichung eines Gesamtmodells interpretiert wird, in dessen Beziehungsgefüge (Interdependenz) auch die Endogenen und Exogenen des übrigen Systems die Produktivität indirekt mit beeinflussen. Indes ist wegen des Systemzusammenhangs nicht zu erwarten, daß Regressionsberechnungen mit nicht streng deduktiv gewonnenen, aber prima facie durchaus plausiblen Erklärungsgrößen wie z. B. Wechselkurs des Dollars, Diskontsatz, Arbeitslosenquote, Importquote nach statistischen Testkriterien „unakzeptable“ Ergebnisse liefern. Auch sagen solche Korrelationsrechnungen nichts über Kausalitäten (insbesondere die Kausalrichtung) aus. Dagegen besteht bei der Anwendung eher intuitiv formulierter Hypothesen die Gefahr, daß man sich implizit in Widerspruch zu i. a. anerkannten Definitionen und Zusammenhängen begibt.⁸⁾

Allerdings impliziert eine Regressionsanalyse auf Basis einer Fehlspezifikation schätztheoretisch und -technisch keineswegs, daß der empirische Einfluß explizit ausgeschlossener Erklärungsgrößen überhaupt nicht erfaßt wird. Vielmehr wird bei der ökonometrischen Schätzung der Einfluß der ausgeschlossenen Variablen in mindestens einem der Regressionskoeffizienten implizit miterfaßt.

Für den linearen Fall kann dieser Sachverhalt folgendermaßen dargestellt werden:

Es sei die wahre Spezifikation

$$(1)^9) y = a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2 + u$$

Es sei die verwendete Fehlspezifikation

$$(2) y = b_0 + b_1 x_1 + v$$

Ausgelassen wurde also die Variable x_2 . Für die Parameter b_0 und b_1 können Regressions-schätzungen ermittelt werden (\hat{b}_0, \hat{b}_1). Das Problem ist jedoch, wie diese Schätzungen zu beurteilen und interpretieren sind. Gesetzt den Fall, die ausgelassene Variable x_2 ist in Wirklichkeit selbst eine lineare Funktion von x_1 der Form

$$(3) x_2 = c_0 + c_1 x_1 + u'$$

so stellen b_0 und b_1 spezielle Kombinationen aus a_0, a_1, a_2, c_0 und c_1 dar, und \hat{b}_0 sowie \hat{b}_1 sind Schätzungen für diese Kombinationen, nicht jedoch für die „wahren“ Parameter a_0, a_1 .¹⁰⁾ D. h. also, daß der wahre partielle Reaktionskoeff-

⁴⁾ Vgl. Pusse, L., Arbeitsproduktivität und Beschäftigung, Freiburg 1984, S. 9-13. Graphisch wurden diese Erklärungsfaktoren bereits 1975 dargelegt. Vgl. Pusse, L., Zur Analyse und Prognose der Arbeitsproduktivität auf produktions-theoretischer Basis, in: MittAB 3/75, S. 232, 3.

⁵⁾ Zur formalen Herleitung der verschiedensten Funktionstypen für die Arbeitsproduktivität auf Basis der Cobb-Douglas- und CES-Produktionsfunktion vgl. Lüdeke, D., Pusse, L., Potentielle Arbeitsproduktivität und potentieller Arbeitseinsatz, in: MittAB 2/77, S. 319ff. Mit der Einführung von Preisen lassen sich auch spezifische Monopolgrade als Erklärungsgrößen einführen. Vgl. dazu Pusse, L., Arbeitsproduktivität und Beschäftigung a.a.O., S. 31 ff. sowie 39ff. Wettbewerb als produktivitätsbestimmender Faktor taucht auch bei Lamberts auf: RWI-Mitteilungen 1/76, S. 1 ff. sowie 3/76 S. 177 ff. Ansätze zur Erklärung der Produktivität auf Basis von Produktionsfunktionen finden sich z. B. auch in: Altmann, F.-L. u. a. (Hrsg.), On the Measurement of Factor Productivities. Theoretical Problems and Empirical Results, Göttingen 1976. Vgl. auch Kendrick, J. W., Vaccara, B. N. (Hrsg.), New Developments in Productivity Measurement and Analysis, Chicago - London 1980.

⁶⁾ Zu den Ansatzmöglichkeiten der IAB-Forschung zur Produktivitätsprognose vgl. Pusse, L., Konzepte der Arbeitsproduktivitätsforschung im IAB in: Mertens, D. (Hrsg.), Konzepte der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, BeitrAB 70, Nürnberg 1988, S. 212ff.

⁷⁾ Vgl. Verdoorn, P. J., On an Empirical Law Governing the Productivity of Labor, in: Econometrica 1951, S. 209/10.

⁸⁾ Vgl. dazu auch Fußnote 16. Als Beispiel für eine eher intuitiv gewonnene Hypothese sei auf den Produktivitätsansatz nach Helpf verwiesen, in dem neben dem Produktionswachstum die Investitionsentwicklung (logarithmische Abweichung vom Trend, verzögert um zwei Perioden) als Regressorvariable fungiert. Zur empirischen Schätzung auf Industrie-sektorebene vgl. Pusse, L. (1975), a.a.O., S. 235ff.

⁹⁾ y = endogene Variable; x_1, x_2 = exogene Variable; a_0, a_1, a_2 = Parameter; u = Zufallsvariable mit der Bedeutung und den klassischen Eigenschaften des Modells der Normalregression. Vgl. Schönfeld, P., Methoden der Ökonometrie, Band I, S. 51 ff. Die Symbolik der folgenden Gleichungen ist analog zu interpretieren.

¹⁰⁾ $b_0 = a_0 + a_2 c_0; b_1 = a_1 + a_2 c_1$. Es wird also auf Basis dieser Parameterkombinationen auch der Einfluß der ausgeschlossenen Variablen bei der Regressionsanalyse von (2) indirekt miterfaßt. Bei exakter Multikollinearität zwischen x_1 und x_2 und Nichtidentifizierbarkeit von a_1 und a_2 wäre ohne weitere Informationen der Verzicht auf die explizite Erfassung beider Exogenen sinnvoll. Im allgemeinen ist jedoch mit deterministischer linearer Abhängigkeit der Exogenen nicht zu rechnen.

fizient für y bezüglich x_1 über die Schätzung der Gleichung (2) nicht ermittelt werden kann, dessen Kenntnis jedoch notwendig wäre, wenn die Partialwirkung von x_1 auf y simuliert oder projiziert werden soll.

Die Parameter-Schätzfunktionen auf der Basis der Gleichung (2) können keine Erwartungstreue gewährleisten, sondern führen zu Verzerrungen.¹¹⁾ So hängt z. B. das Ausmaß der Verzerrung bezüglich des partiellen Koeffizienten für x_1 von der Größe der Parameter a_2 und c_1 ab. Insbesondere würde \hat{c}_1 bei schwacher Korrelation zwischen x_2 und x_1 sehr klein ausfallen, gemäß der Bedingung

$$\hat{c}_1 = \frac{\text{COV}(x_1, x_0)}{s_{x_1}^2}, \text{ ja sogar verschwinden bei Orthogonalität}$$

($\hat{c}_1 = 0$);¹²⁾ denn je schwächer die Kovarianz zwischen x_1 und x_2 ist, desto geringer fällt \hat{c}_1 aus – $s_{x_1}^2$ gegeben. Jedenfalls kann über x_1 der Einfluß einer Änderung von x_2 – die dazu simultan mit x_1 stattfinden muß – im allgemeinen nur zum Teil miterfaßt werden. Der partielle Einfluß von x_2 auf y wird dagegen mit Modell (2) überhaupt nicht dargestellt

und ist a priori mit diesem Modell weder simuliert- noch projizierbar.

Im Falle nicht-linearer Abhängigkeit zwischen x_2 und x_1 läßt sich noch anschaulicher demonstrieren, daß lediglich ein Teil des Einflusses von x_2 auf y über Gleichung (2) erfaßt werden kann. Dabei soll beispielhaft für den Zusammenhang zwischen x_1 und x_2 von einem Polynom zweiten Grades ausgegangen werden:

$$(3') \quad x_2 = d_0 + d_1 x_1 + d_2 x_1^2 + u''$$

(3') in (1) eingesetzt, ergibt:

$$(4) \quad y = (a_0 + a_2 d_0 + a_2 d_2 x_1^2) + (a_1 + a_2 d_1) x_1 + u'''$$

Im Vergleich zum linearen Einfach-Regressionsmodell (2) wird deutlich, daß dort gerade der in x_1 quadratische Term explizit nicht auftaucht, so daß mit Verzerrungen bei den Schätzfunktionen zu rechnen ist.¹³⁾

4. Empirische Analyse

4.1 Ökonometrische Schätzungen

Zur Überwindung der Unzulänglichkeit des Verdoorn-Ansatzes sind in der IAB-Produktivitätsforschung bereits seit Anfang der 70er Jahre weiterführende ökonomische Erklärungsmodelle entwickelt und angewandt worden. Besonderes Gewicht wurde den Schätzungen von Produktivitätsfunktionen auf der Basis homogener Produktionsfunktionen des speziellen Typs Cobb-Douglas bzw. CES beigemessen.¹⁴⁾ Dabei ist zwischen technischen und ökonomischen Ansätzen unterschieden worden, je nachdem ob die Produktivitätsgleichung ausschließlich auf Basis einer Produktionsfunktion oder zusätzlich unter Berücksichtigung eines Optimierungskalküls (Gewinnmaximierung/Kostenminimierung) hergeleitet worden war.¹⁵⁾ Zur Demonstration der Beschäftigungsschwellenproblematik soll im folgenden exemplarisch auf aktuelle regressionsanalytische Schätzungen globaler technischer Produktivitätsfunktionen, die auf dem formal relativ einfachen und schätztechnisch einfach zu handhabenden Modell der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion mit Arbeitsvolumen und Kapital als Produktionsfaktoren basieren, zurückgegriffen werden. Dabei wird das Wachstum der Stundenproduktivität (π_{ST}) erklärt durch das Wachstum des Bruttoinlandsproduktes (Y) und das der Kapitalintensität (K_{ST}) bzw. des Kapitals (K).¹⁶⁾ Als Funktionsparameter taucht darüber hinaus autonomer, faktorungebundener, neutraler technischer Fortschritt auf (technische Produktivitätsfunktionen)¹⁷⁾. Insbesondere Faktorpreise und Produktpreis bleiben bei diesen Ansätzen außer Betracht, d. h. die Quantifizierung ihrer Wirkung auf die aufgeführten Variablen. Jedoch auch sie beeinflussen letztlich die Produktivität über den Skaleneffekt, technischen Fortschritt und insbesondere Substitutionseffekt. Ein weiterführendes Modell würde diese prezialen Bestimmungsgründe in zusätzlichen Strukturgleichungen berücksichtigen oder entsprechende ökonomische Versionen der Produktivitätsfunktion verwenden. Solche Modelle könnten somit auch den Einfluß der Produkt- und Faktorpreise spezifizieren.

Als empirische Schätzung¹⁸⁾ für die technische Produktivitätsfunktion ergibt sich jeweils:

$$(1.a) \quad \hat{\pi}_{ST} = -0,62 + 0,67 Y + 0,48 K_{ST} \quad r = 0,96 \\ (15,1) \quad (11,4) \quad DW = 1,4$$

$$(1.b) \quad \hat{\pi}_{ST} = -0,12 + 0,40 Y + 0,63 K \quad r = 0,85 \\ (4,8) \quad (4,6) \quad DW = 1,7$$

¹¹⁾ Insbesondere für den allgemeinen Fall vgl. Schönfeld, P., a.a.O., S. 73ff., Schneeweiß, H., Ökonometrie, Würzburg – Wien 1978, S. 148ff., Frohn, J., Grundausbildung in Ökonometrie, Berlin – New York, S. 71 ff.

¹²⁾ a_1 wird auch unverzerrt geschätzt, wenn $a_2 = 0$, also x_2 auch keinerlei Einfluß auf y hat. Dann wäre jedoch Gleichung (1) unkorrekt.

¹³⁾ Bzgl. der Störvariablen u'' , gelten sicherlich nicht mehr die klassischen Voraussetzungen der Normalregression.

¹⁴⁾ Vgl. Pusse, L., (BeitrAB 70), a.a.O., S. 216ff. Darüber hinaus wurde durch Unternehmensbefragungen versucht, Entwicklung der Produktivität sowie ihre betriebswirtschaftlichen Einflußgrößen zu ergründen. Die Ergebnisse werden regelmäßig in den MittAB veröffentlicht. Zuletzt: Pusse, L., W. Ruppert, Mittelfristige Entwicklung von Produktion, Arbeitsproduktivität und Beschäftigung im Verarbeitenden Gewerbe: Tendenzen und betriebliche Maßnahmen, in: MittAB 4/89, S. 576 ff.

¹⁵⁾ Zur Einteilung in technische und ökonomische Ansätze vgl. auch Frohn, J., Produktivität und Produktionsmodell, in: Kregel, R. (Hrsg.), Neuere Methoden der Produktivitätsmessung, Heft 4 der Sonderhefte zum Allgemeinen Statistischen Archiv, Göttingen 1973, S. 89 ff. Eine zusammenfassende Darstellung empirischer Produktivitätsfunktionen aus der IAB-Produktivitätsforschung findet sich bei: Pusse, L., Ökonometrische Produktionsstrukturen der deutschen Industrie, in: BeitrAB 28, Nürnberg 1981.

¹⁶⁾ Wenn wie oben von einer gegebenen Produktionselastizität des Arbeitsvolumens in einer Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ausgegangen wird, ist sowohl für die Personen-Produktivitätsgleichung als auch für die Stundenproduktivitätsgleichung die restriktionslose und widerspruchsfreie Schätzung eines Regressionskoeffizienten für die geleistete Arbeitszeit nicht möglich. Als aktuellen Beitrag zur Schätzung der Cobb-Douglas-Produktionsfunktion mit Arbeitsvolumen als Produktionsfaktor vgl. z. B. Schmidt, K., Stahlecker, P., Zur Ausnutzung von a priori Informationen bei der Schätzung einer gesamtwirtschaftlichen Cobb-Douglas-Produktionsfunktion, in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, Bd. (Vol.) 206/6, S. 599ff., Lüdeke, D., W. Hummel, Th. Rudel, Das Freiburger Modell, Berlin/New York/Tokio 1988, S. 13 f.

¹⁷⁾ Der konstante Term der vorausgesetzten und in Wachstumsraten formulierten Produktionsfunktion wird als Rate des technischen Fortschritts (autonom, neutral, faktorungebunden) interpretiert. Dieser Parameter ist auch im konstanten Term der Produktivitätsgleichungen (La) und (1b) enthalten. Diese Spezifikation des technischen Fortschritts kann als unbefriedigend empfunden werden. Vgl. Literaturangabe bei Schnur, P., Investitionstätigkeit und Produktivitätsentwicklung. Empirische Analyse auf Basis eines erweiterten Verdoorn-Ansatzes, in diesem Heft, wo sich auf Krelle berufen wird. Es erhebt sich jedoch die Frage, ob der konstante Term in der Wachstumsratenversion von Produktivitätsfunktionen, die nicht deduktiv aus Produktionsfunktionen gewonnen worden sind, zwingend anders zu interpretieren ist. Zu den Spezifikationsmöglichkeiten des technischen Fortschritts in Produktionsfunktionen vgl. z. B. Frohn, J. u. a., Der technische Fortschritt in der Industrie. Messung in 34 Industriebereichen, Berlin 1973.

¹⁸⁾ Unter den Regressionskoeffizienten sind die t-Werte ausgewiesen, r = multipler Korrelationskoeffizient, DW = Durbin-Watson-Maß für Autokorrelation der Residuen. Statistische Quellen: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Fachserie 18, Reihe 1.3, Berechnungen des IAB (durchschnittlich geleistete Arbeitszeit, Arbeitsvolumen). Die DW-Kennziffern liegen zwar nicht in nächster Umgebung des Optimalwertes 2, doch als Beleg für das Vorliegen (positiver) Autokorrelation der Residuen können sie nicht dienen.

Es wurden die jährlichen Veränderungsrate des Schätzzeitraumes 1961–1989 zugrunde gelegt, und zwar folgender Größen:

π_{ST} = Produktivität je Arbeitsstunde

Y = Bruttoinlandsprodukt zu Preisen von 1980

K = Bruttoanlagevermögen zu Preisen von 1980; Jahresanfangsbestand

K_{ST} = Kapitalintensität je Arbeitsstunde (Bruttoanlagevermögen zu Preisen von 1980 dividiert durch Arbeitsvolumen)

Die Interpretation der Kapitalvariablen in Arbeitsproduktivitätsfunktionen als Trägerin des kapitalgebundenen technischen Fortschritts, verbunden mit der Intention, für das Kapital eine möglichst adäquate statistische Abgrenzung vorzunehmen und nur die Ausrüstungen zu berücksichtigen oder das Gesamt-Anlagevermögen um das der Wohnungsvermietung zu bereinigen¹⁹⁾, läßt analog zu (1.b) – z. B. folgende Regressionsschätzung plausibel erscheinen:

$$(1.b)^* \quad \hat{\pi}_{ST} = 0,23 + 0,41 Y + 0,51 K \quad r = 0,84 \\ (4,7) \quad (4,1) \quad DW = 1,6$$

wobei mit K die prozentuale jährliche Veränderungsrate des gesamtwirtschaftlichen Anlagevermögens abzüglich Wohnbauten bezeichnet ist.

Als empirische Schätzfunktionen für die Personenproduktivität (π_{ET}) lassen sich aufgrund des definitorischen Zusammenhangs zwischen Personen-Stundenproduktivität und durchschnittlich geleisteter Arbeitszeit (AZ) aus (1.a) und (1.b) die folgenden Gleichungen^{19a)} ableiten:

$$(2.a) \quad \hat{\pi}_{ET} = -0,62 + 0,67 Y + 0,48 K_{ST} + AZ$$

$$(2.b) \quad \hat{\pi}_{ET} = -0,12 + 0,40 Y + 0,63 K + AZ$$

In der Stundenproduktivitätsfunktion (1.a) beeinflusst die Arbeitszeit (AZ) die Produktivität über das Arbeitsvolumen, die Nennergröße der Kapitalintensität (K_{ST}), während sich gemäß Gleichung (1.b) die Abhängigkeit der

Stundenproduktivität von der Arbeitszeit im Beziehungsgefüge aller endogenen Größen (Personen-, Stundenproduktivität, Produktion und Kapitaleinsatz) ergibt. Außerdem sei vermerkt, daß eine partielle Variation des Kapitals gemäß Gleichung (1.b) bzw. (2.b) produktionstheoretisch die Veränderung der Kapitalintensität impliziert und über diese die Arbeitsproduktivität bestimmt.

In einem zweidimensionalen Y, π -Diagramm verursacht die Veränderung des Wachstums der Kapitalintensität eine Parallelverschiebung der empirischen Produktivitätskurven – und zwar nach unten, wenn der Anstieg sich verlangsamt, mit abnehmender Beschäftigungsschwelle (Substitutionseffekt). So lag die gemäß Gleichung (1. b) geschätzte Beschäftigungsschwelle – sie unterscheidet sich wegen der expliziten Konstanthaltung der Kapitalentwicklung von den im vorstehenden Beitrag von Klauer auf Basis von Einfach-Regressionen gewonnenen Schwellenwerten – im ersten Jahr des Untersuchungszeitraumes beim Wert von 4,6 und hat sich auf den Wert von 1,0 im Jahre 1989 reduziert.²⁰⁾ Mit einer Abschwächung im Wachstum der Kapitalintensität, welche die Beschäftigungsschwelle also c. p. vermindert, ist in der realen Welt zu rechnen, wenn sich z. B. inter- und/oder intrasektoral der Anteil der arbeitsintensiven Bereiche erhöht, verursacht durch eine Veränderung der Faktorpreisrelation zugunsten des Faktors Arbeit und/oder eine Nachfrageverstärkung nach den Produkten dieser Bereiche.²¹⁾

Eine einfache Regressionsanalyse bzgl. des (linearen) Zusammenhangs zwischen den Wachstumsraten der Kapitalintensität pro Stunde bzw. pro Erwerbstätigen sowie des Kapitals einerseits und der Produktion andererseits im Zeitraum 1961-1989 erbringt (korrigierte) Bestimmtheitsmaße von lediglich 0,03 bzw. 0,01 sowie 0,1. Die Hoffnung, daß der Regressionskoeffizient der Produktionsvariablen im Verdoorn-Ansatz gemäß Gl. (2) implizit auch die partiellen Regressionskoeffizienten der Variablen für die Kapital- bzw. die Kapitalintensitätsentwicklung voll mit erfassen könnte, kann also empirisch kaum belegt werden. Darüber hinaus verlangsamt sich offensichtlich das Wachstum der Kapitalintensität (sowohl pro Stunde als auch pro Kopf) sowie das des Kapitals im Untersuchungszeitraum.²²⁾ Beide Tatbestände zusammengenommen tragen dazu bei, daß die alleinige Berücksichtigung der Produktion zu einer instabilen empirischen Produktivitätsfunktion führt – mit einer systematischen Verschiebung nach unten, d. h. zur Produktionsachse, also mit einer Verminderung der Beschäftigungsschwelle.

4.2 Simulations-/Projektionsergebnisse

Im folgenden sollen Ex-post- und Ex-ante-Simulationen auf Basis des hier vorgestellten Produktivitätsmodells, das zusätzlich den Substitutionseffekt explizit berücksichtigt, durchgeführt werden – auch im Hinblick auf die Ergebnisse der IAB/Prognos-Projektion. Allerdings wurde ausschließlich Gleichung (1. b) bzw. (2. b) verwendet, nachdem es plausibler erschien, für die Simulation von Arbeitsmarktvariablen Annahmen über die Entwicklung des Kapitals, einer arbeitsmarktfremden Größe, zu treffen als über die der Kapitalintensität, die auch von der Entwicklung des Arbeitseinsatzes bestimmt wird.

So wären die Projektionsergebnisse der IAB/Prognos-Projektion für das Wirtschaftswachstum und die Arbeitsproduktivität unter Zugrundelegung obiger empirischen Produktivitätsgleichung nur mit bestimmten Wachstumsraten des Kapitals konsistent (vgl. Tab. 1):

¹⁹⁾ Dieser Sicht ist insbesondere entgegenzuhalten, daß in die globale Arbeitsproduktivität gemäß ihrer Definition auch die Wertschöpfung der Wohnungsvermietung eingeht; diese wird indessen sehr kapitalintensiv erwirtschaftet, ist also in hohem Maße auf den Kapitaleinsatz zurückzuführen – ungeachtet der Frage, ob und in welchem Umfang im Kapital technischer Fortschritt inkorporiert ist. Demnach sollte zur Erklärung der gesamtwirtschaftlichen Arbeitsproduktivität auch der gesamtwirtschaftliche Kapitaleinsatz herangezogen werden.

^{19a)} Streng genommen gelten die Gleichungen (1.a) bis (2.b) nur für infinitesimal kleine Änderungen bei den Variablen. Vgl. dazu auch Lüdeke, D., Pusse, L. (MittAB 2/77), ebenda S. 323.

²⁰⁾ Gleichung (1.a) hätte eine konstante Kapitalintensitätsentwicklung unterstellt. Plausibler erschien es, zur Ex-post-Schätzung der Beschäftigungsschwelle für jeweils ein bestimmtes Jahr, die Kapitalbestandsentwicklung konstant zu halten. Dazu wurde auf die Regressionsschätzung (1.b) zurückgegriffen, die mit Gleichung (1.a) kompatibel ist (s. Fußnote 16).

²¹⁾ Die Bedeutung des Substitutionseffektes via Kapitalintensität stellen z. B. auch heraus: Todd, D.: Total Factor Productivity Growth and the Productivity Slowdown in the West German Industrial Sector, 1970-1981, in: Weltwirtschaftliches Archiv 1/88, S. 108ff.; Kommissionen: a.a.O.; Hof, B.: Arbeitsmarkt bei verringertem Produktivitätswachstum, Köln 1987, S. 80ff., Sachverständigenrat: Jahresgutachten 1987/88, S. 207,8: „Derartige mechanistische Rechnungen, die auf Extrapolationen basieren und die strukturellen Verschiebungen auf den Gütermärkten und Faktormärkten – insbesondere das Anwachsen der arbeitsintensiven Dienstleistungen – nicht angemessen berücksichtigen, haben die beschäftigungspolitische Diskussion belastet. ... – Eine kaum verrückbare „Beschäftigungsschwelle“ gibt es nicht. Mit ein und derselben Wachstumsrate der gesamtwirtschaftlichen Produktion kann – ... – ein höherer oder kleinerer Anstieg der Beschäftigung einhergehen.“

²²⁾ Einfach-Regressionen für das Wachstum der Kapitalintensität je Stunde (K_{ST}) bzw. Kapitalintensität je Erwerbstätigen (K_{ET}) sowie das des Kapitals (K) lauten: $K_{ST} = 7,8 - 0,19 t$ bzw. $K_{ET} = 6,5 - 0,17 t$ sowie $K = 6,5 - 0,15 t$; t = Zeitvariable.

Tabelle 1: Ex-ante-Simulation^{a)} für das Kapital, in % p. a.

	Projektionszeitraum	
	1987/95	1987/2010
obere Variante ^{b)}	3,5	3,4
mittlere Variante ^{b)}	3,2	3,2
untere Variante ^{b)}	3,3	3,0

a) Basis: Gleichung (1.b) lt. Abschnitt 4.1

b) Vorgaben je nach Variante wie in Tabelle 2

Demgegenüber ergäbe eine Fortschreibung des Kapitals (Bruttoanlagevermögen) bis 1995 unter der Annahme, daß sich die Zugänge gemäß den Veränderungsraten der Bruttoinvestitionen lt. IAB/Prognos-Projektion erhöhen und die Abgangsquoten – anders als IAB/Prognos – der Einfachheit halber konstant auf dem Wert 1,7% der letzten drei Jahre gehalten werden, geringere Veränderungsraten des Kapitals, als nach den Plausibilitätsrechnungen erforderlich wären, nämlich je nach Variante: 2,7; 2,6; 2,5 (zur Wertung der Diskrepanzen vgl. weiter unten letzten Abschnitt).

Doch jeder Prozent-Punkt weniger Kapitalwachstum reduziert gemäß der empirischen Produktivitätsgleichung (1. b) den Produktivitätsanstieg um rd. 0,6%-Punkte, erhöht aber gleichzeitig den Beschäftigungsanstieg um rd. 0,6%-Punkte, während die Beschäftigungsschwelle dabei um rd. 1,1%-Punkte kleiner ausfällt.

Nebenbei bemerkt, die Werte lt. Tabelle 1 für die Kapitalentwicklung liegen um 0,7- bis 1,2%-Punkte unter dem effektiven Durchschnittswert im gesamten Schätzzeitraum

1960/89 in Höhe von 4,2%. In den letzten 10 Jahren betrug der effektive Mittelwert rd. 2,9% und in den letzten 7 Jahren rd. 2,6%.

Die Tabelle 2 enthält die Ergebnisse einer Ex-ante-Simulationsrechnung für das Wachstum der Produktivität, der Beschäftigung und für die Beschäftigungsschwelle unter den Produktions- und Arbeitszeitannahmen der Varianten nach der IAB/Prognos-Projektion und unter Zugrundelegung einer unveränderten Wachstumsrate des Kapitals von 3% p. a. (entspricht in etwa dem Durchschnitt der letzten 10 Jahre) sowie eine Ex-post-Simulation für die durchschnittliche Zuwachsrate der Produktivität und die Beschäftigungsschwelle²³⁾ in ausgewählten Vergangenheitszeiträumen auf Basis der faktischen Entwicklung von Kapital und Arbeitszeit.

Als Grundtendenz schält sich im Vergleich zur IAB/Prognos-Projektion heraus: Gemäß mittlerer und oberer Variante ebenfalls Wiederanstieg des Produktivitätswachstums im Vergleich zur Vergangenheitsentwicklung (1980/89), aber (gegenüber IAB/Prognos) leicht geringere Zuwachsraten mit Übereinstimmung bei der unteren Variante bis 2010, damit entsprechend höhere Veränderungsraten bei der Beschäftigung mit geringeren Beschäftigungsschwellen. Als statistische und sachliche Widerlegung der IAB/Prognos-Aussagen sollten jedoch vorstehende Berechnungen nicht verstanden werden, weil u. a. erstens obige Kapitalbestandsrechnung eher exemplarischen Charakter besitzt, zweitens die Ergebnisse auf Basis eines globalen Ansatzes gewonnen worden sind und sich aus methodischen Gründen von denen gemäß (sektoral) disaggregierter Vorgehensweise unterscheiden können und drittens die abweichenden Werte durchaus in den Grenzen eines Toleranzintervalls mit einem üblichen Sicherheitsniveau liegen könnten. Darüber hinaus ist jeder Prognostiker mit dem Problem konfrontiert, daß die Verhaltensfunktionen seiner Modelle im Prognosezeitraum einem Strukturbruch unterliegen, d. h. signifikant anderen Funktionsparameterwerten gehorchen. So ist nicht ausgeschlossen, daß

²³⁾ Die Ex-post-Werte für die Beschäftigungsschwelle lt. Tabelle 2 können sich von den Werten im Beitrag von Klauer unterscheiden – wegen der speziellen Festlegung bzgl. der Kapitalentwicklung. Vgl. Klauer, W., a. a. O., in diesem Heft.

Tabelle 2: Ex-ante- und Ex-post-Simulationen^{a)} für Produktivität, Beschäftigungsschwelle und Erwerbstätige, in % p. a.

	Ex-ante-Simulation Vorgabe: Kapitalwachstum = 3% p. a.						Ex-post-Simulation Vorgaben: effektives Produktions- und Kapitalwachstum			
	Projektionszeitraum ^{b)}						Zeitraum ^{c)}			
	1987/95			1987/2010			1960/73	1973/80	1980/89	1973/89
	obere ^{d)} Variante	mittlere ^{e)} Variante	untere ^{f)} Variante	obere ^{d)} Variante	mittlere ^{e)} Variante	untere ^{f)} Variante				
Stundenproduktivität	2,9 (3,2)	2,8 (2,9)	2,6 (2,8)	2,9 (3,1)	2,7 (2,8)	2,4 (2,4)	5,1 (5,2)	3,0 (3,2)	2,4 (2,2)	2,6 (2,6)
Personenproduktivität	2,0	2,0	1,7	2,2	2,0	1,6	4,0 (4,1)	2,1 (2,3)	1,9 (1,6)	1,9 (1,9)
Beschäftigungsschwelle	1,5 ^{g)}	1,6 ^{g)}	1,5 ^{g)}	1,8 ^{g)}	1,8 ^{g)}	1,6 ^{g)}	3,8 ^{g)}	2,1 ^{g)}	1,9 ^{g)}	1,9 ^{g)}
Erwerbstätige	0,8	0,4	0,4	0,5	0,3	-0,1	0,4 (0,3)	0,1 (-0,1)	0,1 (0,3)	0,1 (0,1)

a) Basis: Gleichung (1.b)

b) in Klammern: Prognos-Werte

c) in Klammern: Effektiv-Werte

d) Vorgaben: Produktionswachstum bis 1995 (y^{95}) bzw. 2010 (y^{10}) = 2,8 bzw. 2,7; Arbeitszeitverkürzung bis 1995 (AZ^{95}) bzw. bis 2010 (AZ^{10}) = -0,9 bzw. -0,7

e) Vorgaben: y^{95} bzw. y^{10} = 2,4 bzw. 2,3; AZ^{95} bzw. AZ^{10} = -0,8 bzw. -0,7

f) Vorgaben: y^{95} bzw. y^{10} = 2,1 bzw. 1,8; AZ^{95} bzw. AZ^{10} = -0,9 bzw. -0,8

g) Sie unterscheidet sich von Berechnungen auf Basis von Einfach-Regressionen zwischen Produktivitäts- und Produktionswachstum.

z. B. gemäß der Annahme in der IAB/Prognos-Studie einer in Zukunft stärker zunehmenden Flexibilität von Arbeit und Kapital (verbunden mit einer zunehmenden Auslastung und „kapitalsparendem technischen Fort-

schritt“) auch in den in diesem Beitrag vorgestellten Produktivitätsfunktionen Strukturveränderungen auftreten.²⁴⁾

Die bestehenden Diskrepanzen zwischen den Projektionsergebnissen und den hier simulierten dürften demnach im wesentlichen als Quantifizierung des Unterschieds in der Methodik und der Spezifikation und expliziten Berücksichtigung zukünftiger Verhaltens- und Technologieänderungen in der IAB/Prognos-Projektion gewertet werden.

²⁴⁾ Vgl. zur These zunehmender Flexibilität und kapitalsparenden technischen Fortschritts: Prognos AG (Hofer, R., Weidig, L., Wolff, H.): Arbeitslandschaft bis 2010 nach Umfang und Tätigkeitsprofilen, in: BeitrAB 131.1, Nürnberg 1989, S. 71.