

Kurzfristige regionale Beschäftigungsfunktionen

Von

PETER M. SCHULZE*

1. Einführung

Kurzfristige Beschäftigungsfunktionen wurden bisher im wesentlichen für Volkswirtschaften insgesamt bzw. Wirtschaftszweige analysiert und geschätzt.¹ Entsprechende Analysen auf regionaler Ebene sind dagegen vergleichsweise selten.² Offensichtlich lassen sich aber in einzelnen Regionen einer Volkswirtschaft ganz unterschiedliche Beschäftigungsentwicklungen beobachten. So lag beispielsweise für die Bundesrepublik Deutschland im Zeitraum 1980–1985 (jeweils September) die Beschäftigung in Baden-Württemberg um 2,1 % höher und in Niedersachsen/Bremen um 2,8 % niedriger als im Durchschnitt des Bundesgebietes.³

Es soll im folgenden untersucht werden, ob sich für die Länder der Bundesrepublik Deutschland unterschiedliche Beschäftigungsfunktionen quantifizieren lassen. Dabei skizzieren wir zunächst mögliche theoretische Ansätze, diskutieren dann das Datenmaterial, die Schätzmethode sowie Beurteilungskriterien und zum Schluß die eigentliche Schätzung der Beschäftigungsfunktionen.

* Meinem Wissenschaftlichen Mitarbeiter, Herrn Dr. J. Schmidt, danke ich für umfangreiche Rechenarbeiten.

1 Vgl. z. B. die Literaturübersichten bei KILLINGWORTH, M. R., A Critical Survey of 'Neoclassical' Models of Labour, Bulletin of the Oxford University Institute of Economics & Statistics, 32 (1970), S. 133 ff. und RIEFERS, R., Kurzfristige Beschäftigungsfunktionen. Ein Literaturüberblick, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 1 (1969), S. 260 ff. Zu Untersuchungen für die Bundesrepublik Deutschland und ihre Sektoren vgl. z. B. SPITZNAGEL, E., Kurzfristige Beschäftigungsfunktionen – Empirische Ergebnisse –, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 10 (1977), S. 166 ff.; TEWES, T., Kurzfristige Prognosefunktionen für die Zahl der Beschäftigten in der Verarbeitenden Industrie und die Zahl der abhängig Erwerbstätigen in der Wirtschaft insgesamt, Die Weltwirtschaft (1971), S. 203 ff.

2 Dem Verfasser ist nur der Beitrag von SWAN, N. M., Differences in the Response of the Demand for Labour to Variations in Output among Canadian Regions, The Canadian Journal of Economics, 5 (1972), S. 373 ff., bekannt.

3 Vgl. KOLLER, M., KRIDDE, H., Beschäftigung und Arbeitslosigkeit in den Regionen. Strukturen und Entwicklungslinien, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 19 (1986), S. 392 ff.

2. Das Modell

Da im vorliegenden Beitrag regionale Beschäftigungsfunktionen diskutiert werden sollen, stellt sich naturgemäß die Frage, welche Variablen die regionalen Besonderheiten im Modell erfassen. Wie erwähnt, gibt es in der Literatur kaum Analysen und Schätzungen von Beschäftigungsfunktionen für Regionen.

Swan⁴ benutzt den auch hier später bevorzugten Brechling-Ansatz mit einer Produktionsgröße, der Beschäftigung der Vorperiode und der Zeit als erklärenden Variablen. Bei Browne⁵ findet sich die Spezifikation einer Beschäftigungsfunktion, die u. a. Kapitalstock, Kapitalintensität, demographische Größen, Anteilswerte der Beschäftigung in einzelnen Wirtschaftszweigen und regionale (Konjunktur-) Zyklen als erklärende Variablen erfaßt. Alle Regressionskoeffizienten sind bei $\alpha = 0,01$ erstaunlicherweise signifikant von Null verschieden. Bei der Vielzahl von insgesamt zehn (!) unabhängigen Größen dürfte aber mit hoher Wahrscheinlichkeit Multikollinearität zwischen einigen Variablen auftreten und damit den Wert der Schätzergebnisse in Frage stellen.

Da für die Bundesrepublik Deutschland auf Länderebene entsprechende Daten fehlen, konnte der zweite Ansatz nicht weiter verfolgt werden. Der Verfasser analysierte statt dessen Spezifikationen der Beschäftigungsfunktion mit regionsspezifischen Variablen. So wurden neben der Produktion Komponenten als erklärende Größen in die Beschäftigungsfunktion aufgenommen, die theoretisch plausibel erscheinen. Hierher gehören Variablen auf Länderebene, wie Wanderungssalden, Lohnvariablen, Investitionsgrößen und Exporte (über die Grenzen der Bundesrepublik Deutschland).

Für den betrachteten Zeitraum und das vorliegende räumliche Aggregationsniveau ergaben sich nur für jeweils unterschiedliche Bundesländer statistisch gesicherte Schätzungen. Bei Aufnahme der Exporte gab es Hinweise auf Multikollinearität mit der Outputgröße. Die Produktionsgröße erwies sich allerdings als „Schlüsselvariable“ unter den erklärenden Größen, denn bei Weglassen zeigten die übrigen Variablen durchweg keine plausiblen Ergebnisse.

Nach diesen Spezifikationen konzentrierte sich die quantitative Analyse der Arbeitsnachfrage auf die in der Vergangenheit oft benutzte sogenannte Brechling-Beschäftigungsfunktion.⁶ Ein Vergleich dieses Ansatzes mit anderen Spezifikationen auf nationaler Ebene zeigte, daß er sich zur Erklärung von Beschäftigungs-

4 Vgl. SWAN, N. M., a. a. O., S. 375.

5 Vgl. BROWNE, L. E., Regional Unemployment Rates – Why are they so different?, New England Economic Review, 4 (1978), S. 15.

6 Vgl. BRECHLING, F. P. R., The Relationship between Output and Employment in British Manufacturing Industries, Review of Economic Studies, 32 (1965), S. 187 ff.; BRECHLING, F. P. R., O'BRIEN, P., Short-Run Employment Functions in Manufacturing Industries: An International Comparison, The Review of Economics and Statistics, 49 (1967), S. 277 ff.; BALL, R. J., ST CYR, E. B. A., Short Term Employment Functions in British Manufacturing Industry, Review of Economic Studies, 33 (1966), S. 180 ff.

schwankungen gut eignet.⁷ Dies haben auch die eigenen Untersuchungen bestätigt, weshalb im folgenden der Brechling-Ansatz zur Schätzung regionaler Beschäftigungsfunktionen dargestellt und auch geschätzt werden soll. Es handelt sich hier – wie so oft im regionalwirtschaftlichen Bereich – um eine Übertragung gesamtwirtschaftlich bewährter Konzepte auf Regionalanalysen, also um einen „top-down-approach“.⁸

Der Brechling-Funktion liegt ein Modell zugrunde, das trotz einfacher Struktur und gewisser Restriktionen wichtige Informationen über ökonomisch plausible Parameter bei Beschäftigungsentscheidungen liefern kann. Da das Modell in der eingangs zitierten Literatur ausführlich diskutiert wurde, soll es hier nur in seinen Grundzügen skizziert werden.

Ausgangspunkt der Überlegungen ist eine mikroökonomische Cobb-Douglas-Produktionsfunktion

$$(1) \quad Y = AL^\alpha K^\beta$$

mit Y : (Modellexogener) Output
 L : Arbeitseinsatz, bestehend aus Arbeitskräftebestand E und durchschnittlicher Arbeitszeit H ($L = EH$)
 K : (Kurzfristig fixe) Kapitalausstattung
 A : Niveauparameter für den Stand des technischen Wissens
 α, β : Partielle Produktionselastizitäten von Kapital und Arbeit
 $(\alpha, \beta > 0)$

Langfristiges Wachstum des Kapitalstocks und des technischen Fortschritts seien durch einen Exponentialtrend e^{rt} darstellbar, wobei r die Rate des (exogenen) technischen Fortschritts und t die Zeit ist.

Als weitere Modellannahme wird unterstellt, daß die Unternehmung bei der Produktion Minimalkostenkombination anstrebe.

Dritte Komponente des Modells ist eine kurzfristige Anpassungsfunktion für den gewünschten (kostenminimalen) Arbeitskräftebestand E^* . Sie läßt sich in Form eines Koyck-Prozesses

$$(2) \quad \frac{E_t}{E_{t-1}} = \left[\frac{E_t^*}{E_{t-1}} \right]^\lambda$$

mit λ als Anpassungsgeschwindigkeit ($0 \leq \lambda \leq 1$) angeben.

Man erhält durch Verknüpfung der drei Modellkomponenten letztendlich nach logarithmischer Transformation die Gleichung⁹

7 Vgl. z. B. BRISCOE, G., PEEL, D. A., The Specification of Short-Run Employment Function: An Empirical Investigation of the Demand for Labour in the UK Manufacturing sector, 1955–1972, Bulletin of the Oxford Institute of Economics & Statistics, 37 (1975), S. 132.

8 Vgl. im einzelnen SCHULZE, P. M., Zur ökonometrischen Analyse von Regionen, Jahrbuch für Sozialwissenschaft, 29 (1978), S. 3 f.

9 Brechlings Funktion (BRECHLING, F. P. R., a. a. O., S. 193) enthält die gleichen Variablen allerdings in linearer, nicht in logarithmischer Form.

$$(3) \quad \ln E_t = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_t + \beta_2 \ln E_{t-1} + \beta_3 t + \varepsilon_t,$$

wobei die latente Variable ε_t durch einen AR(1)-Prozeß darstellbar sein soll. Das beim Übergang von der einzel- zur gesamtwirtschaftlichen Betrachtungsweise auftretende Aggregationsproblem wird außer acht gelassen.

Der Arbeitskräftebestand wird in dieser Beschäftigungsfunktion erklärt aus der Produktion, dem Arbeitskräftebestand der Vorperiode und dem Trend. Die in (3) geschätzten Regressionskoeffizienten $\hat{\beta}$ stehen mit den Modellparametern in folgender Beziehung:¹⁰

$$\begin{aligned} \beta_1 &= \frac{\hat{\lambda}}{\alpha} \\ (4) \quad \hat{\beta}_2 &= 1 - \hat{\lambda} \\ \hat{\beta}_3 &= -\frac{\hat{r}\hat{\lambda}}{\alpha} \end{aligned}$$

Umgekehrt lassen sich aus den geschätzten Regressionskoeffizienten die Modellparameter eindeutig identifizieren:

$$\begin{aligned} \hat{\lambda} &= 1 - \hat{\beta}_2 \\ (5) \quad \alpha &= \frac{1 - \hat{\beta}_2}{\hat{\beta}_1} \\ \hat{r} &= -\frac{\hat{\beta}_3}{\hat{\beta}_1} \end{aligned}$$

Auf die Interpretation dieser für die Beschäftigungsfunktionen wichtigen Parameter kommen wir bei der Betrachtung der Schätzergebnisse zurück.

3. Quantifizierung des Modells

3.1 Daten

Der Versuch, regionale Funktionalbeziehungen zu quantifizieren, scheitert oft daran, daß geeignete Daten auf dem gewünschten regionalen Aggregationsniveau fehlen. So mußte auch im vorliegenden Fall auf relativ große Raumeinheiten – nämlich Bundesländer – zurückgegriffen werden, obwohl die Wahl kleinerer und in sich homogener Raumeinheiten regionale Unterschiede stärker hervortreten ließe.

10 Da β_0 für die weiteren Überlegungen keine Rolle spielt, wird es im folgenden vernachlässigt.

Daneben vernachlässigen politische bzw. administrative Gebietsabgrenzungen häufig Arbeitsmarktverflechtungen mit dem Umland, wie z. B. im Falle der Stadtstaaten oder des Rhein-Main-Gebietes. Neben der Gebietsabgrenzung spielt die Wahl der Beobachtungsperiode für die Schätzergebnisse eine wichtige Rolle. Aber auch hier beschränkt mangelnde Datenverfügbarkeit den Auswahlspielraum.¹¹ Für die Schätzung der Beschäftigungsfunktionen haben wir Jahresdaten aus den „Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen der Länder“¹² von 1970–1984 benutzt. Da Produktionswerte nicht zur Verfügung standen, wurde als Outputgröße das Bruttoinlandsprodukt in Preisen von 1980 herangezogen. Das Inlandskonzept erscheint deshalb angebracht, weil es sich bei der Beschäftigungsfunktion um eine Arbeitsnachfragefunktion handelt, die nicht auf die beschäftigten (Regions-) Inländer abzielt, sondern auf die Produktion des Inlandes, gleichgültig, ob sie durch (Regions-)Inländer oder durch die übrigen Regionen der Volkswirtschaft erbracht wurde.

Für die Zahl der Beschäftigten E wurde aus gleichem Grund die Zahl der Beschäftigten im Inland und nicht die der Inländer herangezogen.

Um nun – trotz Übernahme des gesamtwirtschaftlichen Ansatzes – eine „regionale Dimension“ in die Schätzgleichung einzubeziehen und die Ergebnisse der unterschiedlich großen Bundesländer vergleichbar zu machen, wurden die Produktions- und Beschäftigungsgrößen auf die Bevölkerung (BEV) des jeweiligen Bundeslandes bezogen. Gleichzeitig läßt sich dadurch die teilweise vorhandene Multikollinearität zwischen den erklärenden Variablen mindern. Die Schätzgleichung lautet deshalb für alle Bundesländer

$$(6) \quad \ln \left[\frac{E}{\text{BEV}} \right]_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \ln \left[\frac{Y}{\text{BEV}} \right]_t + \hat{\beta}_2 \ln \left[\frac{E}{\text{BEV}} \right]_{t-1} + \hat{\beta}_3 t + e_t$$

3.2 Schätzmethode

Ursprünglich sollte zur Schätzung der regionalen Beschäftigungsfunktionen ein Schätzansatz benutzt werden, der räumliche Interdependenzen berücksichtigt. Es liegt nämlich nahe, daß die für die einzelnen Länder der Bundesrepublik Deutschland zu quantifizierenden Beschäftigungsrelationen nicht unabhängig voneinander

- 11 So können im vorliegenden Fall keine getrennten Schätzungen für Auf- und Abschwungsphasen – wie es wünschenswert wäre – durchgeführt werden, vgl. hierzu z. B. LEHNER, J., MÖLLER, J., Eine Stabilitätsuntersuchung kurzfristiger Beschäftigungsfunktionen mit Hilfe von switching regressions, Mitteilung aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, 14 (1981), S. 39 ff.; SCHULZE, P. M., Quantitative Analysis of Labour Market Relations for the Federal Republic of Germany, in: Institut de Mathématiques Economiques, Document de Travail Nr. 69, Université de Dijon 1984.
- 12 Gemeinschaftsveröffentlichung der Statistischen Landesämter, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen der Länder, Heft 15: Entstehung, Verteilung und Verwendung des Sozialprodukts in den Ländern der Bundesrepublik Deutschland. Revidierte Ergebnisse 1970 bis 1984, Stuttgart 1986.

sind. Als Schätzmethode bietet sich hier ein modifizierter Zellner-Ansatz der „seemingly unrelated regressions“ an. Dieser Ansatz ist an anderer Stelle dargestellt und bereits zur Schätzung regionaler Funktionalbeziehungen benutzt worden.¹³ Außerdem läßt sich hierfür ein Test angeben, der sich zur Untersuchung regionaler Unterschiede eignet.¹⁴ Allerdings sind für die hier verwendete Spezifikation weitere theoretische Untersuchungen notwendig, denn die „Zellner-Schätzung“ führte im vorliegenden Fall zu wenig brauchbaren Ergebnissen.¹⁵ Hinweise lassen den Schluß zu, daß die vermutete räumliche Autokorrelation bei Schätzung dieser Beschäftigungsfunktion offenbar nicht angenommen werden kann.

Aus diesem Grund wurde die Beschäftigungsgleichung für jedes Bundesland separat nach der Verallgemeinerten Methode der Kleinsten Quadrate geschätzt.¹⁶

3.3 Beurteilungskriterien

Als Grundlage zur Beurteilung der Schätzungen dienen zunächst die konventionellen Gütekriterien wie t -Test und Determinationskoeffizient R^2 . Um einzelne Modellparameter verschiedener Regionen vergleichen zu können, benutzt Spitznagel¹⁷ in Anlehnung an Lüdeke¹⁸ einen t -Test. Lüdeke bezieht seinen Test allerdings auf einen Vergleich geschätzter Regressionskoeffizienten und weist auf die Behelfsmäßigkeit dieses Tests hin.¹⁹ Spitznagel verwendet dieses Prüfmaß für die Modellparameter. Nun sind die Modellparameter aber teilweise nichtlineare Funktionen der Regressionskoeffizienten (vgl. Gleichungen in (5)), für die die erwähnte Testvariable von Lüdeke nicht gilt, so daß gegenüber der Vorgehensweise von Spitznagel Bedenken anzumelden sind.

Auch wenn sich für die Modellparameter Tests angeben lassen, so sollen sie hier nicht benutzt werden, da der Anschein einer Genauigkeit in den Ergebnissen erweckt würde, der bei den Restriktionen dieses einfachen Modells nicht gerechtfertigt erscheint und das Modell überforderte.

Allerdings ist interessant zu untersuchen, ob sich sämtliche Parameter der einzelnen Beschäftigungsfunktionen in den verschiedenen Bundesländern signifikant un-

- 13 Vgl. SCHULZE, P. M., Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen. Methodische Probleme und empirische Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland, Jahrbuch für Regionalwissenschaft, 3 (1982), S. 116 ff.
- 14 Vgl. SCHULZE, P. M., Once Again: Testing for Regional Homogeneity, Journal of Regional Science, 27 (1987), S. 129 ff.
- 15 Es zeigte sich, daß die Varianz-Kovarianz-Matrix, die die Information über die räumlichen Interdependenzen enthält, singulär war.
- 16 Vgl. z. B. KMENTA, J., Elements of Econometrics, 2nd ed., New York/London 1986, S. 607 ff.
- 17 Vgl. SPITZNAGEL, E., a. a. O., S. 174 f.
- 18 Vgl. LÜDEKE, D., Strukturveränderungen des Investitionsverhaltens im Konjunkturverlauf, Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 188 (1973), S. 314.
- 19 Vgl. ebenda.

terscheiden. Hierzu wird der Chow-Test benutzt,²⁰ der jeweils zwei Regressionsgleichungen vergleicht und insgesamt auf Signifikanz prüft. Dies läßt auch gewisse Rückschlüsse auf unterschiedliche Modellparameter in den Bundesländern zu.

Da die Schätzung keine Hinweise auf räumliche Autokorrelation ergab, läßt sich der Test mit folgender Prüfgröße durchführen

$$(7) \quad F = \frac{[\Sigma e^2 - (\Sigma e_1^2 + \Sigma e_2^2)]}{m} \cdot \frac{(n_1 + n_2 - 2m)}{(\Sigma e_1^2 + \Sigma e_2^2)}$$

Hierbei ist Σe^2 die quadrierte Summe der unerklärten Abweichungen aus der für beide Regionen zusammengefaßten Schätzung, und Σe_1^2 und Σe_2^2 bezeichnen die entsprechenden Werte aus der Region 1 bzw. Region 2. m ist die Zahl der erklärenden Variablen – einschließlich Absolutglied – in der Regressionsgleichung. Die Zahl der Freiheitsgrade beträgt m bzw. $(n_1 + n_2 - 2m)$.

4. Schätzergebnisse

Die Schätzergebnisse für Gleichung (6) aufgrund der unter Abschnitt 3 angegebenen Datengrundlage und Schätzmethode sind für die Bundesländer und die Bundesrepublik Deutschland insgesamt in Tabelle 1 angegeben.

Zunächst ist festzustellen, daß die Koeffizienten ökonomisch plausible Vorzeichen und Größenordnungen aufweisen. Darüber hinaus sind die Ergebnisse, gemessen an den statistischen Beurteilungskriterien, befriedigend: Die t -Werte (in Klammern unter den Schätzwerten angegeben) sind bis auf die drei mit * gekennzeichneten Werte bei $\alpha = 0,05$ signifikant von Null verschieden.²¹ Außerdem zeigen die Determinationskoeffizienten R^2 passable Werte.

Für die ökonomische Analyse interessiert uns weiterhin die Berechnung und Interpretation der Modellparameter α , λ und r . Die Schätzwerte für diese Parameter, die nach den Gleichungen (5) berechnet werden, sind in Tabelle 2 angegeben.

Die Anpassungsentscheidungen der Unternehmen bezüglich der Beschäftigtenzahl werden charakterisiert durch den Anpassungskoeffizienten λ , die partielle Produktionselastizität der Arbeit α und die Rate des exogenen technischen Fortschritts r .

λ läßt sich als Maß für die Geschwindigkeit ansehen, mit der die Unternehmen die Beschäftigung an den kostenminimalen Punkt bei gegebener Produktion und fixer Technologie anpassen.

Tabelle 1

	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	R^2
Schleswig-Holstein	0,3234 (2,2)	0,6887 (3,3)	-0,0060* (-2,0)	0,72
Hamburg	0,4751 (2,5)	0,6516 (3,1)	-0,0114 (-2,5)	0,64
Niedersachsen	0,5133 (6,5)	0,6465 (5,6)	-0,0119 (-6,9)	0,92
Bremen	0,3303 (2,7)	0,5045 (2,5)	-0,0083 (-3,1)	0,74
Nordrhein-Westfalen	0,4053 (3,5)	0,6275 (3,6)	-0,0082 (-3,8)	0,81
Hessen	0,2949 (2,9)	0,6193 (3,1)	-0,0075 (-3,1)	0,79
Rheinland-Pfalz	0,5281 (4,7)	0,6554 (5,0)	-0,0123 (-4,4)	0,89
Baden-Württemberg	0,4558 (4,6)	0,8182 (5,7)	-0,0087 (-4,4)	0,75
Bayern	0,5352 (11,5)	0,6406 (10,7)	-0,0129 (-10,5)	0,95
Saarland	0,3656 (2,5)	0,4244* (1,9)	-0,0081* (-2,1)	0,75
Berlin	0,4023 (5,3)	0,6586 (5,2)	-0,0079 (-4,2)	0,95
Bundesrepublik Deutschland	0,4595 (4,8)	0,6699 (4,8)	-0,0099 (-4,8)	0,84

Tabelle 2

	$\hat{\lambda}$	$\hat{\alpha}$	$\hat{r}$
Schleswig-Holstein	0,31	0,96	0,019
Hamburg	0,35	0,73	0,024
Niedersachsen	0,35	0,69	0,023
Bremen	0,50	1,50	0,025
Nordrhein-Westfalen	0,37	0,92	0,020
Hessen	0,38	1,29	0,025
Rheinland-Pfalz	0,34	0,65	0,023
Baden-Württemberg	0,18	0,40	0,019
Bayern	0,36	0,67	0,024
Saarland	0,58	1,57	0,022
Berlin	0,34	0,85	0,020
Bundesrepublik Deutschland	0,33	0,72	0,022

20 Vgl. z.B. KOUTSOYIANNIS, A., Theory of Econometrics, 2nd ed., London/Basingstoke 1977, S. 164ff.

21 Wie erwähnt, sollen die $\hat{\beta}_0$ -Werte nicht betrachtet werden.

Eine niedrige Anpassungsgeschwindigkeit gibt also Hinweise darauf, daß die Unternehmen kurzfristige Abweichungen vom kostenminimalen Arbeitskräftebestand in Kauf nehmen. Dies gilt z. B. für Baden-Württemberg, während Saarland und Bremen auffallend hohe Anpassungsgeschwindigkeiten verzeichnen: Dort wurden die gewünschten Beschäftigungsänderungen gut zur Hälfte (Bremen 50 %, Saarland 58 %) bereits im laufenden Jahr realisiert.

Eine Schätzung von Brechling-O'Brien für die Bundesrepublik Deutschland insgesamt ergab im Zeitraum 1952–64 einen $\hat{\lambda}$ -Wert von 0,16.²² Ein Vergleich mit dem entsprechenden Wert der vorliegenden Schätzung im Zeitraum 1970–84 zeigt eine deutliche Erhöhung auf 0,33. Dies erscheint vor dem Hintergrund der stetigen Nachkriegsentwicklung mit geringen Beschäftigungsschwankungen einerseits und stärkeren zyklischen Schwankungen der Produktion für unseren Schätzzeitraum andererseits durchaus plausibel.

Der zweite Modellparameter α ist die partielle Produktionselastizität der Arbeit. Bei einer kurzfristigen und deshalb invertierbaren Produktionsfunktion gibt der reziproke Wert $\frac{1}{\alpha}$ die Elastizität des Arbeitsinputs bei kurzfristigen Outputveränderungen an.

Die geschätzten Parameter zeigen in den Ländern Bremen, Hessen und Saarland α -Werte größer als Eins, für die übrigen Bundesländer kleiner als Eins.²³ Das Saarland reagiert mit $\hat{\alpha} = 1,57$ am wenigsten elastisch auf Produktionsänderungen, was als Arbeitshorten interpretiert werden kann. Dagegen weist Rheinland-Pfalz im betrachteten Zeitraum mit $\hat{\alpha} = 0,65$ die stärkste Beschäftigungselastizität auf. Die meisten Regionen lassen damit "short run increasing returns to labour" vermuten.²⁴

Vergleicht man auch hier wieder unsere Schätzung (1970–84) von $\hat{\alpha} = 0,72$ mit derjenigen nach Brechling-O'Brien (1952–64) von $\hat{\alpha} = 0,98$,²⁵ so zeigt sich heute ein Rückgang und damit eine Verstärkung der Beschäftigungselastizität gegenüber der Nachkriegsperiode.

Im Modellparameter r kommen die Effekte eines wachsenden Kapitalbestandes und des sogenannten ungebundenen technischen Fortschritts zum Ausdruck. Beides kann zur Entlassung von Arbeitskräften führen und läßt sich somit als langfristige Freisetzungsrates für den Arbeitskräftebestand interpretieren.

Numerisch gesehen weichen die geschätzten Parameter nur geringfügig voneinander ab, was auf eine im wesentlichen gemeinsame Fortschrittsrate in den Bundes-

ländern schließen läßt.²⁶ Sie bewirkte z. B. in Hessen und Bremen eine Verringerung des Arbeitseinsatzes um etwa 2,5 %, in Schleswig-Holstein und Baden-Württemberg eine solche um nur ca. 1,9 % pro Jahr.

Neben der Analyse einzelner Modellparameter ist auch ein Vergleich der Beschäftigungsfunktionen als ganze in den verschiedenen Regionen von Interesse. Zur Prüfung signifikanter Unterschiede läßt sich der erwähnte Chow-Test heranziehen. Um eine bessere Übersichtlichkeit zu gewährleisten, haben wir keinen paarweisen Vergleich aller elf Bundesländer vorgenommen, sondern diese entsprechend ihrer räumlichen Nähe und der Vermutung eines Nord-Süd-Gefälles zu vier größeren Regionen zusammengefaßt.²⁷

Insgesamt sind sechs paarweise Vergleiche dieser vier zusammengefaßten Raumeinheiten möglich. Tabelle 3 zeigt die berechneten Werte der Prüfgröße (7) und die zugehörigen kritischen F -Werte bei $\alpha = 0,01$ und entsprechender Zahl von Freiheitsgraden.

Tabelle 3

Raumeinheiten	Berechneter F-Wert	Kritischer F-Wert
Nord-West	14,78	3,64
Nord-Mittel	0,50	3,53
Nord-Süd	4,71	3,58
West-Mittel	1,96	3,74
West-Süd	21,71	3,93
Mittel-Süd	4,31	3,64

Hierbei bedeutet

Nord: Schleswig-Holstein, Hamburg, Niedersachsen, Bremen
 West: Nordrhein-Westfalen
 Mittel: Hessen, Rheinland-Pfalz, Saarland
 Süd: Baden-Württemberg, Bayern.

Offensichtlich lassen sich – bis auf den Vergleich der Raumeinheiten „Nord-Mittel“ und „West-Mittel“ – signifikante Unterschiede in den Koeffizienten der nach (6) geschätzten Beschäftigungsfunktionen im betrachteten Zeitraum ausmachen. Auch das oft zitierte Nord-Süd-Gefälle läßt sich hier erkennen: Alle Vergleiche, an denen die Raumeinheit Süd (Bayern, Baden-Württemberg) beteiligt ist, zeigen signifikante Unterschiede zu „West“, „Mittel“ und „Nord“.

22 Vgl. BRECHLING, F.P.R., O'BRIEN, P., a. a. O., S. 280.

23 Eine Prüfung, ob die geschätzten Parameter signifikant von Eins verschieden sind – ein Wert von Eins würde „constant returns“ bedeuten –, soll unterbleiben. Vgl. auch diesbezügliche Bemerkungen unter 3.3.

24 Zum Versuch einer Erklärung dieses Phänomens vgl. RIEFERS, R., a. a. O., S. 268. Um dieses Paradoxon zu vermeiden, benutzen z. B. IRELAND/SMYTH statt einer Cobb-Douglas-eine CES-Produktionsfunktion. Vgl. IRELAND, N.J., SMYTH, D.J., The Specification of Short-Run Employment Models, Review of Economic Studies, 37 (1970), S. 282.

25 Vgl. BRECHLING, F.P.R., O'BRIEN, P., a. a. O., S. 280.

26 Da auf die Schätzwerte Stichprobenfehler Einfluß haben, dürften wahrscheinlich die Unterschiede kaum signifikant sein.

27 Nur Nordrhein-Westfalen wird aufgrund seiner Größe nicht mit anderen Bundesländern zusammengefaßt; außerdem soll Berlin wegen seiner Sonderstellung nicht in die Überlegungen einbezogen werden.

Aber auch zwischen „Nord“ und „West“ finden sich erhebliche Unterschiede, nicht aber zwischen „Mittel“ und „Nord“ bzw. zwischen „West“ und „Mittel“. Bei den letztgenannten sind also die Unterschiede in der Gesamtheit der Koeffizienten der Beschäftigungsfunktionen bei der vorgegebenen Irrtumswahrscheinlichkeit nur auf Zufallsschwankungen zurückzuführen.

5. Schlußbemerkungen

Es lag ursprünglich in der Absicht des Verfassers, kurzfristige Beschäftigungsfunktionen mit regionsspezifischen Komponenten zu formulieren und zu schätzen, um Beschäftigungsunterschiede in verschiedenen Raumeinheiten durch regionale Besonderheiten erklären zu können. Aufgrund mangelnder Datenverfügbarkeit bzw. statistisch unbefriedigender Ergebnisse konnte dies nicht weiter verfolgt werden. Es wurde deshalb die Brechling-Beschäftigungsfunktion, die eine Funktionalbeziehung für Volkswirtschaften insgesamt zwischen Beschäftigung und Output herstellt, auf die Bundesländer der Bundesrepublik Deutschland als Regionen übertragen.

Die geschätzten Koeffizienten haben im allgemeinen für den betrachteten Zeitraum und die vorgegebene Irrtumswahrscheinlichkeit plausible und signifikante Werte.

Die überwiegende Zahl von Regionen weist im betrachteten Zeitraum „short run increasing returns to labour“ auf. Insgesamt gesehen ergibt sich bei der Produktionselastizität α zwischen den Bundesländern die größte Spannweite. Während sich auch beim Anpassungskoeffizienten λ regionale Unterschiede zeigen, liegen die geschätzten Werte für die Entwicklungsrate r von Kapital und technischem Fortschritt ziemlich nahe beisammen.

Interregional unterschiedliche Beschäftigungsfunktionen sind statistisch zwar nachweisbar, aber innerhalb des Modells nicht weiter auf regionsspezifische Komponenten zurückzuführen. Außerdem lassen sich bei der durchgeführten Analyse keine sektoralen²⁸ und lokalen Sonderentwicklungen der Beschäftigungsverhältnisse aufzeigen.

Daneben besitzt der Brechling-Aufsatz allgemein einige Beschränkungen, auf die abschließend hingewiesen werden soll.²⁹ Es wird im Modell nur die Nachfrage-, nicht aber die Angebotsseite betrachtet. Außerdem wird die Arbeitsnachfrage undifferenziert gesehen, obwohl sie im Grunde drei Dimensionen besitzt, nämlich den Arbeitskräftebestand, die durchschnittliche Arbeitszeit und den Auslastungsgrad des beschäftigten Arbeitsvolumens. Der Output wird als exogen angenommen und

Lagerbewegungen als Alternative zu Produktions- und Beschäftigungsveränderungen bleiben ebenso wie kurzfristige Variationen des Kapitalinputs unberücksichtigt.

Aber wie stets bei solcher Modellkritik ist zu beachten, daß die betrachtete kurzfristige regionale Beschäftigungsfunktion nach Brechling auch nicht den Anspruch erhebt, diese gerade genannten Komponenten in den Erklärungsansatz einzubeziehen. Sie liefert andererseits erste Einsichten in regional unterschiedliche Beschäftigungsverhältnisse der Bundesrepublik Deutschland.

Summary

In this paper regional short-run employment functions are analyzed and estimated.

First, different models are discussed in the regional context. Then the Brechling-function, studying the short-run relationship between employment and output, is applied to the Bundesländer (regions) of the Federal Republic of Germany.

While the elasticities of labour input and the adjustment coefficients show some differences among the regions the rates of technical progress don't have such a variety. There are also significant north-south-differentials among groups of regions, concerning the considered labour demand oriented employment function.

28 Versuche des Verfassers, Beschäftigungsfunktionen für einzelne Wirtschaftszweige innerhalb der Bundesländer zu schätzen, führten zu keinen befriedigenden Ergebnissen.

29 Vgl. zur Modellkritik ausführlich SPITZNAGEL, E., a. a. O., S. 180.