

# **Die Auswirkung der Ausländerbeschäftigung auf die Löhne und das Wirtschaftswachstum in der Schweiz**

George Sheldon

Forschungsstelle für Arbeitsmarkt- und Industrieökonomik (FAI)

Universität Basel

## **Zusammenfassung:**

Die Studie untersucht die Auswirkung der Ausländerbeschäftigung auf die Löhne und das Wirtschaftswachstum in der Schweiz auf der Basis eines produktionstheoretischen Ansatzes, der von GROSSMAN (1982) entwickelt und von BUTARE und FAVARGER (1992) auf Schweizer Zeitreihendaten angewendet wurde. Wir erweitern den Modellansatz in unterschiedlicher Hinsicht und wenden ihn sowohl auf Zeitreihen- als auch auf Paneldaten an, die den Zeitraum 1950-98 abdecken. Die Zeitreihendaten liefern widersprüchliche Ergebnisse, welche die Robustheit der Befunde von BUTARE und FAVARGER in Frage stellen. Die Paneldaten hingegen fördern einheitlichere Resultate zutage. Diese zeigen, dass die Ausländerbeschäftigung die Löhne Schweizer Arbeitskräfte nicht oder kaum negativ beeinflussten. Ferner weisen die Paneldaten darauf hin, dass der technische Fortschritt in Bezug auf alle Ausländerkategorien ausser Grenzgängern factorsparend ist. Demnach hat die Ausländerbeschäftigung den technischen Fortschritt in der Schweiz in der Vergangenheit gehemmt und das Wirtschaftswachstum gebremst. Um solche negativen Auswirkungen in Zukunft zu vermeiden, muss die Erteilung von Arbeitserlaubnissen stärker nach der Ausbildung und Qualifikation der Antragsteller erfolgen.

## **Anmerkungen:**

Die Arbeit wurde im Rahmen des Nationalen Forschungsprogramms 39 des Schweizerischen Nationalfonds gefördert.

Schlüsselwörter: Ausländerbeschäftigung, Löhne, Wirtschaftswachstum, Paneldaten

JEL-Code: D24, J61

## 1. Einleitung

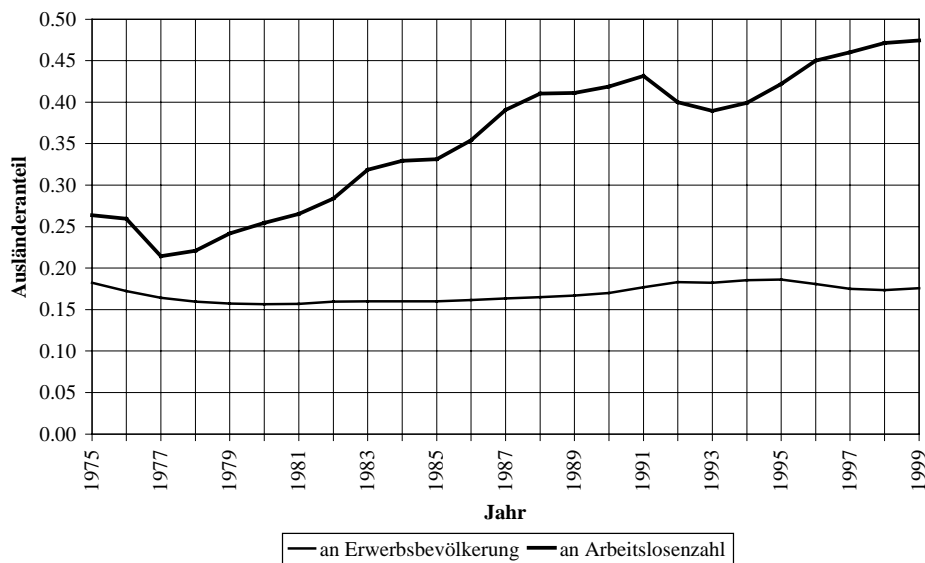
Die Aussagen in der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur bezüglich der wirtschaftlichen Vorteile der Ausländerbeschäftigung sind uneinheitlich. Bis zur ersten Ölpreiskrise 1973 herrschte im allgemeinen die Meinung, dass die Zuwanderung ausländischer Arbeitskräfte für die wirtschaftliche Entwicklung in Europa förderlich sei. Die Arbeiten von VERDOORN (1949), LEWIS (1954), KINDLEBERGER (1967) und KALDOR (1966) liefern die theoretische Basis für diese Ansicht. Die Autoren modellieren das wirtschaftliche Wachstum als einen sich selbstverstärkenden Prozess, der von zunehmenden Skalenerträgen und einem elastischen Arbeitskräfteangebot getragen wird. In diesem Modellrahmen sorgt ein leichter Zugang zu ausländischen Arbeitskräften dafür, dass die verarbeitende Industrie einen Produktionsstand realisiert, der allein anhand der einheimischen Erwerbsbevölkerung nicht zu erreichen wäre. Ein elastisches Arbeitskräfteangebot bewirkt ferner, dass sich die Früchte zunehmender Skalenerträge nicht alleine auf höhere Reallöhne reduzieren, sondern sich auch in höheren Gewinnen äussern. Diese werden wiederum in neue Produktionsanlagen investiert, was die Gesamtnachfrage weiter erhöht und den Bedarf an ausländischen Arbeitskräften erneut ansteigen lässt. Die Folge ist ein *Circulus virtuosus* des Wirtschaftswachstums.

Mit der Verlangsamung des wirtschaftlichen Wachstums in den letzten Jahrzehnten haben sich die Ansichten bezüglich der Vorteile der Ausländerbeschäftigung gewandelt. Niedrigeres Wirtschaftswachstum und stagnierende Beschäftigung haben den Eindruck erweckt, dass die Rekrutierung ausländischer Arbeitskräfte langfristig nur höhere Arbeitslosigkeit erzeugt. *Abbildung 1* liefert eine Erklärung für die gewandelte Meinungshaltung in der Schweiz. Die Graphik vergleicht die Anteile der Niedergelassenen und Jahresaufenthalter an der Erwerbsbevölkerung und am Arbeitslosenbestand. Wie zu sehen ist, schwankt der Anteil der Niedergelassenen und Jahresaufenthalter an der Erwerbsbevölkerung seit Mitte der 70er Jahre um eine fast konstante Marke von etwa 18 Prozent, während ihr Anteil am Arbeitslosenbestand kontinuierlich auf inzwischen fast 50 Prozent zunimmt. Mit anderen Worten: Heute ist fast jeder zweite Arbeitslose ein Ausländer, obwohl ihr Anteil an der Erwerbsbevölkerung weiterhin weniger als 20 Prozent ausmacht. Diese Beobachtung weist auf alles andere als einen *Circulus virtuosus* des Wirtschaftswachstums hin, der von einem elastischen Angebot an ausländischen Arbeitskräften getragen wird.

Die Ursache der hohen Arbeitslosigkeit unter den ausländischen Arbeitskräften ist deren niedriger mittlerer Bildungsstand. Es ist im Allgemeinen bekannt, dass Ungelernte überdurchschnittlich oft von Arbeitslosigkeit betroffen werden, und - einmal arbeitslos - dies auch länger bleiben. Hauptursache des schlechten Bildungsstands der ausländi-

schen Erwerbsbevölkerung in der Schweiz ist die langjährige Ausländerpolitik, die ausländischen Saisonarbeitern das Recht gibt, nach vier aufeinanderfolgenden Jahren neunmonatiger Beschäftigung ihre Saison- in eine Jahresbewilligung umzuwandeln und ihre Familienangehörigen nachkommen zu lassen (vgl. CONSANDEY 1989). DE WILD (2001) schätzt, dass jeder dritter Saisonarbeiter auf diese Weise letztlich eine Niederlassungs- oder Jahresaufenthaltsbewilligung erhält.

Abbildung 1: Anteil der Jahresaufenthalter und Niedergelassenen in der Erwerbsbevölkerung und im Arbeitslosenbestand, Schweiz, 1975-99



Ferner kann gezeigt werden (vgl. JORGENSEN 1986), dass die verstärkte Beschäftigung niedrig qualifizierter Arbeitskräfte Neuinvestitionen in Sachkapital hemmt, wenn niedrig qualifizierte Arbeit und Sachkapital substitutiv eingesetzt werden, und den technischen Wandel bremst, wenn der technische Fortschritt bildungsintensiv ist. In diesem Fall wirkt die Ausländerbeschäftigung wie ein Hemmschuh, indem sie inländische Ressourcen an aussterbenden Industrien bindet, statt sie in neue expandierende Branchen abwandern zu lassen. Zahlreiche ausländische Studien zeigen denn auch, dass Bildung und Sachkapital komplementär zueinander stehen und dass der technische Fortschritt bildungsintensiv ist.

Eine weitere Frage, die sich vor allem in wirtschaftlichen Stagnationsphasen stellt, betrifft die Auswirkung der Ausländerbeschäftigung auf die Löhne einheimischer Arbeitskräfte. Obwohl das Schweizer Arbeitsrecht vorschreibt, dass Ausländer zu ortsüblichen Tarifen zu entlohnen sind, können Arbeitgeber durch eine entsprechende Neueinstufung ihrer Stellen diese Vorschriften umgehen, so dass der Zuzug ausländischer Arbeitskräfte die Löhne einheimischer Erwerbstätiger womöglich dennoch senkt.

Die vorliegende Studie untersucht die Auswirkung der Ausländerbeschäftigung auf die Schweizer Wirtschaft in einem produktionstheoretischen Modellrahmen. Der Ansatz modelliert die Wirtschaft als eine Produktionsfunktion, die Inputs in Outputs verwandelt. Die Parameter der Produktionsfunktion werden mit geeigneten statistischen Verfahren geschätzt und die gewonnenen Resultate dazu verwendet, um Antworten auf die oben gestellten Fragen zu bekommen. GROSSMAN (1982) hat der Ansatz erstmals verwendet, um die Auswirkung der Ausländerbeschäftigung in den USA zu untersuchen. BUTARE und FAVARGER (1992) haben das Modell auf Schweizer Daten angewendet. Doch deren Resultate deuten darauf hin, dass die Ausländerbeschäftigung den technischen Fortschritt in der Schweiz gefördert hat und dass ausländische Arbeitskräfte und Sachkapital nicht substitutiv zueinander stehen, sondern komplementär, was angesichts des niedrigen Bildungsniveaus ausländischer Erwerbstätigen ausländischen Befunden zu widersprechen scheint. Andererseits stellen die Autoren fest, dass die Ausländerbeschäftigung die Lohnentwicklung einheimischer Arbeitskräfte kaum beeinflusst, was wiederum mit Ergebnissen für die USA (GROSSMAN 1982) und Deutschland (BAUER 1997) im Einklang steht.

Die nachfolgende Arbeit erweitert die Untersuchungen von Butare und Favarger in mehrerlei Hinsicht. Zum einen unterscheidet sie zwischen verschiedenen Kategorien ausländischer Arbeitskräfte, statt diese als ein homogenes Ganzes zu behandeln. Dadurch kann dem unterschiedlichen Qualifikationsniveau ausländischer Arbeitskräfte Rechnung getragen werden. Butare und Favarger machen keine diesbezüglichen Unterschiede, was ihre kontraintuitiven Befunde möglicherweise erklärt. Zum anderen führt die Studie eine Gleichung für den technischen Fortschritt ein, die vertiefte Einblicke in die Auswirkung der Ausländerbeschäftigung auf das Wirtschaftswachstum gewährt. Ferner trägt die Arbeit der Endogenität des Angebots an ausländischen Arbeitskräften in der Schweiz Rechnung. Die Ausländerbeschäftigung in der Schweiz hängt stark von der konjunkturellen Entwicklung ab: Sie steigt während eines Aufschwungs und fällt während eines Abschwungs. Dies unberücksichtigt zu lassen, kann zu verzerrten Ergebnissen führen. Schliesslich stützt sich die Untersuchung sowohl auf aggregierte Zeitreihen, wie bei Butare und Favarger, als auch auf Paneldaten auf Branchenebene, in der Hoffnung, robustere Ergebnisse zu erzielen.

Trotz der erfolgten Modellerweiterungen führen die Zeitreihenuntersuchungen auch in dieser Arbeit zu teilweise unplausiblen Resultaten. Die Paneldaten hingegen liefern ein einheitlicheres Bild. Sie zeigen, dass Grenzgänger im Allgemeinen höher qualifiziert sind als ausländische Arbeitskräfte anderer Aufenthaltskategorien. Ferner deuten die Ergebnisse darauf hin, dass hoch- und tiefqualifizierte Arbeitskräfte substitutiv sind. Dies impliziert, dass die Beschäftigung ausländischer Arbeitskräfte - mit Ausnahme von

Grenzgängern - die Löhne der Schweizer Erwerbstätigen senkt. Der Effekt ist allerdings recht schwach: Die Elastizität beträgt höchstens 0,3 Prozent und liegt eher bei mageren 0,1 Prozent. Folglich müssen Schweizer Arbeitskräfte nicht befürchten, dass die Beschäftigung ausländischer Arbeitskräfte ihren Lohn stark tangiert. Schliesslich weisen die erzielten Resultate darauf hin, dass der technische Fortschritt in der Schweiz in Bezug auf alle Ausländerkategorien ausser Grenzgängern arbeitskräftesparend ist. Dies impliziert, dass der leichte Zugang zu niedrig qualifizierten ausländischen Arbeitskräften den technischen Wandel in der Schweiz hemmt und so das Wirtschaftswachstum beeinträchtigt.

Der Beitrag gliedert sich wie folgt. Kapitel 2 stellt das theoretische Modell dar. Kapitel 3 beschreibt die Daten und spezifiziert das ökonometrische Modell. Kapitel 4 präsentiert die erzielten Resultate. Kapitel 5 fasst die Ergebnisse zusammen und diskutiert deren wirtschaftspolitischen Implikationen.

## 2. Theoretisches Modell

Wir unterstellen, dass die Produktion von Gütern und Dienstleistungen in der Schweiz sich durch eine Translog-Produktionsfunktion der folgenden Form charakterisieren lässt

$$\ln Y = \alpha_0 + \sum_i \gamma_i \ln X_i + \frac{1}{2} \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln X_i \ln X_j + \sum_i \beta_{it} \ln X_i t + \beta_t t + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2. \quad (1)$$

Es ist bekannt (vgl. CHRISTENSEN ET AL., 1971), dass eine Translog-Funktion als eine Taylor-Approximation zweiter Ordnung einer beliebigen kontinuierlichen und zweifach differenzierbaren Produktionsfunktion

$$Y = Y(X_1, \dots, X_I, t) \quad (2)$$

um den Punkt  $\ln X_i = t = 0$  (für  $i, j = 1, \dots, I$ ) betrachtet werden kann, wobei  $Y$  die Outputmenge,  $X_i$  die Einsatzmenge des Produktionsfaktors  $i$  und  $t$  den Technologiestand darstellen.<sup>1</sup>

Die Annahme vollkommener Konkurrenz auf Faktormärkten und eines kostenminimierenden Verhaltens seitens der Firmen impliziert, dass

---

<sup>1</sup> Die Interaktionsterme in (1) setzen die Translog-Funktion von der restriktiveren Cobb-Douglas-Spezifikation ab. Dementsprechend ergibt sich die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion, wenn man die Parameter  $\gamma_{ij}$  gleich Null setzt.

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial \ln X_i} = \frac{\partial Y}{\partial X_i} \cdot \frac{Y}{X_i} = \frac{w_i X_i}{Y} = s_i \quad (3)$$

ist, wobei  $w_i$  den Preis des Faktors  $X_i$  und  $s_i$  dessen Kostenanteil symbolisieren. Angewandt auf (1) impliziert (3) das folgende System von Kostenanteilsleichungen:

$$s_i = \gamma_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln X_j + \beta_{it} t, \quad \text{für } i, j = 1, \dots, I. \quad (4)$$

Gemäss (4) misst  $\beta_{it}$  die Veränderungen des Kostenanteils des Faktors  $X_i$ , die bei konstanten Faktorpreisen auf Veränderungen des Standes der Technologie zurückzuführen sind. Folglich misst  $\beta_{it}$  den sogenannten Bias des technischen Fortschritts gemäss HICKS (1963). Neutraler technischer Fortschritt impliziert, dass  $\beta_{it} = 0$  ist, während positive (negative) Werte auf faktornutzenden (faktorsparend) technischen Wandel hinweisen. Faktornutzender technischer Fortschritt bedeutet, dass der relative Einsatz des betreffenden Inputs und folglich die Nachfrage nach ihm im Zuge des technischen Wandels steigt.

Der produktionstheoretische Ansatz von GROSSMAN (1982) verwendet Schätzungen der Parameter der Produktionsfunktion um zwei Elastizitäten zu berechnen, welche die Auswirkung vermehrter Ausländerbeschäftigung auf die Löhne einheimischer Arbeitskräfte messen. Die eine Elastizität ist die sogenannte partielle Komplementaritätselastizität  $C_{ij}$ , die sich wie folgt berechnet (vgl. HAMERMESH 1986)

$$C_{ij} = \frac{Y Y_{ij}}{Y_i Y_j}, \quad (5)$$

wobei  $Y_i = \partial Y / \partial X_i$  und  $Y_{ij} = \partial^2 Y / \partial X_i \partial X_j$  ist. Die partielle Komplementaritätselastizität  $C_{ij}$  misst, wie sich eine Veränderung des Einsatzverhältnisses  $X_i/X_j$  zweier Produktionsfaktoren - unter Konstanthaltung der Grenzkosten bzw. des Outputpreises sowie der Einsatzmengen der anderen Inputs - auf das Verhältnis  $w_i/w_j$  ihrer Preise auswirkt. Angewandt auf die Translog-Produktionsfunktion (1) führt (5) zu (vgl. HAMERMESH 1986)

$$C_{ij} = \begin{cases} \frac{\gamma_{ij} + s_i s_j}{s_i s_j} & \text{for } i \neq j \\ \frac{\gamma_{ij} + s_i^2 - s_i}{s_i^2} & \text{for } i = j \end{cases} \quad (6)$$

$X_i$  und  $X_j$  stehen komplementär zueinander, wenn  $C_{ij} > 0$  ist, und substitutiv, wenn  $C_{ij} < 0$  ist. Komplementarität (Substitution) bedeutet, dass der vermehrte relative Einsatz des einen Faktors den relativen Preis des anderen erhöht (senkt).

Die zweite interessierende Elastizität ist die sogenannte partielle Elastizität  $\varepsilon_{ij}$  des Faktorpreises  $w_i$  in Bezug auf eine relative Veränderung der Einsatzmenge des Faktors  $X_j$ , die wie folgt definiert ist:

$$\varepsilon_{ij} = s_j C_{ij} \quad . \quad (7)$$

Ist  $\varepsilon_{ij}$  positiv, werden die Inputs  $X_i$  und  $X_j$  als q-Komplemente bezeichnet. Dies besagt, dass ein verstärkter Einsatz des Faktors  $X_j$  den Preis  $w_i$  des Faktors  $X_i$  erhöht. Wenn  $\varepsilon_{ij}$  dagegen negativ ist, gelten die Inputs als q-Substitute. Das heisst, dass der verstärkte Einsatz des Faktors  $X_j$  den Preis des Faktors  $X_i$  nunmehr senkt. Man beachte, dass  $\varepsilon_{ii} < 0$  sein muss, um im Einklang mit den Grundsätzen der Produktionstheorie zu stehen.<sup>2</sup> Da  $\sum_j s_j C_{ij} = 0$  ist, muss folglich mindestens ein Faktorpaar q-Komplemente darstellen.

Die Grundsätze der Produktionstheorie erlegen den Parametern der Translog-Funktion weitere Restriktion auf. Die Symmetrieeigenschaft von Kreuzableitungen erfordert, dass  $\gamma_{ij} = \gamma_{ji}$  ist. Ferner müssen sich die Faktoranteile zu Eins ergänzen, so dass die Produktionsfunktion linear-homogen sein muss bzw.

$$\sum_i \gamma_i = 1 \quad \text{und} \quad \sum_i \gamma_{ij} = \sum_j \gamma_{ij} = \sum_i \beta_{it} = 0 \quad . \quad (8)$$

Untersuchungen im Stile von GROSSMAN (1982) scheinen zu übersehen, dass die Translog-Produktionsfunktion neben (4) auch die folgende Beziehung impliziert

$$\frac{\partial \ln Y}{\partial t} = \beta_t + \sum_i \beta_{it} \ln X_i + \beta_{tt} \quad , \quad (9)$$

wobei  $\partial \ln Y / \partial t$  die Rate des technischen Fortschritts darstellt (vgl. JORGENSON 1986). Dies ist insofern bedauerlich, als (9) uns zeigt, dass die Beschäftigung ausländischer Arbeitnehmer nicht nur die relativen Faktorpreise im Gastland beeinflussen kann, sondern auch die Geschwindigkeit des technischen Fortschritts und somit das Wirtschaftswachstum. Überdies zeigt uns (9), dass der Effekt über den Bias des technischen Fortschritts läuft: Ist der technische Wandel faktornutzend, wird der verstärkte Einsatz des

---

<sup>2</sup> Positive Werte implizieren nicht konvexe Isoquanten, die der Annahme einer quasi-konkaven Produktionsfunktion widersprechen.

betroffenen Faktors die Geschwindigkeit des technischen Fortschritts beschleunigen. Sollte der technische Fortschritt im Hinblick auf ausländische Arbeitskräfte hingegen faktorsparend sein, wird die verstärkte Beschäftigung von Ausländern den technischen Fortschritt im Gastland verlangsamen, was im diametralen Gegensatz zum Modell des *Circulus virtuosus* des Wirtschaftswachstums steht.

Im Prinzip kann man die Parameter der Produktionsfunktion (1), der I Anteilsgleichungen (4) und der Gleichung (9) für den technischen Wandel simultan schätzen. Je mehr Gleichungen gleichzeitig Berücksichtigung finden, desto präziser fallen die Parameterschätzungen aus. Angaben zu den Kostenanteilen auf der gewählten Disaggregationsebene fehlen uns allerdings, so dass wir uns mit den Gleichungen (1) und (9) zufrieden geben müssen.

### 3. Empirisches Modell

#### 3.1. Zeitreihendaten

Die uns zur Verfügung stehenden Zeitreihen umfassen aggregierte Angaben über den realen Output und die Faktoreinsatzmengen. Die Faktormengen stammen von BUTARE und FAVARGER (1992) und erstrecken sich über den Zeitraum 1950-86. Die Daten unterscheiden zwischen fünf Arbeitskräftekategorien (Schweizer, Grenzgänger, Saisonniers, Jahresaufenthalter und Niedergelassene) und vier Arten von Kapital. Bei nur 37 Beobachtungen ist eine solch starke Unterteilung jedoch statistisch nicht verkraftbar.<sup>3</sup> Infolgedessen disaggregieren wir den Faktor Kapital nicht und unterteilen den Faktor Arbeit - da er im Mittelpunkt steht - in drei Arbeitskräftekategorien: (i) Schweizer und Grenzgänger, (ii) Jahresaufenthalter und Niedergelassene sowie (iii) Saisonniers. Daraus ergeben sich 15 zu schätzende Parameter, was angesichts der Grösse unserer Stichprobe gerade noch verkraftbar zu sein scheint.

Der Grund, Jahresaufenthalter und Niedergelassene zu einer Gruppe zusammenzufassen, liegt in *Abbildung 1* begründet, die andeutet, dass beiden Ausländerkategorien seit 1977 eine gemeinsame Trendabnahme ihres Qualifikationsstandes erfahren haben. Das Qualifikationsniveau von Saisonniers ist ebenfalls unterdurchschnittlich. Doch ihre qualifikatorische Zusammensetzung dürfte im Untersuchungszeitraum kaum abgenommen haben, so dass wir sie als separate Gruppe belassen. Die Zusammenfassung von

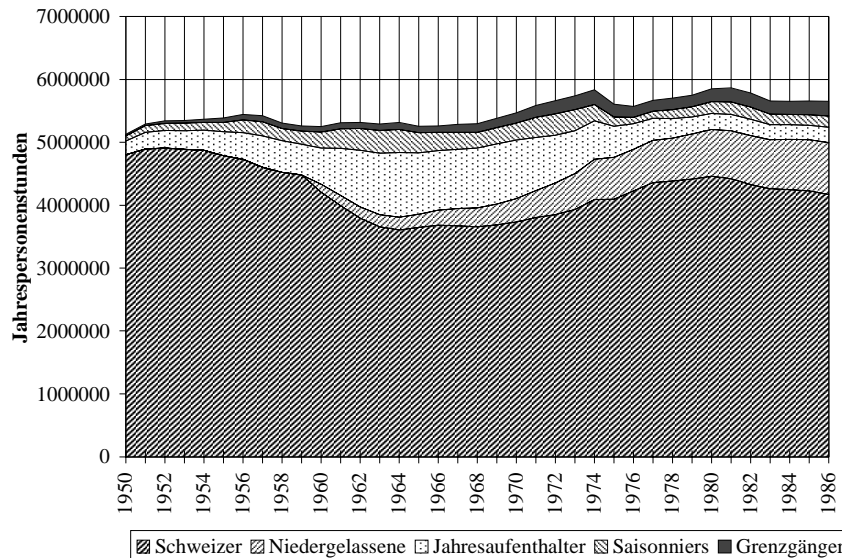
---

<sup>3</sup> Selbst unter Einhaltung der Symmetrie von Kreuzableitungen  $\gamma_{ij}$  und linearer Homogenität (8) verbleiben  $3+(I-1)(I+4)/2$  bzw. im oberen Fall 55 zu schätzende Parameter, wobei I die Zahl der Inputs wiedergibt.



Schweizer Arbeitskräften und Grenzgängern zu einer Gruppe gründet in der Ähnlichkeit der Ausbildungssysteme der Nachbarländer mit jenem der Schweiz. *Abbildung 2* zeigt die Entwicklung der Jahrespersonenstunden, unterteilt nach allen fünf Arbeitskategorien, über den Untersuchungszeitraum.

*Abbildung 2: Jahrespersonenstunden nach Arbeitskärtekatogrien, Schweiz, 1950-86*



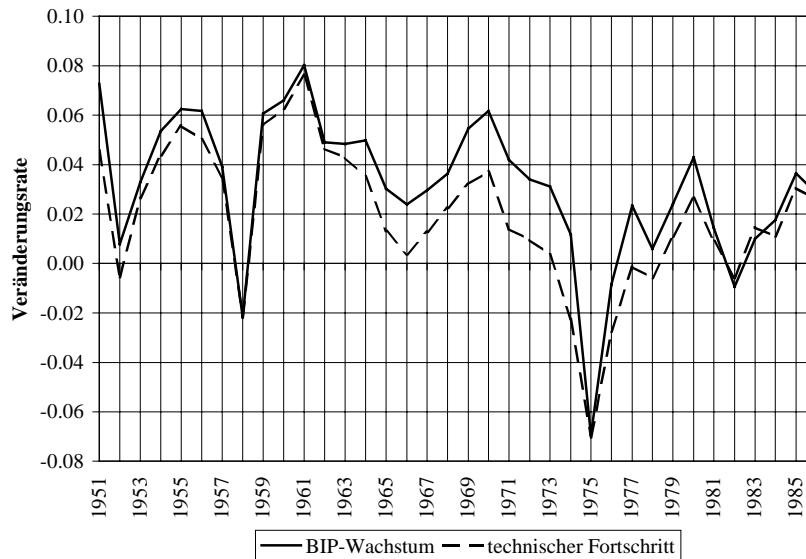
Quelle: BUTARE /FAVARGER (1992)

Die Outputvariable entspricht dem realen Bruttoinlandsprodukt (BIP) zu Marktpreisen nach den Angaben des Bundesamtes für Statistik in Bern. Jährliche Veränderungsrate des BIP (Logdifferenzen) erscheinen in *Abbildung 3* (durchgezogene Linie). Ein Vergleich dieser Graphik mit *Abbildung 2* zeigt, dass ein Grossteil des starken wirtschaftlichen Rückgangs Mitte der 70er Jahre in Folge der ersten Ölpreiskrise durch die Rückwanderung ausländischer Arbeitskräfte aufgefangen wurde, deren Zahlen stark fielen, während die Beschäftigung bei den Schweizern lediglich stagnierte. Die grosse Rückwanderungswelle sorgte für einen zusätzlichen Nachfrageausfall, der die besondere Stärke des wirtschaftlichen Einbruchs erklärt (cf. BORNER 1980).

Die Wachstumsrate des BIP entspricht nicht der Geschwindigkeit des technischen Fortschritts (gestrichelte Linie), worauf sich Gleichung (9) bezieht. Letztere betrifft nur solche Outputveränderungen, die auf den technischen Wandel zurückzuführen sind. Um die Geschwindigkeit des technischen Fortschritts zu berechnen, zogen wir jenen Teil des Wirtschaftswachstums, der durch einen verstärkten Faktoreinsatz verursacht wurde, von den Veränderungsrate der BIP ab. Die Faktorkostenanteile<sup>4</sup> dienten dabei als Gewichte.

<sup>4</sup> Wir verwenden die Faktoranteile, welche BUTARE und FAVARGER angeben, für die drei Aggregate Kapital und Schweizer bzw. ausländische Arbeitskräfte.

Abbildung 3: Jahresveränderungsraten des realen BIP und des technologischen Standes, Schweiz, 1951-86



Quelle: Bundesamt für Statistik

Unsere Dateneinschränkungen und Parameterrestriktionen (8) führen zum folgenden Zweigleichungssystem:

$$\ln \frac{Y_t}{X_{4t}} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \gamma_i \ln \frac{X_{it}}{X_{4t}} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \gamma_{ii} \left( \ln \frac{X_{it}}{X_{4t}} \right)^2 + \sum_{i=1}^2 \sum_{j=i+1}^3 \gamma_{ij} \ln \frac{X_{it}}{X_{4t}} \ln \frac{X_{jt}}{X_{4t}} + \sum_{i=1}^3 \beta_{it} \ln \frac{X_{it}}{X_{4t}} t + \beta_t t + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \varepsilon_{1t}$$

$$TC_t = \beta_t + \sum_{i=1}^3 \beta_{it} \ln \frac{X_{it}}{X_{4t}} + \beta_{tt} t + \varepsilon_{2t} \quad , \quad (10)$$

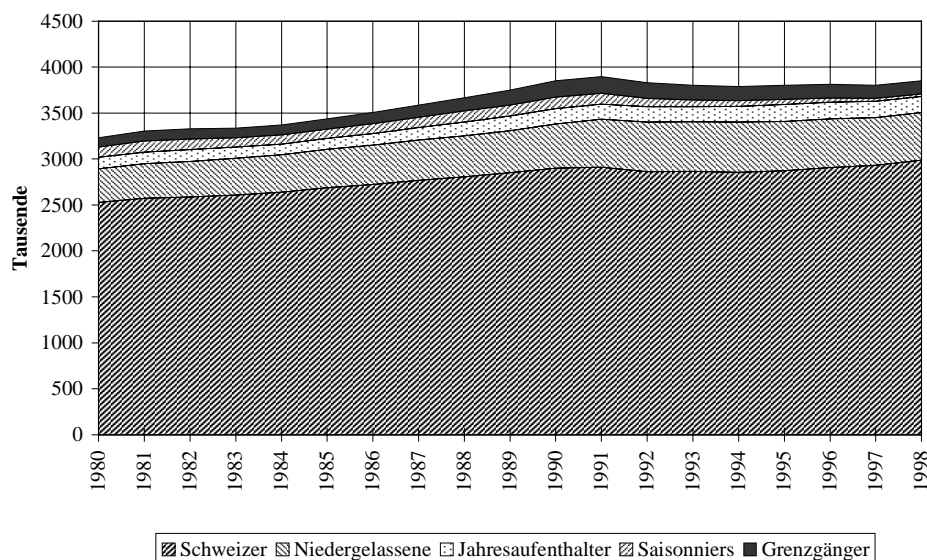
- wobei:  $X_1$  = Schweizer Arbeitnehmer und Grenzgänger in Jahrespersonenstunden,  
 $X_2$  = Saisoniers in Jahrespersonenstunden,  
 $X_3$  = Jahresaufenthalter und Niedergelassene in Jahrespersonenstunden,  
 $X_4$  = realer Kapitalstock,  
 $Y$  = reales BIP,  
 $TC$  = Rate des technischen Fortschritts, definiert als jener Teil des jährlichen Wirtschaftswachstums ( $\ln Y_t - \ln Y_{t-1}$ ), der nicht auf kostenanteilsgewichtete Veränderungen des Faktoreinsatzes zurückzuführen ist,  
 $t$  = 1951, ..., 1986.

Die jeweils unabhängig und identisch verteilten Störterme  $\varepsilon_{1t}$  und  $\varepsilon_{2t}$  dürfen gemäss dem "seemingly unrelated regression"(SUR)-Modell über die Gleichungen hinweg frei korrelieren.

### 3.2. Paneldaten

Die Paneldaten sind in einer gewissen Hinsicht begrenzter als die Zeitreihen. Zwar umfassen sie 21 Branchen und 19 Jahre (1980-98) und somit insgesamt 399 Beobachtungen, was eine mehr als zehnfache Erhöhung des Stichprobenumfangs bedeutet. Doch - im Unterschied zu den Zeitreihendaten - fehlen Angaben zum Kapitaleinsatz. Infolgedessen muss der Faktor Kapital unberücksichtigt bleiben. Ein solches Vorgehen ist - streng genommen - nur dann zulässig, wenn die Faktoren Arbeit und Kapital schwach separabel sind, was wiederum voraussetzt, dass die Substituierbarkeit von Kapital und Arbeit nicht nach Arbeitskräftekategorien variiert. Die Zeitreihendaten geben kein klares Bild darüber ab, ob die Daten die Annahmen additiver Separabilität stützen.

Abbildung 4: Erwerbstätige, Schweiz, 1980-98

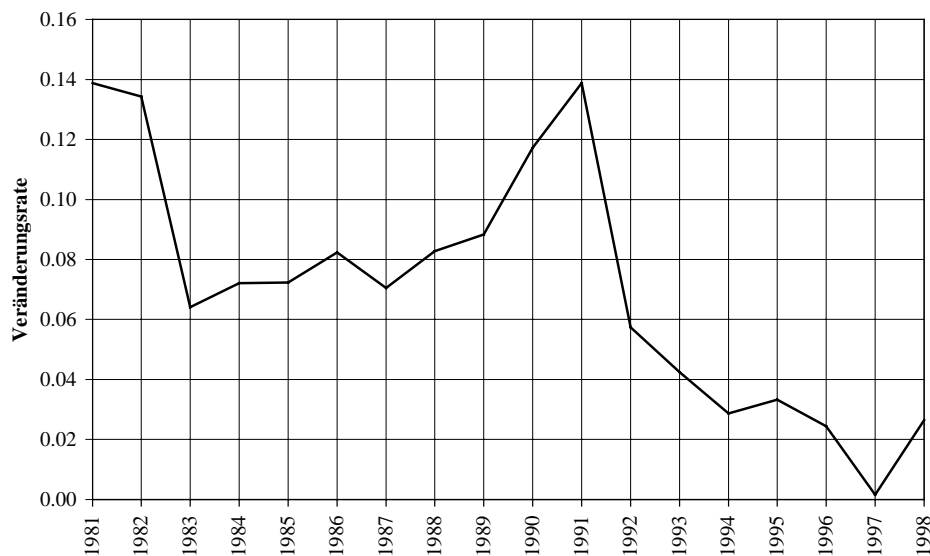


Quellen: Bundesamt für Ausländerfragen (ausländische Arbeitskräfte); Bundesamt für Statistik (Gesamterwerbstätige)

Abbildung 4 präsentiert die gleiche Unterteilung der Arbeitskräfte wie Abbildung 2, bezieht sich jedoch lediglich auf Personen und nicht Arbeitsstunden, da entsprechende Angaben auf Branchenebene für den gesamten Zeitraum nicht erhältlich sind. Die abgebildeten Werte sind über alle 21 Branchen summiert worden. Wie die Graphik zeigt, nahm die Gesamtbeschäftigung in den 80er Jahren zu und stagnierte danach, wobei die Saisonniers den stärksten Beschäftigungsrückgang erlitten.

Abbildung 5 zeigt, wie sich die Lohnsumme (Arbeitsoutput) über den Untersuchungszeitraum entwickelte. An ihrem Verlauf ist erneut die Unterbeschäftigung, welche die Schweiz in den 90er Jahren erfuhr, zu erkennen.

Abbildung 5: Relative Veränderung der Lohnsumme, Schweiz, 1981-98



Quelle: Basler Arbeitsgruppe für Konjunkturforschung (BAK)

Verschiedene Modellspezifikationen werden anhand der Paneldaten geschätzt. Das Basismodell lautet:

$$\ln \frac{Y_{kt}}{X_{5kt}} = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \ln \frac{X_{ikt}}{X_{5kt}} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^4 \gamma_{ii} \left( \ln \frac{X_{ikt}}{X_{5kt}} \right)^2 + \sum_{i=1}^3 \sum_{j=i+1}^4 \gamma_{ij} \ln \frac{X_{ikt}}{X_{5kt}} \ln \frac{X_{jkt}}{X_{5kt}} + \sum_{i=1}^4 \beta_{it} \ln \frac{X_{ikt}}{X_{5kt}} t + \beta_t t + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \epsilon_{kt} \quad (11)$$

wobei:  $X_1$  = Saisonniers,  
 $X_2$  = Jahresaufenthalter,  
 $X_3$  = Niedergelassene,  
 $X_4$  = Grenzgänger,  
 $X_5$  = Schweizer Arbeitskräfte,  
 $Y$  = reale Lohnsumme,  
 $\epsilon$  = unabhängig und identisch verteilter Störterm,  
 $k$  = 1, ..., 21,  
 $t$  = 1980, ..., 1998.

Die Haupterweiterung gegenüber (10) besteht in der Unterteilung des Faktors Arbeit in nunmehr fünf statt drei Kategorien, was die Zahl der zu schätzenden Modellparameter von 15 auf 21 erhöht. Aufgrund des erweiterten Stichprobenumfangs bereitet dies aber keine Probleme.

Gleichung (11) "poolt" bzw. legt die Zeitreihen- und Branchendaten zusammen, ohne zwischen Längsschnitt- und Querschnittsstreuung zu unterscheiden. In Abweichung dazu wird auch untersucht, ob die Effekte des technischen Fortschritts, welche die Para-

meter  $\beta_{it}$ ,  $\beta_t$  und  $\beta_{it}$  einfangen, nach Branche variieren. Ferner überprüfen wir, ob die Regressionskonstante  $\alpha_0$  nach Branchen streut, was zum sogenannten "fixed-effects"-Modell (vgl. GREENE, 1997, S. 615-23) führt. Dieses Modell wird zusätzlich erweitert, indem wir es zunächst in ersten Differenzen ( $\Delta$ ) ("within"-Schätzer) und dann unter dem Einschluss eines Fehlerkorrekturterms schätzen. Der letzte Schritt führt zum folgenden Fehlerkorrekturmodell (ECM):

$$\Delta\left(\ln \frac{Y_{kt}}{X_{5kt}}\right) = \beta_t + \sum_{i=1}^4 \gamma_i \Delta\left(\ln \frac{X_{ikt}}{X_{5kt}}\right) + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^4 \gamma_{ii} \Delta\left(\ln \frac{X_{ikt}}{X_{5kt}}\right)^2 + \sum_{i=1}^3 \sum_{j=i+1}^4 \gamma_{ij} \Delta\left(\ln \frac{X_{ikt}}{X_{5kt}} \ln \frac{X_{jkt}}{X_{5kt}}\right) + \sum_{i=1}^4 \beta_{it} \Delta\left(\ln \frac{X_{ikt}}{X_{5kt}}\right) + \frac{1}{2} \beta_{tt} \Delta t^2 + \theta \cdot \varepsilon_{k,t-1} + u_{k,t} \quad (12)$$

Das Fehlerkorrekturmodell lässt sich als eine dynamische Version des "fixed-effects"-Modells betrachten, wobei der Fehlerkorrekturterm  $\theta \cdot \varepsilon_{k,t-1}$  kurzfristige Abweichungen des Outputs von seinem langfristigen Gleichgewichtspfad (11) korrigiert. Der Parameter  $\theta$  sollte ein negatives Vorzeichen aufweisen, was darauf hinweist, dass positive (negative) Abweichungen vom Gleichgewichtspfad zu Anpassungen nach unten (oben) führen. Die Variable  $\varepsilon_{k,t-1}$  entspricht dem um eine Periode verzögerten Residuum aus der "fixed-effects"-Version von (11).

Die Anwendung verschiedener Modellspezifikationen soll für robustere Resultate sorgen.

## 4. Resultate

### 4.1. Zeitreihen

Vier Spezifikationen des Modells (10) wurden mit Zeitreihendaten geschätzt. Die Ergebnisse erscheinen in *Tabelle 1*. Die ersten zwei Spalten enthalten die Resultate, beruhend auf einer restringierten Kleinst-Quadrat-Schätzung (RLS) (vgl. GREENE 1997, S. 341) der Translog-Produktionsfunktion (10). Der RLS-Ansatz überprüft, ob die Daten die lineare Homogenitätsbedingung  $\sum_i \gamma_i = 1$  stützen, indem er auf beiden Seiten der Gleichung (10)  $\ln X_4$  hinzuaddiert. Dadurch ergibt sich ein zusätzlicher Parameter  $\gamma_4$  ( $= 1 - \gamma_1 - \gamma_2 - \gamma_3$ ), der als der Koeffizient von  $\ln X_4$  dient. Ein F-Test wird durchgeführt, um festzustellen, ob die Daten die lineare Parameterrestriktion stützen.

Die in der zweiten Spalte erscheinenden Resultate unterscheiden sich von jenen in der ersten Spalte dadurch, dass sich letztere (RLS2) aus einer Gewichtung der Arbeitsstunden der Jahresaufenthalter und Niedergelassenen mit dem Verhältnis ihrer Anteile in der Erwerbsbevölkerung und im Arbeitslosenbestand (*Abbildung 1*) ergeben. Das Ge-

wicht wurde für den Untersuchungszeitraum bis zu 1977 auf Eins normiert. Die Verhältniszahl dient dazu, der sich nach *Abbildung 1* scheinbar verschlechternden Qualität der Jahresaufenthalter und Niedergelassenen Rechnung zu tragen. Die in den letzten zwei Kolonnen erscheinenden Resultate beruhen ebenfalls auf dieser Gewichtung.

Tabelle 1: *Regressionsergebnisse (Zeitreihendaten)*

	RLS1	RLS2	MLE	3SLS
$\alpha_0$	60.261*** (15.232)	78.089*** (11.602)	25.097** (10.722)	-1.238 (14.774)
$\gamma_1$	-34.180*** (8.413)	-46.516*** (6.835)	-16.516*** (6.402)	-2.163 (8.784)
$\gamma_2$	7.759*** (1.981)	3.246*** (0.616)	-0.240 (0.807)	-3.901 (2.590)
$\gamma_3$	-16.835*** (4.747)	-16.155*** (2.122)	-4.112** (1.980)	3.976 (3.716)
$\gamma_4$	44.256*** (11.263)	60.425*** (8.660)		
$\gamma_{11}$	9.576*** (2.327)	13.776*** (2.010)	5.224*** (1.912)	1.449 (2.582)
$\gamma_{22}$	0.158** (0.067)	0.160*** (0.021)	0.104** (0.043)	0.060 (0.525)
$\gamma_{33}$	2.134*** (0.800)	2.402*** (0.238)	0.589** (0.253)	0.081 (0.962)
$\gamma_{12}$	-2.126*** (0.550)	-0.831*** (0.180)	0.132 (0.230)	1.316 (0.864)
$\gamma_{13}$	4.621*** (1.295)	4.379*** (0.621)	1.198** (0.582)	-1.340 (1.336)
$\gamma_{23}$	-0.845*** (0.296)	-0.484*** (0.058)	-0.086 (0.103)	0.173 (0.642)
$\beta_{1t}$	0.363*** (0.087)	0.542*** (0.083)	0.191** (0.080)	0.047 (0.104)
$\beta_{2t}$	-0.095*** (0.022)	-0.034*** (0.008)	0.010 (0.010)	0.046*** (0.015)
$\beta_{3t}$	0.212*** (0.048)	0.194*** (0.025)	0.053** (0.024)	-0.032 (0.033)
$\beta_t$	-1.326*** (0.314)	-1.830*** (0.280)	-0.611** (0.266)	-0.071 (0.352)
$\beta_{tt}$	0.014*** (0.003)	0.021*** (0.003)	0.007** (0.003)	0.002 (0.004)
korr. R <sup>2</sup>	0.995	0.991		0.965
D-W	1.748	1.749		1.631
ln L			209.90	
korr. R <sup>2</sup>				0.393
D-W				1.342

Sternen bedeuten statistisch gesichert mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von höchstens 10% (\*), 5% (\*\*) bzw. 1% (\*\*\*) Standardfehler in Klammern.

Die Ergebnisse in den letzten beiden Spalten resultieren aus einer simultanen Schätzung der Translog-Produktionsfunktion und der Gleichung für den technischen Fortschritt (10), bei der einer möglichen Kreuzgleichungskorrelation zwischen  $\varepsilon_{1t}$  und  $\varepsilon_{2t}$  Rechnung getragen wird. Die Ergebnisse in der dritten Spalte beruhen auf einer Maximum-Likelihood-Schätzung (MLE) des Zweigleichungssystems (vgl. GREENE 1997, S. 681-6).

Den Resultaten in den ersten drei Kolonnen der Tabelle liegt die Annahme zugrunde, dass die Faktoreinsatzmengen exogen sind. Angesichts der in *Abbildung 2* klar zu erkennenden konjunkturellen Schwankungen der Ausländerbeschäftigung, ist diese Annahme für den Faktor Arbeit sicherlich nicht aufrecht zu erhalten, und wahrscheinlich

auch nicht für den Faktor Kapital. Dies zu ignorieren, führt zu inkonsistenten Parameterschätzungen. Um dem Problem zu begegnen, schätzen wir das Zweigleichungssystem auch mit dem dreistufigen Kleinst-Quadrat-Verfahren (3SLS), bei dem eine Konstante, eine Trendvariable, deren Quadrat und um eine Periode verzögerte Werte der endogenen Rechthandvariablen in (10) als Instrumente dienen (vgl. GREENE 1997, S. 751-4). Die Resultate erscheinen in der letzten Spalte der Tabelle.

Auf den ersten Blick scheinen die Regressionsergebnisse zufriedenstellend zu sein. Die Modellanpassung ist gut, und die Durbin-Watson-Statistik (D-W) weist nicht auf Autokorrelation hin. Doch je theoretisch und ökonometrisch befriedigender die Modellspezifikation wird, desto unpräziser werden die Resultate. Bei den 3SLS-Ergebnissen ist gar nur ein Vorzeichen statistisch gesichert. Zudem kehren die meisten Vorzeichen bei diesem Modell in ihr Gegenteil um. Kurzum: Die Resultate präsentieren kein einheitliches Bild.

Die Widersprüchlichkeit der Ergebnisse ist auch am Bias des technischen Fortschritts zu erkennen. Gemäss den Einzelgleichungs-Resultaten (RLS1, RLS2) fördert die verstärkte Beschäftigung Schweizer Arbeitskräfte und Grenzgänger, der vermutlich qualifiziertesten der drei Arbeitskräftekategorien, den technischen Fortschritt, während die Beschäftigung von Saisoniers, den sicherlich am niedrigsten qualifizierten, ihn hemmt. Ferner weisen die Einzelgleichungs-Ergebnisse darauf hin, dass die Beschäftigung von Jahresaufenthaltern und Niedergelassenen dem technischen Wandel weniger dienlich ist als der Einsatz von Schweizern und Grenzgängern, besonders wenn erstere noch gewichtet werden (RLS2). Diese Ergebnisse stimmen mit unseren Erwartungen überein. Doch die Systemschätzungen stützen dies Befunde nur zum Teil. Die Instrumentalvariablen-Resultate (3SLS) weisen gar auf einen diametral entgegengesetzten Bias hin, sieht man von der fehlenden statistischen Signifikanz einmal ab.

Tabelle 2: *Geschätzte Faktoranteile (Zeitreihendaten)*

	CH + Grenz.	Saisoniers	Jahr. + Nieder.	Kapital
<b>RLS1</b>	0.44	0.15	0.34	0.06
<b>RLS2</b>	0.54	0.16	0.08	0.22
<b>MLE</b>	0.44	0.10	0.29	0.17
<b>3SLS</b>	0.12	0.20	0.14	0.54

Tabelle 2 gibt die Faktorkostenanteile wieder, welche die Schätzergebnisse, bezogen auf die Mittelwerte der Rechthandvariablen, implizieren. BUTARE und FAVARGER (1992) legen die tatsächlichen Anteile für Schweizer bzw. ausländische Arbeitskräfte und Kapital vor. Gemäss ihren Zahlen betrug der Anteil des Faktors Kapital am BIP rund 35 Prozent im Zeitraum 1950-86, jener der Schweizer Arbeitskräfte etwa 58 Prozent und

derjenige der ausländischen Erwerbstätigen circa 7 Prozent. Vor dem Hintergrund dieser Werte scheinen die Resultate in *Tabelle 2* nicht besonders plausibel zu sein. Die Resultate (RLS2), beruhend auf dem restringierten Kleinst-Quadrat-Verfahren und Qualifikationsgewichten, scheinen die realistischsten Resultate zu liefern. Doch die Daten verwerfen die Annahme linearer Homogenität, auf der die Berechnung beruht.<sup>5</sup> Sie weisen sogar auf deutlich abnehmende Skalenerträge hin: Die Skalenelastizität beträgt lediglich 0,5.

*Tabelle 3: Elastizitäten der Faktorkomplementarität (Zeitreihen)*

<i>RLS1</i>					<i>RLS2</i>				
	CH + Grenz.	Saisonniers	Jahr. + Nieder.	Kapital		CH + Grenz.	Saisonniers	Jahr. + Nieder.	Kapital
CH + Grenz.	47.80	-30.89	31.49	-424.0	CH + Grenz.	46.74	-8.733	103.0	-143.0
Saisonniers		1.298	-15.32	291.0	Saisonniers		1.069	-37.26	33.55
Jahr. + Nieder.			16.22	-267.0	Jahr. + Nieder.			366.0	-352.1
Kapital				3656	Kapital				446.0

<i>MLE</i>					<i>3SLS</i>				
	CH + Grenz.	Saisonniers	Jahr. + Nieder.	Kapital		CH + Grenz.	Saisonniers	Jahr. + Nieder.	Kapital
CH + Grenz.	25.99	3.964	10.366	-88.13	CH + Grenz.	94.30	55.64	-78.87	-21.18
Saisonniers		1.215	-1.880	-7.791	Saisonniers		-2.478	7.102	-13.26
Jahr. + Nieder.			4.466	-33.628	Jahr. + Nieder.			-2.002	15.35
Kapital				292.79	Kapital				5.66

*Tabelle 3* präsentiert die partiellen Elastizitäten der Komplementarität (6), welche die Parameterschätzungen implizieren. Erneut treten uneinheitliche Resultate in Erscheinung. Die Einzelgleichungs-Ergebnisse deuten an, dass Saisonniers und Kapital Komplemente darstellen, was aber der umfangreichen internationalen Evidenz, dass niedrig qualifizierte Arbeit und Kapital Substitute sind, widerspricht. Das überraschende Ergebnis mag daher rühren, dass wir aufgrund des begrenzten Stichprobenumfangs Kapital nicht in Anlagen und Bauten unterteilen können. KUGLER ET AL. (1989) stellen bspw. fest, dass niedrig qualifizierte Arbeit und Bauten Komplemente sind. Da viele Saisonniers im Baugewerbe tätig sind, mag das unerwartete Ergebnis in der fehlenden Unterscheidung verschiedener Arten von Kapital begründet liegen. Die Systemschätzungen hingegen deuten darauf hin, dass sich Saisonniers und Kapital komplementär zueinander verhalten. Überhaupt scheinen die Systemschätzungen überzeugender zu wirken, wengleich sie vor dem Hintergrund von *Tabelle 1* statistisch weniger verlässlich er-

<sup>5</sup> Die F-Statistik beträgt 9,80, ein Wert, den man in weniger als 1 Prozent der Fälle erwarten würde, wenn die Annahme in Wirklichkeit zuträfe.



scheinen.

Interessanterweise erhöht die Berücksichtigung der qualifikatorischen Zusammensetzung (RLS2) den Grad der Substituierbarkeit zwischen Jahresaufenthaltern und Niedergelassenen einerseits und Kapital andererseits, was man auch erwarten würde. Daran sieht man, dass es wichtig ist, den unterschiedlich hohen Qualifikationen von Arbeitskräften Beachtung zu schenken.

Tabelle 4: Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten der Produktionsfaktoren (Zeitreihen)

RLS1

Preisveränderung von ...	... infolge einer Mengenveränderung von ...			
	CH + Grenz.	Saisonniers	Jahr. + Nieder.	Kapital
CH + Grenz.	21.1	-4.66	10.8	-27.3
Saisonniers	-13.6	0.20	-5.26	18.7
Jahr. + Nieder.	13.9	-2.31	5.56	-17.2
Kapital	-187	43.9	-91.6	235

RLS2

Preisveränderung von ...	... infolge einer Mengenveränderung von ...			
	CH + Grenz.	Saisonniers	Jahr. + Nieder.	Kapital
CH + Grenz.	25.1	-1.39	8.22	-32.0
Saisonniers	-4.70	0.17	-2.97	7.50
Jahr. + Nieder.	55.4	-5.91	29.2	-78.7
Kapital	-76.9	5.32	-28.1	99.7

MLE

Preisveränderung von ...	... infolge einer Mengenveränderung von ...			
	CH + Grenz.	Saisonniers	Jahr. + Nieder.	Kapital
CH + Grenz.	11.37	0.40	3.03	-14.81
Saisonniers	1.73	0.12	-0.55	-1.31
Jahr. + Nieder.	4.54	-0.19	1.31	-5.65
Kapital	-38.57	-0.79	-9.83	49.20

3SLS

Preisveränderung von ...	... infolge einer Mengenveränderung von ...			
	CH + Grenz.	Saisonniers	Jahr. + Nieder.	Kapital
CH + Grenz.	11.26	11.23	-11.08	-11.40
Saisonniers	6.64	-0.50	1.00	-7.14
Jahr. + Nieder.	-9.42	1.43	-0.28	8.26
Kapital	-2.53	-2.68	2.16	3.05

Abschliessend wenden wir uns den Ergebnissen betreffend die partielle Elastizität (7) der Faktorpreise in Bezug auf den Faktoreinsatz zu, die in *Tabelle 4* erscheinen. Erneut liefern die Systemschätzungen die plausibleren Resultate, insbesondere wenn man bedenkt, dass die Eigenpreiselastizitäten, die sich auf der Hauptdiagonale befinden, negativ sein müssen, um mit der ökonomischen Theorie übereinstimmen zu können. Dies trifft für die Dreistufenschätzungen (3SLS) teilweise zu.<sup>6</sup> Die Schätzungen, beruhend auf 3SLS, implizieren zudem, dass die Beschäftigung von Jahresaufenthaltern und Niedergelassenen die Löhne von Schweizern und Grenzgängern senken, was auf eine substitutive Beziehung hinweist. Es sollte jedoch bedacht werden, dass die in *Tabelle 4* erscheinenden Werte viel höher ausfallen als die Resultate vergleichbarer Studien, was ihre Verlässlichkeit in Frage stellt.

<sup>6</sup> BUTARE/FAVARGER (1992) berichten, dass ihre Ergebnisse ebenfalls nicht theoriekonform seien, wenn sie nur die Produktionsfunktion (1) statt der Anteilsgleichungen (4), worauf ihre veröffentlichten Ergebnisse beruhen, schätzen.

## 4.2. Paneldaten

Die Resultate der Paneldatenanalyse erscheinen in *Tabelle 5*. Wie oben erläutert, werden drei Grundmodelle mit Paneldaten geschätzt: (i) ein gepooltes Modell, (ii) ein "fixed effects"(FE)-Modell und (iii) ein Fehlerkorrekturmodell (ECM). Bei jedem Modelltyp werden verschiedene Spezifikationen untersucht.<sup>7</sup> Zum einen überprüfen wir - wie bei den Zeitreihen - die lineare Homogenitätsannahme mit Hilfe des bereits erläuterten restringierten Kleinst-Quadrat-Verfahrens (RLS). Diese Resultate lassen sich mit den unrestringierten Ergebnissen (URLS) vergleichen. Obwohl der F-Test die Annahme der linearen Homogenität auf dem fünfprozentigen Signifikanzniveau verwirft<sup>8</sup>, zeigen die unrestringierten Resultate (URLS), dass die Skalenerträge klein sind: Die Skalenelastizität ( $= \sum \gamma_i$ ) beträgt lediglich 1,02, was kaum genügt, um einen *Circulus virtuosus* des Wirtschaftswachstums zu begründen.

Zum anderen kontrollieren wir für eine mögliche Endogenität des Faktoreinsatzes mit Hilfe des Instrumentalvariablen-Verfahrens (IV). Als Instrumente dienen erneut eine Konstante, eine Trendvariable, deren Quadrat und um eine Periode verzögerte Werte des Faktoreinsatzes. Beim Fehlerkorrekturmodell verwenden wir - statt verzögerter erster Differenzen - um eine und zwei Perioden gelagerte Niveauwerte als Instrumente.

Die Durbin-Watson-Statistik deutet auf die Präsenz von Autokorrelation erster Ordnung (AR1) im Störterm hin. Die Statistik ist jedoch mit Vorsicht zu interpretieren, da nur im Falle des "fixed effects"-Modells die Statistik ausschliesslich intertemporale Autokorrelation innerhalb einer Branche widerspiegelt. Aber auch dann weisen die Ergebnisse auf Autokorrelation hin.

*Tabelle 5* versucht auf vierfache Weise der Autokorrelation zu begegnen: (i) indem alle Variablen in ersten Differenzen<sup>9</sup> ("1.  $\Delta$ s") gemessen werden, was dem herkömmlichen Fehlerkorrekturmodell gemäss (11) ohne den Korrekturterm entspricht, (ii) indem die Variablen gemäss dem Verfahren von COCHRANE/ORCUTT (1949) gegen AR1 umgewandelt werden, (iii) unter Anwendung des herkömmlichen Fehlerkorrekturmodells ("Standard") gemäss (11) und (iv) unter Berücksichtigung branchenspezifischer Werte

---

<sup>7</sup> Die Qualifikationsgewichtung, beruhend auf der Überrepräsentativität ausländischer Erwerbspersonen im Bestand der Arbeitslosen, konnte mit den Paneldaten nicht durchgeführt werden, da entsprechende Daten fehlten. Auf die Gleichung (9) für den technischen Fortschritt musste mangels entsprechender Lohnanteilsdaten zur Berechnung des technischen Fortschritts ebenfalls verzichtet werden.

<sup>8</sup> Die F-Statistik beträgt 4,05, ein Wert, den man lediglich in etwa 4,5 Prozent aller Fälle erwarten würde, wenn die Annahme der linearen Homogenität in Wirklichkeit zuträfe.

<sup>9</sup> Der "within"-Schätzer des FE-Modells misst alle Variablen in Abweichungen zu ihrem jeweiligen Branchenmittelwert, was die branchenspezifischen Konstanten  $\alpha_k$  eliminiert. Erste Differenzen bewirken das Gleiche, aber eliminieren auch einen allfälligen stochastischen Trend, der möglicherweise für die niedrige Durbin-Watson-Statistik verantwortlich ist.

für  $\beta_{it}$ ,  $\beta_t$ , und  $\beta_{tt}$  ("Branchentrend"). Alle vier Vorgehen finden Unterstützung und reduzieren die Autokorrelation, worauf der Anstieg der Durbin-Watson-Statistik hinweist. Doch welches Modell richtig ist, lässt sich nicht bestimmen, da - bis auf das "fixed effects"-Modell in ersten Differenzen und das Fehlerkorrekturmodell - die einzelnen Spezifikation nicht ineinander genistet sind. Infolgedessen lassen wir uns von der Plausibilität der Faktoranteile leiten, welche die einzelnen Spezifikationen implizieren.

Tabelle 5: Regressionsergebnisse (Paneldaten)

	Geogisches-Modell				"Fixed Effects"-Modell					ECM-Modell	
	RLS	URLS	IV	Branchentrend	Within	1. 2s	AKI	IV	Branchentrend	Standard	IV
$\alpha_0$	-1.695*** (0.112)	-1.672*** (0.102)	-1.662*** (0.112)	-1.127*** (0.222)							
$\gamma_1$	0.048** (0.022)	0.043** (0.022)	0.025** (0.022)	0.066** (0.034)	-0.004 (0.034)	0.000*** (0.022)	0.005** (0.022)	-0.025 (0.042)	0.025 (0.042)	0.067*** (0.027)	0.225** (0.142)
$\gamma_2$	0.752*** (0.114)	0.206*** (0.114)	0.792*** (0.146)	0.043*** (0.102)	0.203** (0.112)	0.248** (0.112)	0.207** (0.102)	0.443*** (0.172)	-0.273 (0.212)	0.180** (0.082)	0.692** (0.282)
$\gamma_3$	-0.412** (0.162)	-0.429*** (0.172)	-0.500*** (0.202)	-1.224*** (0.232)	0.492*** (0.142)	0.581*** (0.122)	0.666*** (0.142)	0.181 (0.212)	1.049*** (0.112)	0.630*** (0.122)	0.298 (0.362)
$\gamma_4$	0.292*** (0.114)	0.341*** (0.114)	0.406*** (0.122)	0.947*** (0.162)	0.212* (0.112)	-0.125 (0.102)	-0.043 (0.102)	0.413*** (0.142)	-0.029 (0.302)	-0.002 (0.102)	-0.361 (0.282)
$\gamma_5$	0.315*** (0.094)	0.287*** (0.092)									
$\gamma_{11}$	-0.002*** (0.002)	-0.006* (0.002)	-0.011** (0.004)	-0.002*** (0.002)	0.005 (0.004)	0.001*** (0.004)	0.008** (0.004)	0.002 (0.004)	0.003 (0.004)	0.009*** (0.004)	0.012* (0.004)
$\gamma_{22}$	0.027 (0.022)	0.043 (0.022)	-0.052 (0.122)	-0.154* (0.082)	0.073 (0.032)	0.001 (0.032)	-0.064 (0.062)	0.051 (0.082)	-0.259** (0.112)	0.029 (0.022)	-0.059 (0.112)
$\gamma_{33}$	0.372*** (0.142)	0.259*** (0.142)	0.402*** (0.192)	0.442*** (0.202)	0.354*** (0.112)	-0.083 (0.112)	0.028 (0.112)	0.449*** (0.172)	-0.327 (0.202)	0.067 (0.082)	0.208 (0.282)
$\gamma_{44}$	0.007 (0.022)	0.029 (0.022)	-0.022 (0.062)	0.025 (0.072)	-0.017 (0.042)	-0.181 (0.042)	-0.152*** (0.042)	-0.042 (0.072)	-0.432** (0.182)	-0.025 (0.042)	-0.112 (0.142)
$\gamma_{55}$	0.045*** (0.012)	0.042*** (0.012)	0.054*** (0.012)	0.042*** (0.014)	-0.013 (0.012)	-0.002 (0.008)	0.000 (0.008)	-0.021 (0.022)	0.007 (0.008)	-0.004 (0.008)	0.015 (0.012)
$\gamma_{12}$	-0.016 (0.002)	-0.027 (0.002)	-0.043 (0.002)	-0.114*** (0.002)	0.007 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.006 (0.004)	0.003 (0.002)	0.029 (0.002)	0.006 (0.002)	-0.018 (0.002)
$\gamma_{13}$	-0.011 (0.012)	-0.022 (0.012)	-0.034 (0.014)	0.061*** (0.012)	-0.002 (0.012)	-0.003 (0.008)	0.000 (0.008)	-0.003 (0.012)	-0.011 (0.012)	-0.004 (0.008)	-0.019 (0.012)
$\gamma_{23}$	-0.212* (0.114)	-0.204* (0.112)	-0.229 (0.112)	-0.057 (0.142)	-0.137* (0.062)	0.044 (0.062)	0.019 (0.072)	-0.202* (0.102)	-0.300 (0.112)	0.034 (0.062)	-0.009 (0.142)
$\gamma_{34}$	0.242*** (0.062)	0.282*** (0.062)	0.264*** (0.062)	0.332*** (0.082)	0.306** (0.042)	0.049 (0.042)	0.122*** (0.042)	0.226*** (0.062)	0.202*** (0.112)	0.020 (0.042)	0.267*** (0.112)
$\gamma_{45}$	-0.272*** (0.062)	-0.282*** (0.072)	-0.232*** (0.082)	-0.382*** (0.112)	-0.028 (0.072)	0.039 (0.062)	0.015 (0.062)	-0.036 (0.112)	0.125 (0.112)	-0.005 (0.062)	-0.172 (0.222)
$\beta_{1t}$	-0.002*** (0.002)	-0.001* (0.002)	-0.002** (0.002)		-0.001** (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)		-0.001 (0.002)	0.001 (0.002)
$\beta_{2t}$	-0.002 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.004)		0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.000 (0.002)	-0.003 (0.002)		0.002 (0.002)	-0.000 (0.002)
$\beta_{3t}$	-0.004 (0.002)	-0.005 (0.002)	-0.008 (0.004)		-0.012*** (0.004)	-0.009 (0.002)	-0.010*** (0.002)	-0.011** (0.002)		-0.002 (0.002)	-0.002 (0.004)
$\beta_{4t}$	0.002*** (0.002)	0.002*** (0.002)	0.000** (0.004)		0.000*** (0.002)	0.000** (0.004)	0.000*** (0.002)	0.007** (0.002)		0.000** (0.002)	0.000 (0.004)
$\beta_{5t}$	0.002*** (0.002)	0.002*** (0.002)	0.002*** (0.002)		0.002*** (0.002)	0.002*** (0.002)	0.002*** (0.002)	0.002*** (0.002)		0.002*** (0.002)	0.002*** (0.002)
$\beta_{6t}$	-0.002*** (0.002)	-0.002*** (0.002)	-0.002*** (0.002)		-0.002*** (0.002)	-0.002*** (0.002)	-0.002*** (0.002)	-0.002*** (0.002)		-0.002*** (0.002)	-0.002*** (0.002)
$\theta$										-0.186*** (0.002)	-0.108** (0.012)
kon. R <sup>2</sup>	0.902	0.947	0.908	0.948	0.973	0.580	0.869	0.920	0.950	0.553	0.325
D-W	0.262	0.262	0.300	1.560	0.606	1.529	1.956	0.637	1.939	1.421	1.702
Fälle	399	399	378	399	399	370	378	370	399	370	357

Österreichs Konsumkredit; statisch geschätzt für Innovationskreditkategorie von 2004 bis 2010; 10% (\*), 5% (\*\*), 1% (\*\*\*)

Tabelle 6 präsentiert die modellerzeugten Faktor- bzw. Lohnanteile. Angaben über die tatsächlichen Lohnanteile der einzelnen Arbeitskräftekategorien sind leider nicht verfügbar. Wir behelfen uns deshalb mit den folgenden Plausibilitätsüberlegungen: Wenn Arbeitskräfte aller Kategorien ähnlich qualifiziert wären und folglich ähnliche Löhne erzielen würden, müssten die Lohnanteile mit den Beschäftigungsanteilen, die in der untersten Tabellenreihe erscheinen, in etwa übereinstimmen. Dementsprechend müssten die Lohnanteile der besser (schlechter) qualifizierten und deshalb höher (niedriger) be-

zahlten Arbeitskräfte ihre Beschäftigungsanteile übersteigen (unterschreiten), wenn die Arbeitskräfte je nach Kategorie unterschiedlich qualifiziert wären. Da Volkszählungsdaten zeigen, dass Schweizer Erwerbstätige höher qualifiziert sind als ausländische Arbeitskräfte, wäre zu erwarten, dass der Lohnanteil Schweizer Erwerbstätiger über ihrem Beschäftigtenanteil liegt. Indes trifft dies nur auf das gepoolte Modell zu, das statistisch weniger überzeugt. Andererseits liefern - mit Ausnahme vielleicht des Modells mit branchenspezifischen Trendeffekten oder der IV-Version des Fehlerkorrekturmodells - die restlichen Modelle annehmbare und weitgehend ähnliche Resultate. Diese deuten darauf hin, dass Saisoniers und Jahresaufenthalter unterdurchschnittlich qualifiziert sind, da ihre Lohnanteile ihre Beschäftigungsanteile unterschreiten, während das Gegenteil auf die Niedergelassenen und Grenzgänger zutrifft.

Tabelle 6: *Geschätzte Faktoranteile (Paneldaten)*

	Saisoniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
<b>Gepoolt/RLS</b>	0.00	-0.04	0.07	0.17	0.79
<b>Gepoolt/IV</b>	0.00	-0.03	0.04	0.19	0.79
<b>Gepoolt/Branchentrend</b>	0.05	-0.01	0.77	-0.13	0.32
<b>FE/Within</b>	-0.01	0.07	0.18	0.09	0.67
<b>FE/1. <math>\Delta</math>s</b>	0.03	0.00	0.25	0.09	0.63
<b>FE/ARI</b>	0.02	0.02	0.25	0.10	0.61
<b>FE/IV</b>	0.01	0.09	0.15	0.11	0.64
<b>FE/Branchentrend</b>	0.05	-0.10	0.85	0.12	0.08
<b>ECM</b>	0.02	0.00	0.27	0.08	0.64
<b>ECM/IV</b>	0.12	-0.01	0.41	-0.10	0.58
<b>Beschäftigtenanteil</b>	0.03	0.04	0.13	0.04	0.77

In Bezug auf den Bias des technischen Fortschritts ( $\beta_{it}$ ) deuten - mit wenigen Ausnahmen - alle Modelle darauf hin, dass der technische Fortschritt hinsichtlich Schweizer Arbeitskräfte und Grenzgänger faktornutzend ( $\beta_{it} > 0$ ) und bezüglich der anderen Arbeitskräftekategorien faktorsparend ( $\beta_{it} < 0$ ) ist. Bis auf die Niedergelassenen deuten die Ergebnisse somit an, dass der technische Fortschritt bildungsintensiv ist, was mit den Ergebnissen einer Vielzahl empirischer Arbeiten übereinstimmt, doch den Resultaten von BUTARE/FAVARGER (1992) widerspricht. Ferner weisen die Resultate vor dem Hintergrund von (9) darauf hin, dass mit Ausnahme von Grenzgängern der Zuzug ausländischer Arbeitskräfte den technischen Fortschritt in der Schweiz gehemmt und das Wirtschaftswachstum dadurch beeinträchtigt hat. Das Resultat läuft dem Modell des selbstverstärkenden Wirtschaftswachstums diametral entgegen.

Alle Modelle verdeutlichen, dass der technologische Wandel voranschreitet ( $\beta_t > 0$ ), aber in abnehmenden Raten ( $\beta_{tt} < 0$ ), was im allgemeinen zu erwarten ist. Die Zeitreihenresultate deuteten allerdings auf das Gegenteil hin.

Die Paneldaten liefern nicht nur in Bezug auf den technischen Fortschritt plausiblere und einheitlichere Ergebnisse. Sie stimmen auch besser mit der Wirtschaftstheorie überein. Dies lassen *Tabellen 7* und *8* erkennen, welche jene Werte der Elastizitäten der Faktorkomplementarität bzw. der Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten wiedergeben, welche die Schätzungen nahelegen. Wie zu sehen ist, trägt ein Grossteil der Elastizitäten auf der Hauptdiagonale ein negatives Vorzeichen, wie die Produktionstheorie erfordert, obwohl dies den Modellen nicht auferlegt wird. In dieser Hinsicht bringen die Paneldatenergebnisse eine Verbesserung gegenüber den Resultaten, beruhend auf Zeitreihendaten.

*Tabelle 7: Elastizitäten der Faktorkomplementarität (Paneldaten)*

*Gepoolt/RLS*

	Saisonniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisonniers	-1901.99	-862.06	-54.13	-38.28	-5.52
Jahres.		111.48	73.01	-83.30	7.33
Nieder.			29.04	-16.42	0.25
Grenz.				-6.59	1.35
Schweizer					-0.02

*Gepoolt/Branchentrend*

	Saisonniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisonniers	-339.20	31.58	-28.41	-99.77	8.95
Jahres.		-7.42	0.50	-17.77	-1.52
Nieder.			0.71	9.14	1.53
Grenz.				20.10	3.40
Schweizer					-0.93

*FE/I.  $\Delta s$*

	Saisonniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisonniers	-21.20	-1.63	0.94	-1.30	0.53
Jahres.		-27.22	5.73	19.93	-3.45
Nieder.			-2.77	2.91	0.51
Grenz.				-29.73	1.35
Schweizer					-0.22

*FE/IV*

	Saisonniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisonniers	107799.84	623.74	-52.45	92.18	-83.65
Jahres.		-3.71	-6.14	18.13	0.36
Nieder.			4.60	-2.37	-0.08
Grenz.				-13.64	-0.62
Schweizer					0.02

*ECM*

	Saisonniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisonniers	-21.84	-1.74	1.22	-1.74	0.45
Jahres.		-14.31	4.72	19.31	-3.57
Nieder.			-2.16	1.94	0.46
Grenz.				-29.56	1.58
Schweizer					-0.21

*Gepoolt/IV*

	Saisonniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisonniers	-11117.64	21619.36	528.39	26.61	10.10
Jahres.		-5930.00	466.37	-559.39	57.41
Nieder.			42.85	-16.68	0.92
Grenz.				-6.68	0.93
Schweizer					-0.04

*FE/Within*

	Saisonniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisonniers	98.30	12.70	-1.05	2.79	0.65
Jahres.		-0.53	-5.57	15.65	0.45
Nieder.			2.09	-0.21	-0.16
Grenz.				-12.26	-0.09
Schweizer					0.04

*FE/ARI*

	Saisonniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisonniers	-28.03	0.90	-0.45	1.16	0.67
Jahres.		-33.25	1.56	29.66	-1.01
Nieder.			-1.37	2.69	0.23
Grenz.				-44.79	1.00
Schweizer					-0.16

*FE/ Branchentrend*

	Saisonniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisonniers	-129.63	16.84	9.47	-9.62	-29.80
Jahres.		-88.76	-1.67	32.74	8.70
Nieder.			-0.91	2.33	1.65
Grenz.				-25.20	2.60
Schweizer					-11.21

*ECM/IV*

	Saisonniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisonniers	-5.88	3.09	0.58	2.25	0.81
Jahres.		-30.88	0.73	-22.00	-3.32
Nieder.			0.21	3.46	0.62
Grenz.				2.82	0.59
Schweizer					-0.03

*Tabellen 7* und *8* zeigen, dass Komplementarität ( $C_{ij} > 0$  und  $\epsilon_{ij} > 0$  für  $i \neq j$ ) in einer Mehrzahl der Fälle gilt. Zudem nimmt mit der Grösse des Qualifikationsunterschieds zwischen den Arbeitskräftekategorien die Stärke der Komplementarität ab und das Ausmass der Substitution zu. Dies ist bspw. daran zu erkennen, dass wesentlich mehr

Komplementaritätselastizitäten der Saisoniers und Jahresaufenthalter gegenüber den anderen Arbeitskräftekategorien ein negatives Vorzeichen aufweisen als untereinander. Dies weist auf eine gewisse Substituierbarkeit zwischen höher und tiefer qualifizierten Arbeitskräften hin, was sich mit Befunden aus anderen Ländern deckt.

Schliesslich zeigt *Tabelle 8*, dass in der Mehrzahl der Fälle ausländische und Schweizer Arbeitskräfte q-Komplemente ( $\epsilon_{ij} > 0$  für  $i \neq j$ ) darstellen. Demzufolge erhöht die Ausländerbeschäftigung den Reallohn Schweizer Erwerbstätiger. Hinzu kommt, dass in jenen Fällen, in welchen das Gegenteil ( $\epsilon_{ij} < 0$  für  $i \neq j$ ) gilt, Schweizer Arbeitskräfte dennoch nicht befürchten müssen, dass die verstärkte Beschäftigung ausländischer Arbeitskräfte ihre Löhne senken wird, da der Absolutwert der Kreuzlohnelastizitäten 0,31 nie übersteigt und meistens sogar unter 0,10 liegt. Im letzteren Fall heisst das, dass eine einprozentige Erhöhung der Ausländerbeschäftigung den Reallohn Schweizer Arbeitskräfte um gerade mal 0,1 Prozent senkt.

*Tabelle 8: Eigen- und Kreuzpreiselastizitäten (Paneldaten)*

*Gepoolt/RLS*

... infolge einer Mengenänderung von ...					
Lohnänderung von ...	Saisoniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisoniers	-4.27	20.14	-6.86	-4.76	-4.25
Jahres.	-1.93	-2.60	9.25	-10.36	5.64
Nieder.	-0.12	-1.71	3.68	-2.04	0.19
Grenz.	-0.09	1.95	-2.08	-0.82	1.04
Schweizer	-0.01	-0.17	0.03	0.17	-0.02

*Gepoolt/IV*

... infolge einer Mengenänderung von ...					
Lohnänderung von ...	Saisoniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisoniers	10.37	-68.31	46.22	3.97	7.76
Jahres.	-20.16	18.74	40.79	-83.43	44.06
Nieder.	-0.49	-1.47	3.75	-2.49	0.71
Grenz.	-0.02	1.77	-1.46	-1.00	0.71
Schweizer	-0.01	-0.18	0.08	0.14	-0.03

*Gepoolt/Branchentrend*

... infolge einer Mengenänderung von ...					
Lohnänderung von ...	Saisoniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisoniers	-2.40	6.55	-15.62	8.59	2.88
Jahres.	0.22	-1.54	0.27	1.53	-0.49
Nieder.	-0.20	0.10	0.39	-0.79	0.49
Grenz.	-0.71	-3.68	5.02	-1.73	1.10
Schweizer	0.06	-0.31	0.84	-0.29	-0.30

*FE/Within*

... infolge einer Mengenänderung von ...					
Lohnänderung von ...	Saisoniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisoniers	-1.38	1.02	-0.27	0.25	0.38
Jahres.	-0.18	-0.04	-1.45	1.41	0.26
Nieder.	0.01	-0.45	0.54	-0.02	-0.09
Grenz.	-0.04	1.25	-0.06	-1.10	-0.05
Schweizer	-0.01	0.04	-0.04	-0.01	0.02

*FE/I.  $\Delta$ s*

... infolge einer Mengenänderung von ...					
Lohnänderung von ...	Saisoniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisoniers	-0.42	-0.06	0.25	-0.10	0.32
Jahres.	-0.03	-0.93	1.54	1.51	-2.08
Nieder.	0.02	0.20	-0.74	0.22	0.31
Grenz.	-0.03	0.68	0.78	-2.25	0.82
Schweizer	0.01	-0.12	0.14	0.10	-0.13

*FE/ARI*

... infolge einer Mengenänderung von ...					
Lohnänderung von ...	Saisoniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisoniers	-0.38	0.05	-0.13	0.08	0.37
Jahres.	0.01	-2.01	0.46	2.09	-0.56
Nieder.	-0.01	0.09	-0.41	0.19	0.13
Grenz.	0.02	1.79	0.80	-3.16	0.56
Schweizer	0.01	-0.06	0.07	0.07	-0.09

*FE/IV*

... infolge einer Mengenänderung von ...					
Lohnänderung von ...	Saisoniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisoniers	-29.67	78.14	-11.84	9.27	-45.90
Jahres.	-0.17	-0.46	-1.39	1.82	0.20
Nieder.	0.01	-0.77	1.04	-0.24	-0.05
Grenz.	-0.03	2.27	-0.53	-1.37	-0.34
Schweizer	0.02	0.05	-0.02	-0.06	0.01

*FE/ Branchentrend*

... infolge einer Mengenänderung von ...					
Lohnänderung von ...	Saisoniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisoniers	-0.94	1.00	5.97	-1.43	-4.60
Jahres.	0.12	-5.29	-1.05	4.88	1.34
Nieder.	0.07	-0.10	-0.57	0.35	0.25
Grenz.	-0.07	1.95	1.47	-3.75	0.40
Schweizer	-0.22	0.52	1.04	0.39	-1.73

*ECM*

... infolge einer Mengenänderung von ...					
Lohnänderung von ...	Saisoniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisoniers	-0.25	-0.28	0.77	-0.24	0.01
Jahres.	-0.15	0.27	1.78	0.96	-2.85
Nieder.	0.03	0.14	-0.48	0.05	0.26
Grenz.	-0.04	0.32	0.22	-1.44	0.94
Schweizer	0.00	-0.11	0.13	0.11	-0.13

*ECM/IV*

... infolge einer Mengenänderung von ...					
Lohnänderung von ...	Saisoniers	Jahres.	Nieder.	Grenz.	Schweizer
Saisoniers	-0.57	0.23	0.26	-0.35	0.44
Jahres.	0.30	-2.27	0.32	3.46	-1.81
Nieder.	0.06	0.05	0.09	-0.54	0.34
Grenz.	0.22	-1.62	1.53	-0.44	0.32
Schweizer	0.08	-0.24	0.28	-0.09	-0.02

## 5. Schlussfolgerungen

Die Aussagen der Wirtschaftstheorie bezüglich der wirtschaftlichen Vorteile der Ausländerbeschäftigung für das Gastland sind uneinheitlich. Das Modell des *Circulus virtuosus* des Wirtschaftswachstums kommt zum Ergebnis, dass der leichte Zugang zu ausländischen Arbeitskräften das Wirtschaftswachstum fördert, da die Zuwanderung ausländischer Arbeitskräfte der Industrie des Gastlandes ermöglicht, Skalenerträge auszuschöpfen, die sonst nicht realisierbar wären. Die Skeptiker hingegen argumentieren, dass die Beschäftigung niedrig qualifizierter ausländischer Arbeitskräfte das Wirtschaftswachstum beeinträchtigt, da sie aussterbende Industrien künstlich am Leben hält und die Entwicklung expandierender Branchen dadurch behindert. Zudem wird befürchtet, dass ausländische Arbeitskräften mit einheimischen Erwerbstätigen konkurrieren, was deren Löhne senkt.

Die vorliegende Studie untersuchte diese gegensätzlichen Standpunkte im Rahmen eines produktionstheoretischen Ansatzes, der auf zwei Datensätze angewendet wurde. Der eine Datensatz setzt sich aus Zeitreihen zusammen, die sich über den Zeitraum 1950-86 erstrecken und in einer ähnlich konzipierten Studie von BUTARE und FAVARGER (1992) Verwendung fanden, während der andere Datensatz aus Paneldaten besteht, die den Zeitraum 1980-98 abdecken.

Die Untersuchung von BUTARE und FAVARGER förderte zum Teil kontraintuitive Ergebnisse zutage, die unter anderem nahelegen, dass der technische Fortschritt durch den verstärkten Einsatz ausländischer Arbeitskräfte gefördert wird bzw. dass er nicht bildungsintensiv ist, was den Resultaten anderer produktionstheoretischer Untersuchungen widerspricht, seien sie auf die Schweiz oder sonstwo bezogen. Unsere erweiterte Zeitreihenuntersuchung lieferte sich widersprechende Ergebnisse, was die Resultate der Studie von BUTARE und FAVARGER nunmehr relativiert.

Die Paneldaten hingegen führten zu plausibleren und einheitlicheren Resultaten. Sie zeigen, dass die Produktion in der Schweiz beinahe konstante Skalenerträge aufweist, was dem Modell des *Circulus virtuosus* der Ausländerbeschäftigung entgegenläuft. Zudem zeigen die Resultate, dass der technische Fortschritt in der Schweiz in Bezug auf alle Ausländerkategorien ausser Grenzgängern factorsparend ist, was angesichts der höheren Qualifikation Schweizer Arbeitskräfte impliziert, dass der technische Fortschritt bildungsintensiv ist, was auch die überwiegende Mehrzahl ausländischer Studien feststellt. Dieser Befund weist darauf hin, dass ein leichter Zugang zu ausländischen Arbeitskräften den technischen Fortschritt in der Schweiz gebremst und das Wirtschaftswachstum beeinträchtigt hat. Schliesslich zeigen die Paneldatenresultate,

dass die Beschäftigung ausländischer Arbeitskräfte die Reallöhne einheimischer Erwerbstätigen nicht gesenkt hat, da ausländische Arbeitskräfte gegenüber einheimischen weitgehend komplementär sind. In jenen Fällen, in welchen ausländische Arbeitskräfte als Substitute wirken, sind die Substitutionselastizitäten derart niedrig (selten über 0,1 Prozent in Absolutzahlen), dass einheimische Erwerbspersonen lohn-senkende Effekte nicht zu befürchten brauchen.

Unsere Resultate deuten darauf hin, dass das Kontingentierungssystem der Schweizer Ausländerpolitik, das auf die Qualifikationen der ausländischen Arbeitskräfte kaum Rücksicht nimmt, den technischen Wandel gebremst und das Wirtschaftswachstum beeinträchtigt hat. Mit anderen Worten: Zu den bildungsbezogenen und sozialen Problemen der Beschäftigung niedrig qualifizierter Ausländer gesellt sich nun verlangsamtes Wirtschaftswachstum. Um letzteres zu vermeiden, muss die Ausländerpolitik der Schweiz ein grösseres Gewicht auf die Qualifikationen der einwandernden Ausländer legen. Dies würde sogar eine verstärkte Zuwanderung ausländischer Arbeitskräfte ermöglichen, ohne den Bestand an Daueraufenthaltern zu erhöhen, da sich hochqualifizierte ausländische Arbeitskräfte nach den Befunden von DE WILD (2001) seltener in der Schweiz niederlassen als niedrig qualifizierte.



## Literatur

- BAUER, T. (1997), "Lohneffekte der Zuwanderung; Eine empirische Untersuchung für Deutschland", *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Bd. 30, S. 652-56.
- BORNER, S. (1980), "Wirtschaftswachstum und Fremdarbeiter in der Schweiz - konjunkturelle und strukturelle Auswirkungen der Segmentierung des Arbeitsmarktes", in: E. KÜNG (Hrsg.), *Wandlungen in Wirtschaft und Gesellschaft*, Tübingen: Mohr-Siebeck, S. 327-41.
- BUTARE, T., P. FAVARGER (1992), "Analyse empirique du cas de la Suisse", in: BÜRGENMEIER, B. (Hrsg.), *Main d'oeuvre étrangère. Une analyse de l'économie suisse*, Paris: Economica, S. 79-119.
- CHRISTENSEN, L., D. JORGENSON, L. LAU (1971), "Conjugate Duality and the Transcendental Logarithmic Production Function", *Econometrica*, Bd. 39, S. 255-56.
- COCHRANE, D. G. ORCUTT (1949), "Application of Least Squares Regression to Relationships Containing Autocorrelated Error Terms", *Journal of the American Statistical Association*, Bd. 44, S. 32-61.
- CONSANDEY, J. (1989), "Die ausländischen Arbeitnehmer in der Schweiz: Die aktuelle Regelung", *Die Volkswirtschaft*, Nr. 5, S. 21-29.
- DE WILD, D. (2001), *Die Dynamik der Migration in der Schweiz*, in Vorbereitung.
- GREENE, W. (1997), *Econometric Analysis*, 3. Aufl., New Jersey: Prentice Hall.
- GROSSMAN, J. (1982) "The Substitutability of Natives and Immigrants in Production", *Review of Economics and Statistics*, Bd. 64, S. 596-603.
- HAMERMESH, D. (1986), "The Demand for Labor in the Long Run", in: O. Ashenfelter, R. Layard (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*, Bd. 1, Amsterdam: North-Holland, S. 429-71.
- HICKS, J. (1963), *The Theory of Wages*, 2. Aufl., Oxford: Oxford University Press.
- JORGENSON, D. (1986), "Econometric Methods for Modeling Producer Behavior", in: Z. Griliches, M. Intriligator (Hrsg.), *Handbook of Econometrics*, Bd. 3, Amsterdam: North-Holland, S. 1841-1915.
- KALDOR, N. (1966), *Causes of the Slow Rate of Growth of the United Kingdom: An Inaugural Lecture*, Cambridge: Cambridge University Press.
- KINDLEBERGER, C. (1967), *Europe's Postwar Growth: The Role of Labor Supply*, Cambridge: Harvard University Press.
- KUGLER, P. S. SPYCHER (1992), "Der Einfluss des Technologiewandels auf der Struktur der Arbeitsnachfrage in der Schweiz von 1950-1988", *Swiss Journal of Economics and Statistics*, Bd. 128, S. 617-41.
- KUGLER, P., U. MÜLLER, G. SHELDON (1989), "Non-Neutral Technical Change, Capital, White-Collar and Blue-Collar Labor: Some Empirical Results", *Economic Letters*, Bd. 31, S. 91-94.
- LEWIS, A. (1954), "Development with Unlimited Supplies of Labour", *The Manchester School of Economic and Social Studies*, Bd. 22, S. 139-91.

VERDOORN, P. (1949), "Fattori che regolano lo sviluppo della produttività del lavoro",  
*L'Industria*, Bd. 1, S. 3-10.