

Raffelhüschen, Bernd

**Article**

## Wanderungen von Erwerbspersonen im vereinigten Deutschland

Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (ZWS) - Vierteljahresschrift der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Verein für Socialpolitik

**Provided in Cooperation with:**

Duncker & Humblot, Berlin

*Suggested Citation:* Raffelhüschen, Bernd (1993) : Wanderungen von Erwerbspersonen im vereinigten Deutschland, Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften (ZWS) - Vierteljahresschrift der Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Verein für Socialpolitik, ISSN 0342-1783, Duncker & Humblot, Berlin, Vol. 113, Iss. 2, pp. 273-295, <https://doi.org/10.3790/schm.113.2.273>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/291799>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*



<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>

## **Wanderungen von Erwerbspersonen im vereinigten Deutschland**

Von Bernd Raffelhüschen<sup>1</sup>

Der vorliegende Beitrag illustriert zukünftige Wanderungsbewegungen von Erwerbspersonen zwischen den alten und neuen Bundesländern. Als Grundlage dient ein Lebenszyklusmodell, das die Lokalisationsentscheidung heterogener Individuen mit in das Optimierungskalkül aufnimmt. Dieser mikroökonomische Wahlhandlungsansatz wird mit dem neoklassischen Wachstumsmodell zu einem allgemeinen dynamischen Gleichgewichtsmodell verknüpft und auf die spezifischen regionalen Verhältnisse kalibriert.

### **1. Vorbemerkungen**

Mit der Herstellung der Einheit Deutschlands werden die fünf neuen Bundesländer einem schwierigen Anpassungsprozeß unterworfen. Während die westlichen Länder trotz sich abzeichnender weltweiter Rezession keinerlei Anzeichen einer abflauenden Konjunktur zeigen, befinden sich die östlichen in einer tiefen Strukturkrise. Die Umstellung von einer zentralverwalteten Planwirtschaft auf eine soziale Marktwirtschaft westlicher Prägung erfordert nicht nur weit über das erwartete Maß hinausgehende Ressourcen, sondern ebenfalls Zeit – mehr Zeit vielleicht, als selbst pessimistische Stimmen für möglich halten.

Im Verlauf dieser in ihrer Dynamik schwer einschätzbaren Anpassungsprozesse wird – darüber herrscht wohl Einigkeit – der Transfer von Kapital und Technologie für eine Angleichung der makroökonomischen Rahmenbedingungen sorgen. Gegenwärtig herrschen jedoch extreme Divergenzen, die sich auch in naher Zukunft, allerdings in abgemilderter Form ergeben dürften. So erreicht beispielsweise das Lohnniveau in den östlichen Bundesländern nur ca. 50 % des Weststandards. Produziert wird mit einem vergleichsweise geringen Kapitaleinsatz pro Beschäftigten. Dies gilt sowohl für das industrielle Kapital als auch für die Ausstattung mit öffentlicher Infrastruktur. Unter diesen Bedingungen verwundert es nicht, daß seit Öffnung der Grenze schätzungsweise eine halbe Million Ostdeutscher, dies sind ca.

---

<sup>1</sup> Für wertvolle Anregungen danke ich Stephan Boll, Johannes Bröcker, Wolfgang Kitterer, Laurence Kotlikoff, Håkan Nordström, Ute Semmler und zwei anonymen Referees.

6% der Gesamtbevölkerung, aus dem Gebiet der ehemaligen DDR in die alten Bundesländer abwanderte.

Die folgende Analyse geht der Fragestellung nach, wie sich diese Wanderungsbewegungen in der Zukunft entwickeln könnten. Zu diesem Zweck soll auf das in Kapitel 2 ausführlich erläuterte Generationenmodell zurückgegriffen werden. Im Gegensatz zu *Buiter* 1983, der das von *Samuelson* 1958 und *Diamond* 1965 entwickelte Modell überlappender Generationen auf die offene Volkswirtschaft übertragen hat, wird im hier vorgestellten Ansatz eine endogene Lokalisationsentscheidung im Lebenszyklus unterstellt. Diese diskrete Wahlhandlung bildet mithin das mikroökonomische Fundament des verwendeten Simulationsmodells<sup>2</sup>. Dabei soll im folgenden nicht auf den klassischen Ansatz oder den „Human capital approach“ von *Sjaastad* 1962 zurückgegriffen werden, da beide nicht oder nur sehr bedingt zur Erklärung wechselseitiger Wanderungen tauglich sind. Stattdessen folgt das OLG-Modell dem „Random utility approach“ von *Domencich/McFadden* 1975, so daß die damit unterstellte Heterogenität individueller Präferenzen hinsichtlich der Lokalisationsentscheidung für ein komplexes Migrationsverhalten sorgt. Dieser hier leicht modifiziert verwendete Ansatz wird ebenfalls in Kapitel 2 ausführlich dargestellt.

Die makroökonomischen Implikationen, die sich aus der Wiedervereinigung ergeben und die zugleich die Determinanten der zukünftig zu erwartenden Wanderungen von Erwerbspersonen darstellen, werden mit Hilfe des Generationenmodells in Kapitel 3 illustriert. Dazu ist es notwendig, die Simulationen auf der Grundlage einer zielgerichteten Bestandsaufnahme der regionalen Wirtschaftsstruktur so realistisch wie möglich zu parametrisieren. Da eine Kalibrierung von – teilweise sehr sensitiven – Parameterwerten aufgrund fehlender Daten nicht möglich ist, mußte in einigen Fällen auf „Ad-hoc“-Lösungen zurückgegriffen werden. Das Kapitel schließt mit einer ausführlichen Erörterung der geschätzten, zukünftigen Migrationsströme zwischen den westlichen und östlichen Bundesländern. Obgleich diesen weniger der Charakter von „estimates“ als vielmehr der von „educated guesstimates“ zukommt, werden sie dennoch einer ausführlichen Sensitivitätsanalyse unterzogen.

## 2. Wanderungen im Generationenmodell

Aus Vereinfachungsgründen soll die Darstellung des Simulationsansatzes von vornherein auf ein Zwei-Generationen-Zwei-Regionen-Modell mit perfekter Voraussicht zugeschnitten werden. Dabei besteht das im folgenden ausführlich erläuterte Gesamtmodell aus einer mikroökonomischen und

<sup>2</sup> Einen ausführlichen Literaturüberblick zur Migrationstheorie geben *Bhagwati/Krugman* 1985 und *Malho* 1986.

einer makroökonomischen Komponente. Zunächst wird in Abschnitt 2.1. das wahlhandlungstheoretische Kalkül der einzelnen Wirtschaftssubjekte hinsichtlich ihrer Ersparnisbildung und Lokalisationsentscheidung unter der Annahme beschrieben, daß die Individuen in der Lage sind, alle für sie relevanten Lohn- und Zinssätze vollkommen zu antizipieren. Aus der Aggregation von Spar- und Lokalisationsentscheidungen über alle Haushalte folgt entsprechend der Tradition von Overlapping-Generations-Modellen die Kapitalausstattung und das regionale Arbeitsangebot. Beide Größen determinieren wiederum über die Produktionstechnologie die Faktorpreisverhältnisse. Dieser makroökonomische Bestandteil ist Gegenstand der Abschnitte 2.2. und 2.3.

### 2.1. Der individuelle Wahlhandlungsansatz

Jedes Individuum  $i$  lebt zwei Perioden, wobei es in der ersten zum jeweils herrschenden Lohnniveau arbeitet und in der zweiten Lebensphase in den Ruhestand tritt. Im Querschnitt leben dann in jeder Region  $l \in \{1, 2\}$  zu jedem Zeitpunkt  $t$  eine junge ( $y$ ) und eine alte Generation ( $o$ ). Unterstellt sei eine stationäre, d.h. konstante Bevölkerung, deren Generationsstärke insgesamt auf 1 skaliert ist und die jeweils zu  $v_l\%$  aus der Region  $l$  stammt.

Alle Individuen stehen am Beginn ihrer ersten Lebensphase vor der stetigen Entscheidungsproblematik, ihre Lebenszyklusressourcen optimal auf den gegenwärtigen ( $cy$ ) und den zukünftigen ( $co$ ) Konsum aufteilen zu müssen. Die Höhe dieser Lebenszyklusressourcen hängt wiederum von dem zweiten diskreten Entscheidungsproblem, der Lokalisationswahl, ab. Alternativ kann ein in Region  $b$  geborenes Individuum dort verbleiben und zum Lohnsatz  $w_b$  arbeiten, oder es wandert in die Region  $l$  ab, um den Lohnsatz  $w_l$  zu realisieren. Wie bereits oben erwähnt, sei im folgenden davon ausgegangen, daß die individuellen Präferenzen hinsichtlich der Lokalisationswahl heterogen sind und es dadurch weder möglich ist, für die Gesamtheit noch für regionale Teilgruppen repräsentative Wirtschaftssubjekte ausfindig zu machen. Tatsächlich wird jedes zu einem beliebigen Zeitpunkt  $t$  in der Region  $b \in \{1, 2\}$  geborene Wirtschaftssubjekt durch eine spezifische, additiv separable Nutzenfunktion

$$(1) \quad u_{i, b, t} = \begin{cases} v(cy_{i, b, l, t}) + \frac{v(co_{i, b, l, t+1})}{1 + \delta} \\ v(z_{i, b, l} cy_{i, b, l, t}) + \frac{v(z_{i, b, l} co_{i, b, l, t+1})}{1 + \delta} \end{cases} \text{ für } \begin{cases} l = b \\ l \neq b \end{cases}$$

charakterisiert. Der Einfachheit halber ist hierin bereits unterstellt, daß alle Individuen den Ruhestand in der Region ihrer Erwerbstätigkeit verbringen. Demgegenüber ist die Nutzenfunktion (1) hinsichtlich der Lokalisation in

der Arbeitsphase zweigespalten. Stimmt die Lokalisationswahl  $l$  mit der Heimatregion  $b$  überein, so ergibt sich das Lebensnutzenniveau aus der Addition der Nutzen  $v(\cdot)$ , die die jeweiligen Konsummengen  $cy_{i,b,l,t+1}$  dem Individuum  $i$  stiften. Der Alterskonsum fließt hierbei nach Maßgabe der Zeitpräferenzrate  $\delta$  in das Kalkül ein.

Im Fall  $l \neq b$  entschließt sich das betrachtete Individuum, aus seiner Heimatregion abzuwandern. Ein solches Handeln hat weitreichende Konsequenzen. Zum einen induziert dies im Falle regionaler Unterschiede von z. B. Löhnen, Steuern etc. abweichende Konsummöglichkeiten. Andererseits ist das Wirtschaftssubjekt  $i$  auch bei gleichen regionalen Konsummöglichkeiten bereit, diesen Schritt zu tun, wenn seine Konsumintensität für die Fremdregion ( $0 \leq z_{i,b,l} \leq \infty$ ) die auf 1 skalierte Konsumintensität seiner Heimatregion ( $z_{i,b,l} = 1 \forall b = l$ ) übersteigt. Vereinfachend kann deshalb die Konsumintensität eines in  $b$  geborenen Individuums für die Fremdregion mit  $z_{i,b}$  bezeichnet werden.

Das Konzept der Konsumintensität ist für die folgende Untersuchung fundamental. Es beruht im Prinzip auf einer Trennung in eine quantitative und eine qualitative Komponente der Lokalisationsentscheidung. Während jede in der Heimatregion konsumierte Einheit [ $cy_{i,1,1,t}$  oder  $cy_{i,2,2,t}$ ] ein qualitatives Gewicht von 1 erhält, ist es möglich, daß diese Intensität beim Konsum der gleichen Einheit in der Fremdregion je nach betrachtetem Individuum erheblich davon abweicht. Die Abweichung mißt damit eine individuelle Nettoattraktivität in Nutzeneinheiten, subsumiert mithin den Einfluß aller die Migrationsentscheidung beeinflussenden tangiblen und intangiblen Faktoren<sup>3</sup>. Jedes Wirtschaftssubjekt  $i$  maximiert nun seine Nutzenfunktion (1) unter den entsprechenden Nebenbedingungen seiner lokalisationsabhängigen Budgetrestriktion

$$(2) \quad cy_{i,b,l,t} + \frac{CO_{i,b,l,t+1}}{1+r_{t+1}} = w_{l,t} \quad \forall b, l \in \{1, 2\},$$

und entscheidet sich für die Region, die ihm das höhere Wohlfahrtsniveau stiftet. Aufgrund der Annahme vollkommener Kapitalmobilität ist der Zinssatz beider Regionen in jedem Zeitpunkt identisch. Im Simulationsansatz

<sup>3</sup> Betrachten wir z. B. ein höchst immobiles, regional stark verwurzeltetes Individuum, dessen Raumüberwindungskosten vergleichsweise hoch sind und das ein  $z_{i,b}$  von annähernd 0 ausweist. Nur erheblich höhere Konsummöglichkeiten könnten dieses Individuum zur Abwanderung aus seiner Heimatregion bewegen. Ein anderes Wirtschaftssubjekt nimmt hingegen selbst bei einer mit hohen Kosten verbundenen Abwanderung geringere Konsummöglichkeiten in Kauf, wenn die Nettoattraktivität  $z_{i,b}$  trotzdem relativ weit über 1 liegt, d. h. eine starke Präferenz für die Ansiedlung vorliegt. Überspitzt ausgedrückt wäre dies beispielsweise die Präferenz eines im Kohlerevier geborenen Asthmatikers für die Insel Sylt, die ihm entgegen seiner Heimatregion annahmegemäß nur einen geringeren Konsumstandard sichert.

für die alten bzw. neuen Bundesländer wurde eine isoelastische Nutzenfunktion

$$(3) \quad u_{i,b,t} = \left\{ \begin{array}{l} \frac{(cy_{i,b,l,t}) \left(1 - \frac{1}{\rho_b}\right)}{\left(1 - \frac{1}{\rho_b}\right)} + \frac{(co_{i,b,l,t+1}) \left(1 - \frac{1}{\rho_b}\right)}{\left(1 - \frac{1}{\rho_b}\right) (1 + \delta)} \\ \frac{(z_{i,b} cy_{i,b,l,t}) \left(1 - \frac{1}{\rho_b}\right)}{\left(1 - \frac{1}{\rho_b}\right)} + \frac{(z_{i,b} co_{i,b,l,t+1}) \left(1 - \frac{1}{\rho_b}\right)}{\left(1 - \frac{1}{\rho_b}\right) (1 + \delta)} \end{array} \right\} \text{für } \begin{cases} l = b \\ l \neq b \end{cases},$$

mit regionalspezifischen intertemporalen Substitutionselastizitäten  $\rho_b$  unterstellt. Bei dieser Spezifikation ergibt sich aus dem Optimierungskalkül ein von der diskreten Wahlhandlung unabhängiges Konsumprofil:

$$(4) \quad \frac{co_{i,b,l,t+1}}{cy_{i,b,l,t}} = \left[ \frac{1 + r_{t+1}}{1 + \delta} \right]^{\rho_b}$$

Je höher die intertemporale Substitutionselastizität ( $\rho_b > 0$ ) einer Region ist, desto stärker steigt im Fall  $r_{t+1} > \delta$  das Konsumprofil und desto höher fällt die regionale Sparquote der jungen Generation  $\left( \frac{\delta s_{i,b,l,t}}{\delta w_{l,t}} \right)$  aus. Letzteres ist unmittelbar aus der Sparfunktion

$$(5) \quad s_{i,b,l,t} = \left[ 1 - \left( \frac{(1 + \delta)^{\rho_b}}{(1 + \delta)^{\rho_b} + (1 + r_{t+1})^{\rho_b - 1}} \right) \right] w_{l,t} \\ = w_{l,t} - cy_{i,b,l,t},$$

abzulesen<sup>4</sup>. Damit ist es möglich, für beide Teilregionen des Bundesgebietes unterschiedliche Spar-/Konsumgewohnheiten zu modellieren.

Unter gegebenen makroökonomischen Rahmenbedingungen kann nun für jedes Individuum  $i$  die Maximierung seines intertemporalen Nutzens hinsichtlich der stetigen und diskreten Wahlhandlung vorgenommen werden. Angesichts der Heterogenitätsannahme ist dies eine Sisyphus-Aufgabe, will man, wie z.B. in *Kotlikoff/Raffelhüschen* 1991, durch die Betrachtung repräsentativer Modellbevölkerungen ans Ziel gelangen. In dieser Untersu-

<sup>4</sup> Auf eine konzise Ableitung der direkten (Marshall-)Nachfragefunktion bzw. der Sparfunktion wird verzichtet. Sie ergeben sich aus einem Lagrange-Ansatz über die Gleichung (8) unter der Nebenbedingung (7) für die jeweils in ihrer Heimatregion verbleibenden bzw. nicht verbleibenden Individuen.

chung soll ein anderer Weg beschriftet werden. Aus der Fülle aller Individuen  $i$  sind nämlich prinzipiell nur zwei Individuen sowie die Verteilung aller Konsumintensitäten  $z_{i,b}$  von größerer Bedeutung. Die beiden Wirtschaftssubjekte sind genau jene in Region  $b = 1, 2$  geborenen, deren Konsumintensitäten  $z_{i,1}$  bzw.  $z_{i,2}$  unter gegebenen gesamtwirtschaftlichen Bedingungen im Zeitpunkt  $t$  die Werte  $z_{1,t}^*$  bzw.  $z_{2,t}^*$  annehmen:

$$(6) \quad v \left[ z_{b,t}^* c y_{i,b,l,t}(w_{l,t}) \right] = v [c y_{i,b,b,t}(w_{b,t})] \quad \forall [b, l] \text{ mit } l \neq b.$$

Gesucht sind mithin die Konsumintensitäten derjenigen Individuen, die hinsichtlich der diskreten Entscheidungsalternative indifferent sind. Sie können über die kompensatorische Variation aus den indirekten Nutzenfunktionen  $v[\cdot]$  der Gleichung (6) berechnet werden. Alle Individuen einer regionalen Grundgesamtheit  $b$ , deren Konsumintensität kleiner (größer) als der so ermittelte Wert  $z_{b,t}^*$  ist, würden sich für die Alternative  $b$  ( $l$ ) entscheiden, d. h. in der Heimatregion verbleiben (abwandern). Im unterstellten Fall einer isoelastischen Nutzenfunktion ergibt sich aus Gleichung (6) eine allein durch die Lohndivergenz determinierte kritische Konsumintensität<sup>5</sup> der Periode  $t$ :

$$(7) \quad z_{b,t}^* = \frac{w_{b,t}}{w_{l,t}} \quad \forall [b, l] \text{ mit } l \neq b.$$

Dies heißt nun nicht, daß Wanderungsbewegungen von Erwerbspersonen nur bei ungleichen Löhnen in beiden Teilregionen auftreten, denn auch bei gleichen Lebensverhältnissen würden nach Maßgabe der Verteilungsfunktion der Konsumintensitäten Wirtschaftssubjekte migrieren.

## 2.2. Determinanten der regionalen Bevölkerungsstruktur

Der Bevölkerungsaufbau wird in jedem Zeitpunkt  $t$  durch das Zusammenwirken von kritischer Konsumintensität  $z_{b,t}^*$  ( $= 1/z_{l,t}^*$ ), d. h. den makroökonomischen Rahmenbedingungen, und der unterstellten zeitinvarianten Verteilung aller individuellen Konsumintensitäten  $z_{i,b}$  bestimmt. Um diesen Sachverhalt näher zu spezifizieren, seien zunächst alle aus einer Region  $b$  stammenden Erwerbspersonen folgendermaßen skaliert:

$$(8) \quad \sum_{l=1}^2 L_{b,l,t} = 1.$$

<sup>5</sup> Da die Nutzenfunktion hinsichtlich der Lokalisationsentscheidung unstetig ist, kennzeichnet der Ausdruck kritische Konsumintensität den Break-Even-Punkt der diskreten Handlungsalternative. Marginale Abweichungen von  $z_{i,b}$  an der Stelle  $z_{b,t}^*$  führen damit zur Entscheidungsrevision.

Damit können prozentuale Bevölkerungsanteile  $L_{b,l,t}$  ausgewiesen werden, die jeweils Prozentsätze von „einheimischen“ bzw. „auswärtigen“ Erwerbspersonen für beide Teilgesamtheiten  $t$  darstellen<sup>6</sup>. Arbeiten und leben z.B. 10% aller im Osten (= 2) der Bundesrepublik geborenen Wirtschaftssubjekte im Westen (= 1), so ist  $L_{2,2,t} = 0,9$  respektive  $L_{2,1,t} = 0,1$ . Bei gegebenen bzw. geschätzten regionalspezifischen Dichtefunktionen  $f_{z_i,b}$  ( $z_{i,b}$ ) können diese Anteile für alle makroökonomischen Konstellationen  $[0 \leq z_{i,b}^* \leq \infty]$  aus den korrespondierenden Verteilungsfunktionen abgeleitet werden. Da alle Individuen, für die  $z_{i,b} \leq z_{i,b}^*$  ist, in ihrer Geburtsregion verbleiben, gilt:

$$(9) \quad L_{b,l,t} = \int_0^{z_{b,t}^*} f_{z_i,b}(g) dg \quad \text{für } b = l.$$

Alle anderen Wirtschaftssubjekte

$$(10) \quad L_{b,l,t} = 1 - \int_0^{z_{b,t}^*} f_{z_i,b}(g) dg \quad \text{für } b \neq l,$$

ziehen es unter den gegebenen makroökonomischen Rahmenbedingungen vor, in die Fremdregion abzuwandern. Um aus den jeweiligen mobilen bzw. immobilen Bevölkerungsanteilen beider Regionen Folgerungen auf die regionale Verteilung des gesamten Erwerbspersonenpotentials ziehen zu können, muß die Verteilung der Individuen jeder jungen Generation hinsichtlich ihrer Herkunft herangezogen werden. Da  $v_b$  den Anteil einer in  $b$  geborenen Generation an der Gesamtbevölkerung in Ost und West bezeichnet und weiterhin gilt, daß die Herkunftsquoten im Zeitablauf konstant bleiben, folgt unmittelbar für das regionale bzw. gesamte Arbeitsangebot zum Zeitpunkt  $t$ :

$$(11) \quad L_{l,t} = \sum_{b=1}^2 v_b L_{b,l,t},$$

$$(12) \quad \sum_{l=1}^2 L_{l,t} = 1.$$

Mithin absorbieren beispielsweise die westlichen Bundesländer  $L_{1,t}$ % aller in Deutschland insgesamt zur Verfügung stehenden Arbeitskräfte, wobei davon wiederum  $(v_1 L_{1,1,t} / L_{1,t})\%$  aus den westlichen bzw.  $(v_2 L_{2,1,t} / L_{1,t})\%$  aus den östlichen Bundesländern stammen. Im Rahmen dieser Untersuchung soll davon ausgegangen werden, daß die Dichtefunk-

---

<sup>6</sup> Alte, nicht mehr erwerbstätige Wirtschaftssubjekte treffen annahmegemäß keine Lokalisationsentscheidung, sondern verbringen den Ruhestand in der Region ihrer Erwerbstätigkeit. Da diese Gruppe aus der Analyse ausgeschlossen wurde, bezieht sich der Begriff Bevölkerung im folgenden allein auf das Erwerbspersonenpotential.



tion  $f_{z_{i,b}}(z_{i,b})$  beider Teilregionen durch Gamma-Funktionen abgebildet werden können:

$$(13) \quad Z_{i,b} \sim \Gamma(\phi_b).$$

Alle Charakteristika dieser Funktion wie Mittelwert [ $\mu_b = 1/\phi_b$ ] oder Varianz [ $\sigma_b^2 = (1/\phi_b^2)$ ] lassen sich somit durch einen regionalspezifischen Parameter  $\phi_b$  ausdrücken. Je höher (niedriger) dieser Lageparameter gewählt bzw. geschätzt wird, desto stärker präferieren die Wirtschaftssubjekte im Durchschnitt das Verbleiben in der Heimatregion (die Abwanderung). Da im Fall  $\phi_b = 1$  die betrachtete Teilpopulation im Durchschnitt hinsichtlich der Lokalisationsentscheidung bei gleichen Lebensverhältnissen indifferent wäre, wir jedoch in der Realität eine Präferenz für das Verbleiben in der Ursprungsregion beobachten können, müssen realistische Parameterwerte im Bereich  $\phi_b > 1$  liegen. Im Fall der Bundesrepublik dürften die Unterschiede in den Werten für die alten und neuen Bundesländer schon allein aufgrund der ungleichen Bevölkerungszahlen beträchtlich sein<sup>7</sup>. Für die aggregierten Lokalisationsentscheidungen des Erwerbspotentials dieser Teilregionen folgt aus den obigen Gleichungen unmittelbar:

$$(14) \quad \left\{ \begin{array}{l} L_{1,t} = v_1 [1 - \exp\{-\phi_1 z_{1,t}^*\}] + v_2 [\exp\{-\phi_2 z_{2,t}^*\}] \\ L_{2,t} = v_2 [1 - \exp\{-\phi_2 z_{2,t}^*\}] + v_1 [\exp\{-\phi_1 z_{1,t}^*\}] \end{array} \right\}.$$

Gleichung (14) verdeutlicht, daß die Bevölkerungsstruktur in jedem Zeitpunkt  $t$  durch zwei Determinanten festgelegt wird. Wanderungsbewegungen werden sowohl durch die in klassischen Erklärungsansätzen dominante Lohndivergenz als auch durch individuelle Konsumintensitäten, unter denen alle tangiblen und intangiblen Kosten einer Migrationsentscheidung subsumiert werden, erklärt. Monokausalitäten sind im abgeleiteten Lebenszyklusmodell nicht zu erwarten.

### 2.3. Produktionsbereich und Kapitalmarkt

Nachdem in den vorangegangenen Ausführungen das mikroökonomische Fundament in bezug auf individuelle Konsum- und Lokalisationsentscheidungen gelegt wurde, gilt es im folgenden die Struktur des makroökonomischen Modellteils zu spezifizieren. Erst aus der Zusammenführung entsteht das für die Bundesrepublik zugrundegelegte, wahlhandlungstheoretisch fundierte Simulationsmodell.

<sup>7</sup> Nur im Fall homogener Räume repräsentieren divergierende Mittelwerte  $\mu_b$  tatsächlich asymmetrische regionale Präferenzen und werden nicht zugleich von Größenrelationen bestimmt.

Beide Teilregionen sollen annahmegemäß ein homogenes Gut  $(Y_{l,t})$  erzeugen, welches Konsum- und Investitionszwecken gleichermaßen dient. Zur Produktion werden sowohl die Faktoren Arbeit  $(L_{l,t})$  und Kapital  $(K_{l,t})$  als auch ein in Pro-Kopf-Einheiten ausgedrückter fixer Faktor  $(f_{l,t})$  eingesetzt. Letzterer repräsentiert die in der Teilregion vorzufindende Infrastruktur im weiteren Sinne, also beispielsweise das öffentliche Nah- und Fernverkehrssystem oder das Fernmeldesystem. Unterstellt man eine den Inada-Bedingungen genügende Produktionstechnologie vom Cobb-Douglas-Typ, die in beiden Regionen homogen vom Grad  $(\alpha_l + \gamma_l + \beta_l)$  sei, wobei  $\alpha_l$ ,  $\gamma_l$  und  $\beta_l$  die regionalspezifischen Produktionselastizitäten der Faktoren Kapital, Arbeit und Infrastruktur darstellen, so gilt:

$$(15) \quad Y_{l,t} = (K_{l,t})^{\alpha_l} (L_{l,t})^{\gamma_l} (f_{l,t})^{\beta_l} \quad \forall l \in \{1, 2\}.$$

Diese Produktionsfunktion läßt sich für  $\alpha_l + \gamma_l = 1$  in ihre intensive (Pro-Kopf-)Form überführen:

$$(16) \quad y_{l,t} = (k_{l,t})^{\alpha_l} (f_{l,t})^{\beta_l} \quad \forall l \in \{1, 2\}.$$

Ihr Homogenitätsgrad von  $(1 + \beta_l)$  weist wachsende Skalenerträge aus. Soll dennoch unter der Annahme vollständiger Konkurrenz das Sozialprodukt  $y_{l,t}$  voll ausgeschöpft werden, bedarf es weiterhin der Annahme, daß die fixen Faktoren reine öffentliche Güter darstellen, deren Grenzprodukt den beiden anderen Produktionsfaktoren nach Maßgabe der jeweiligen Elastizität zugerechnet werden kann. Arbeits- und Kapitalentlohnung bestehen damit nicht nur aus ihrem eigenen, sondern zusätzlich auch aus dem ihnen zugerechneten Wertgrenzprodukt:

$$(17) \quad r_{l,t} = \alpha_l (k_{l,t})^{\alpha_l - 1} (f_{l,t})^{\beta_l} \quad \forall l \in \{1, 2\},$$

$$(18) \quad w_{l,t} = (1 - \alpha_l) (k_{l,t})^{\alpha_l} (f_{l,t})^{\beta_l} \quad \forall l \in \{1, 2\}.$$

Vollständige Kapitalmobilität zwischen beiden Regionen gewährleistet einen einheitlichen Zinssatz<sup>8</sup>:

$$(19) \quad r_t = r_{1,t} = r_{2,t}.$$

Im Gegensatz hierzu weichen die Lohnsätze beider Teilregionen immer dann voneinander ab, wenn die Strukturparameter  $\alpha_l$  bzw.  $\beta_l$  und/oder die exogen fixierte Infrastrukturausstattung  $f_{l,t}$  regionalspezifische Unter-

<sup>8</sup> Hinsichtlich der beiden Teilgebiete der Bundesrepublik ist diese Annahme problematisch. Obgleich unstrittig ist, daß de jure vollkommene Kapitalmobilität herrscht, wirken dennoch ordnungspolitische Faktoren, wie beispielsweise die ungeklärten Eigentumsverhältnisse, de facto als Kapitalverkehrshemmnisse.

schiede aufweisen. Unmittelbar einsichtig ist dieser Sachverhalt, wenn das Verhältnis, in dem die endogenen Kapitalintensitäten beider Regionen zueinander stehen, aus den Gleichungen (17) und (19) abgeleitet wird:

$$(20) \quad k_{l,t} = \left[ \frac{\alpha_b (f_{(b,t)})^{\beta_b}}{\alpha_l (f_{(l,t)})^{\beta_l}} \right]^{\frac{1}{\alpha_l - 1}} [k_{b,t}]^{\frac{\alpha_b - 1}{\alpha_l - 1}}$$

Unter realistischer Parameterwahl muß bei Kapitalmobilität sowohl die Kapitalintensität ( $k_{l,t}$ ) als auch der Lohnsatz ( $w_{l,t}$ ) einer Region  $l$  die entsprechenden Werte der Region  $b$  ( $k_{b,t}$ ,  $w_{b,t}$ ) übersteigen, wenn c.p. die Einsatzmengen des Produktionsfaktors Infrastruktur in  $l$  größer sind bzw. dessen Produktionselastizität höher ist. Hinsichtlich der Produktionselastizität des Faktors Kapital können weder für die Kapitalintensität noch für die Lohndivergenz eindeutige Aussagen aus Gleichung (20) bzw. (18) abgeleitet werden.

Auf dem beide Regionen umfassenden „gesamtdeutschen“ Kapitalmarkt wird für ein durch die Lokalisationsentscheidungen gegebenes Arbeitsangebot vom Unternehmenssektor jeder regionalen Teilgesamtheit solange Kapital nachgefragt, bis die Grenzproduktivität in beiden Regionen dem einheitlichen Zinssatz  $r_t$  entspricht. Die Kapitalangebotsseite besteht aus den Ersparnissen aller Erwerbstätigen, die diese zur Aufrechterhaltung ihres Alterskonsums bilden. Das gesamte Kapitalangebot in einem Zeitpunkt  $t$  setzt sich aus der Reinvermögensbildung der Vorperiode beider Regionen (= Ersparnis in  $t-1$ ) zusammen und entspricht dann dem Reinvermögen zum Zeitpunkt  $t$ :

$$(21) \quad A_t = \sum_{l=1}^2 A_{l,t}$$

Innerhalb des regionalen Reinvermögens ( $A_{l,t} = \sum_i S_{i,b,l,t-1}$ ) können Teilgesamtheiten, das Reinvermögen einheimischer ( $A_{b,l,t} \forall b=l$ ) und das zugewanderter Wirtschaftssubjekte ( $A_{b,l,t} \forall b \neq l$ ), unterschieden werden:

$$(22) \quad A_{l,t} = \sum_{b=1}^2 A_{b,l,t} \quad \forall l \in \{1, 2\}$$

Sie weichen insofern voneinander ab, weil unterschiedlich viele Wirtschaftssubjekte mit ggf. divergierenden Sparquoten an ihr beteiligt sind. Aus der Zusammenfassung von (5) und (10) folgt für die Reinvermögensbildung aller in eine Region  $l$  zugewanderten Wirtschaftssubjekte:

$$(23) \quad A_{b,l,t} = \left( \frac{\delta s_{i,b,l,t-1}}{\delta w_{l,t-1}} \right) w_{l,t-1} v_b \left[ 1 - \int_0^{z_{b,t-1}^*} f_{z_{i,b}}(g) dg \right] \quad \text{für } b \neq l$$

Während das mit  $v_b$  gewichtete Integral den Teil der auf 1 skalierten Gesamtbevölkerung darstellt, der von Region  $b$  nach  $l$  wandert, repräsentiert das Produkt aus regionalspezifischer Sparquote und dem in  $l$  herrschenden Lohnsatz die Ersparnis eines einzelnen Individuums. Analog zur obigen Vorgehensweise ist der Beitrag derjenigen, die in ihrer Heimatregion verbleiben, zur jeweiligen regionalen Vermögensbildung aus Gleichung (9) in Verbindung mit (5) abzuleiten:

$$(24) \quad A_{b,l,t} = \left( \frac{\delta s_{i,b,l,t-1}}{\delta w_{l,t-1}} \right) w_{l,t-1} v_b \int_0^{z_{i,b}^{t-1}} f_{z_{i,b}}(g) dg \quad \text{für } b = l.$$

Die Kapitalmarktgleichgewichtsbedingung

$$(25) \quad \sum_{l=1}^2 K_{l,t} = \sum_{l=1}^2 A_{l,t} = \sum_{b=1}^2 \sum_{l=1}^2 A_{b,l,t},$$

schließt das interdependente Gleichungssystem des Simulationsmodells. Für den Fall  $K_{l,t} = A_{l,t}$  existiert gemäß der Gleichgewichtsbedingung keine Diskrepanz zwischen dem Sachvermögen ( $K_{l,t}$ ) und dem Reinvermögen ( $A_{l,t}$ ) einer Region. Jede Region bildet unter gegebener Lokalisationsentscheidung beider Bevölkerungsgruppen genau die Ersparnisse, die zur Bereitstellung des eigenen Kapitalstocks notwendig sind, so daß kein Kapitaltransfer stattfinden muß, um den gemeinsamen Kapitalmarkt zu räumen. Anders hingegen gibt es bei  $K_{l,t} \neq A_{l,t}$  im Zwei-Regionen-Fall jeweils eine Region mit positiver und negativer „Auslandsposition“<sup>9</sup>.

Das vorgestellte interdependente Gleichungssystem ist explizit nicht lösbar, so daß ein Iterationsalgorithmus angewendet werden muß, um unter realistischen Parametervorgaben hinreichend genaue „guesstimates“ hinsichtlich der Entwicklung makroökonomischer Rahmenbedingungen und damit der Wanderungsbewegungen zwischen den alten und neuen Bundesländern zu entwickeln. Im folgenden steht die komparativ-statische Analyse verschiedener „Gleichgewichtszustände“ zwischen beiden Teilregionen der Bundesrepublik im Vordergrund.

<sup>9</sup> Im Steady-State verzeichnet eine Gläubigerregion (Schuldnerregion) Nettokapitalimporte (-exporte) in Höhe der Zinszahlungen [ $r_t (A_{l,t} - K_{l,t})$ ]. Da alle Größen in Einheiten des „malleable“ Gutes gemessen werden und die Zahlungsbilanz beider Regionen ausgeglichen sein muß, ist unmittelbar einsichtlich, daß dem „Kapitalimport (-export)“ einer Region ein in Gütereinheiten gemessener, betragsmäßig gleicher Saldo der „Handelsbilanz“ gegenüberstehen muß. Regionen, die sich in einer Nettogläubigerposition (Nettoschuldnerposition) befinden, realisieren somit „Handelsbilanzdefizite“ („Handelsbilanzüberschüsse“).

### 3. Makroökonomische Implikationen der Wiedervereinigung

#### 3.1. Gesamtwirtschaftliche Rahmenbedingungen

Die Lebensverhältnisse in den westlichen und östlichen Bundesländern des wiedervereinigten Deutschlands klaffen erheblich auseinander. Mit dem Staatsvertrag vom 3. Oktober 1990 traten fünf Länder der föderativen Struktur Westdeutschlands bei, deren Wirtschaft im folgenden kurz umrissen werden soll<sup>10</sup>.

Trotz relativ hohem Qualifikationsniveau liegt die Arbeitsproduktivität in den neuen Bundesländern weit unter dem Weststandard. Pessimistische Schätzungen beziffern den Produktionsrückstand auf ca. 66% (*Deutsche Bundesbank* 1990, 15), optimistischere auf etwas mehr als 50% (*DIW* 1990, 9). Demgegenüber herrscht hinsichtlich der Ursachenanalyse weitgehend Einigkeit. Der industrielle Kapitalstock entspricht weder qualitativ noch quantitativ dem westlichen Bestand. Vernachlässigt man zunächst die qualitativen Aspekte, so beläuft sich die Kapitalintensität in den neuen Bundesländern nach *Siebert* 1990 auf ca. 60% des Westniveaus (*Siebert* 1990, 12). Erhebliche Teile sind jedoch obsolet (*Sinn* 1991, 10), weil der Kapitalstock vollkommen überaltert und nicht nachfrageadäquat ist. Folgt man den vorsichtigen Schätzungen des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung, so müßten ca. ¼ aller industriellen Anlagen schon aufgrund ihrer Überalterung stillgelegt werden (*DIW* 1990, 9 ff.).

Unmittelbar mit der niedrigen Produktivität verknüpft ist ein erhebliches Wohlstandsgefälle beider Regionen. Das Bruttosozialprodukt je Erwerbstätigen erreichte schon Mitte der 80er Jahre nur knapp die Hälfte des westdeutschen Niveaus und liegt damit – gleichauf mit Staaten wie Irland oder Spanien – um ca. 30% unter dem EG-Durchschnittswert (*DIW* 1990, 10). Ähnliches gilt für die bestehenden Lohndivergenzen, obgleich sich hier bereits seit geraumer Zeit eine starke Anpassungsdynamik zeigt. Während nämlich am Jahresbeginn 1990 die Bruttolöhne pro Beschäftigten nur ca. 30% des Weststandards ausmachten, waren diese zur Jahreswende 1990/91 auf etwa 50% angestiegen (*Boss et al.* 1990, 5). Mithin überschreiten die Löhne bereits gegenwärtig das Faktorgrenzprodukt und implizieren damit steigende Arbeitslosenzahlen im Beitrittsgebiet. Zwar steht dies im Gegensatz zur Annahme eines neoklassischen Arbeitsmarktes, allerdings dürften die Wanderungsbewegungen davon unbeeinflusst bleiben, wenn sich – wie im folgenden angenommen – die Effekte von höheren Löhnen und höherer Arbeitslosigkeit hinsichtlich des Migrationsverhaltens insgesamt kompensieren<sup>11</sup>.

---

<sup>10</sup> Ein umfassendes makroökonomisches Bild der deutschen Wiedervereinigung liefern *Sinn / Sinn* 1991.

Auch im Hinblick auf die vorhandene Infrastruktur verzeichnet das ehemalige DDR-Gebiet komparative Nachteile. Für den Bereich öffentlich bereitgestellter Infrastruktur, wie z. B. Straßen und Schienennetz oder Post- und Fernmeldewesen, dürften sich die quantitativen bzw. qualitativen Aspekte ihrer Höhe nach analog dem industriellen Kapitalstock beziffern lassen (DIW 1990, 11). Sieht man einmal von dem durch die westdeutschen Länder finanzierten Bau der Transitstrecken von und nach Berlin (West) ab, wurden vorhandene Netze weder modernisiert noch ausgebaut.

Schon diese stark zusammengefaßte Bestandsaufnahme zur Wirtschaftsstruktur der fünf neuen Bundesländer zeigt, daß jene in Zeiten staatlicher Eigenständigkeit fast ausschließlich von ihrer Substanz lebten. Angesichts der krassen Gegensätze beider Regionen verwundert es nicht, daß seit Öffnung der Grenzen im November 1989 bis 1990 ca. 550 000 Erwerbspersonen, d. h. 6 % des Arbeitspotentials von 1989 (Burda/Wyplosz 1991, 2 und iwd 1991, 5), die östlichen Länder verließen, um sich im Westgebiet anzusiedeln. Zweifelsohne sind diese Wanderungen dem bestehenden Gefälle im Lebensstandard zuzuschreiben. Genauso unstrittig ist die Tatsache, daß sich die Lebensverhältnisse in den fünf neuen Bundesländern langfristig an das Westniveau annähern werden und damit in der Zukunft regionale Inhomogenitäten und Wanderungen zu verzeichnen sind, die denen der westlichen Bundesbürger entsprechen. Fraglich ist allein, wieviel Zeit diese Anpassungen, d. h. der Transfer von westlichem Kapital und westlicher Technologie, beanspruchen und wie die Lokalisationsentscheidungen der Wirtschaftssubjekte während dieser Zeit ausfallen.

### 3.2. Parametrisierung des Simulationsansatzes

Zur Ableitung einiger „educated guesstimates“ dieser Wanderung der Produktionsfaktoren Arbeit und Kapital sei im folgenden auf den oben dargestellten Simulationsansatz zurückgegriffen. Die durchgeführten Beispielsrechnungen haben allerdings aufgrund des durch die Datenlage bedingten hohen Aggregationsniveaus einen stark illustrativen Charakter. Trotzdem soll die Realität durch – sofern verfügbar – empirisch fundierte Parameterbelegungen so genau wie möglich nachgezeichnet werden.

Beginnen wir mit der Auswahl geeigneter Werte für das Referenzgleichgewicht, das besteht, wenn der Kapital- und Technologietransfer die Lebensverhältnisse in beiden Teilregionen vollständig ausgeglichen hat. Modelliert

---

<sup>11</sup> In grundlegend revidierten Migrationsprojektionen bezieht Raffelhüschen 1992 die sich im Laufe der Jahre 1991 - 1992 erheblich verstärkende Diskrepanz von Löhnen und Faktorgrenzprodukten der neuen Bundesländer in die Analyse ein. Dort finden sich auch Beispielsrechnungen alternativer staatlicher Politikoptionen sowie deren intergenerative Verteilungsimplicationen.

wird dies durch die Angleichung der makroökonomischen Rahmenbedingungen in den östlichen Bundesländern an das Westniveau vor Wiedervereinigung der beiden deutschen Staaten. Eine Reihe von Parametern können auf diese Weise empirisch abgesichert werden.

Für den unterstellten Fall einer im privaten Bereich linear homogenen Technologie wird die Produktionselastizität des Faktors Kapital auf 0,27 fixiert. Unterstellt sei ferner, daß der die öffentliche Infrastruktur darstellende Faktor mit der gleichen Elastizität in die Produktionsfunktion eingeht. Sowohl die Lohnquote (0,73) als auch die Skalenerträge (1,27) erreichen unter diesen Bedingungen realistische Größenordnungen (*Felderer* 1983, 62 ff.). Die öffentliche Infrastruktur entspricht in den Beispielrechnungen 10 % des (privaten) Kapitalstocks<sup>12</sup>.

Hinsichtlich der Parametrisierung der Nutzenfunktion für das Referenzgleichgewicht gleicher Lebensverhältnisse in beiden Regionen ergeben sich größere Schwierigkeiten bei der empirischen Fundierung. Beispielsweise muß für die Belegung der intertemporalen Substitutionelastizität für die westlichen Bundesländer ( $\rho_1 = 0,28$ ) auf eine amerikanische Schätzung zurückgegriffen werden<sup>13</sup>. Auch in der Festlegung der Zeitpräferenzrate ( $\delta = 0,02$  p. a.) liegt eine gewisse Willkür, die jedoch in dem durch eine Vielzahl von Untersuchungen abgesteckten Rahmen ( $0,015 \leq \delta \leq 0,05$ ) verbleibt und vor allem – gegeben alle anderen Parameter – zu einem realistischen, d. h. leicht ansteigenden intertemporalen Konsumprofil führt (*Auerbach/Kotlikoff* 1987, 51 f.).

Im Fall der Spezifikation individueller Konsumintensitäten durch deren Verteilungsfunktion ist es weder möglich, sich an bisher durchgeführten Analysen zu orientieren, noch können wegen fehlenden Datenmaterials eigene Schätzungen vorgenommen werden. Um dennoch zu einer realistischen Vorgabe für Mittelwert und Varianz der Verteilungsfunktionen zu gelangen, sei auf die folgende „Ad-hoc“-Lösung zurückgegriffen. Ausgangspunkt ist dabei, daß im Gegensatz zu Ost-West-Wanderungen die Lokalisationsentscheidungen innerhalb der westdeutschen Länder bei Vorliegen relativ gleicher Lohnverhältnisse für die Vergangenheit erfaßt wurden. Tab. 1 zeigt die Wanderungsbewegungen in den alten Bundesländern für das Jahr 1988. Dabei wurden drei ungefähr gleich große Aggregate gebildet, deren Bevölkerungen etwa in der Größenordnung der fünf neuen Bundesländer liegen.

<sup>12</sup> Beispielsweise betrug das Verhältnis von staatlichem zu privatem Bruttoanlagevermögen zu Wiederbeschaffungspreisen des Westgebietes im Jahr 1988 ca. 10,97 %. Vgl. *Statistisches Bundesamt* 1988, 313.

<sup>13</sup> Vgl. *Ghez/Becker* 1975, 133 ff. Allerdings liegt hierin, wie *Hall* 1988 gezeigt hat, eine erhebliche Willkür.

Tabelle 1

## Wanderungsbewegungen in den alten Bundesländern, 1988

Region	Bevölkerung (Mio.)	Fortzüge	Wanderung	
			%, p.a.	%, 30 J.
Nord	14.083	.109	.771	26.0
West	22.443	.165	.735	24.7
Süd	25.189	.123	.488	15.8
insgesamt	61.715	.396	.642	21.2

Nord: Schleswig-Holstein, Hamburg, Niedersachsen, Bremen, Berlin

West: Nordrhein-Westfalen, Hessen

Süd: Rheinland-Pfalz, Baden-Württemberg, Bayern, Saarland

Quelle: Statistisches Bundesamt, Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland, 1990.

Die höchsten Abwanderungen verzeichnet die Nordregion mit jährlich rund 0,8% der Gesamtbevölkerung, die niedrigsten die Südwestregion mit 0,5%. Insgesamt revidierten 0,64% der gesamten westdeutschen Bevölkerung ihre Lokalisationsentscheidung innerhalb des damaligen Bundesgebietes. Rechnet man diese jährlichen Abwanderungen auf eine Phase des Modellansatzes (= 30 Jahre) hoch, so zeigt sich, daß im Durchschnitt etwa 80% aller Westdeutschen mindestens eine Periode in ihrer Heimatregion verblieben. Diese Größe wurde dem Simulationsansatz im Referenzszenario zugrundegelegt. Verhalten sich nämlich annahmegemäß die Ostdeutschen bei Vorliegen relativ gleicher makroökonomischer Rahmenbedingungen analog zu den Westdeutschen, so müßten Mittelwert und Varianz ihrer Verteilungsfunktion im Referenzgleichgewicht so gewählt werden, daß 20% der Erwerbspersonen vom Osten in den Westen übersiedeln. Ist fernerhin der interregionale Wanderungssaldo ausgeglichen ( $L_{1,2,t} = L_{2,1,t}$ ), so gilt für  $z_{1,t} = z_{2,t} = 1$  nach Gleichungen (9) - (14):

$$(26) \quad \exp \{ \phi_1 \} = \frac{v_1}{v_2} \exp \{ \phi_2 \}.$$

Da in den Modellrechnungen die Parameter  $v_1$  (= 75,5%) und  $v_2$  (= 24,5%) aus den Erwerbspersonen des früheren Bundesgebietes und der neuen Bundesländer im Jahre 1988 berechnet wurden<sup>14</sup>, können aus der Annahme

<sup>14</sup> Im gesamten Bundesgebiet waren 39 644 Mill. Personen im Jahre 1988 potentiell erwerbstätig. Davon entfielen unter Einschluß der stillen Reserve 29,92 Mill. auf die alten und 9,724 Mill. auf die neuen Bundesländer. Vgl. iwd 1990, 5.



$L_{2,1} = 0,2$ <sup>15</sup> für  $z_{1,t}^* = z_{2,t}^* = 1$  bzw. der Gleichung (26) die Parameter der Verteilungsfunktion individueller Konsumintensitäten abgeleitet werden [ $\phi_1 = 2,73$ ;  $\phi_2 = 1,61$ ].

Nunmehr sind alle zur Bestimmung des Referenzgleichgewichts notwendigen Parameter determiniert. Sowohl die Beschreibung dieses Steady-States als auch die Parametermodifikationen, die vorgenommen worden sind, um ein realistisches Bild des gegenwärtigen Zustands in Ost- und Westdeutschland zu erzeugen, sind Gegenstand der folgenden, komparativ-statischen Analyse.

### 3.3. Migration im Vereinigungsprozeß

Das in der Zukunft bei Vorliegen gleicher Lebensverhältnisse realisierte Referenzgleichgewicht lehnt sich entsprechend den obigen Parameterangaben eng an die in der jüngeren Vergangenheit im Westgebiet vorgefundenen makroökonomischen Rahmenbedingungen an. Zwar liegt der Kapitalkoeffizient beider Teilregionen mit 7,2 leicht über bzw. der Realzinssatz mit 2,5 % leicht unter dem Niveau der 80er Jahre, allerdings relativiert sich diese Abweichung schon aufgrund der unterstellten kapitalbildenden Altersvorsorge<sup>16</sup>. Annahmegemäß würden bei Vorliegen gleicher Lebensverhältnisse 20% der Ostbevölkerung im Westen sowie 6,5% der Westbevölkerung im Osten einer Erwerbstätigkeit nachgehen, wenn keine Nettowanderungen stattfinden. Da die Konsummöglichkeiten in beiden Teilregionen identisch sind, migriert zwar eine Reihe von Wirtschaftssubjekten aufgrund ihrer Präferenzen, ein Grund für Nettomigrationen besteht allerdings, wie Tab. 2 zeigt, nicht.

Für den Fall regional unterschiedlicher Lohnniveaus weichen die Lokalisationsentscheidungen teilweise erheblich von dieser Referenz ab. Im Szenario A der Tab. 2 wurde versucht, die gegenwärtig herrschende Diskrepanz der Lebensverhältnisse in den östlichen und westlichen Bundesländern zu modellieren. Dabei wurde davon ausgegangen, daß

- die staatlich bereitgestellte Infrastruktur im Osten nur 50 % der westlichen ausmacht,
- die intertemporale Substitutionselastizität der Westdeutschen  $\varrho_1 = 0,28$  viermal so hoch ist, wie die der Ostdeutschen und somit das Konsumprofil der Ostdeutschen flacher verläuft,

<sup>15</sup> Speziell diese Annahme wird im folgenden noch einer eingehenden Sensitivitätsanalyse unterworfen. Vgl. Tab. 3.

<sup>16</sup> *Feldstein* 1974, 919 f., schätzt beispielsweise, daß die Sozialversicherung die private Ersparnis und damit Kapitalbildung um ca. 30 % reduziert. Für die Bundesrepublik kommen *Raffelhüschen/Kitterer* 1990 zu einem etwas geringeren Wert. Diesem Tatbestand entspricht die Divergenz von realistischen (ca. 5,1) und modellhaften Kapitalkoeffizienten (ca. 7,2).

Tabelle 2

**Komparativ-statistischer Vergleich von Gleichgewichtszuständen  
zwischen den alten (1) und neuen (2) Bundesländern**

Parameter, relativ zum Westniveau	Szenarios			
	Referenz	Gegenwart (A)	(B)	(C)
$\alpha_2/\alpha_1 = \beta_2/\beta_1$	1.000	1.100	1.000	1.100
$f_2/f_1$	1.000	0.500	0.500	1.000
$\rho_2/\rho_1$	1.000	0.250	0.250	0.250
Erwerbstätige ( $L_1 = I_2 = 1$ )				
$L_{1,1}$	0.935	0.996	0.971	0.985
$L_{1,2}$	0.065	0.004	0.029	0.015
$L_{2,1}$	0.200	0.457	0.288	0.351
$L_{2,2}$	0.800	0.543	0.712	0.649
Nettoabwanderung Ost, % der Ostbev.	0.000	0.446	0.198	0.305
Lohnniveau Ost, in % des Westniveaus	1.000	0.486	0.774	0.651
Konsum, $cy_{1,1}=1$				
$cy_{1,2}$	1.000	0.486	0.774	0.651
$cy_{2,1}$	1.000	1.011	1.011	1.011
$cy_{2,2}$	1.000	0.491	0.782	0.659
Sparquote Ost, in % des Westniveaus	1.000	0.977	0.978	0.976
Kapitalintensität Ost, in % des Westniveaus	1.000	0.555	0.774	0.744

- die Produktionselastizität des Faktors Kapital im Osten um 10 % höher liegt als im Westen und damit eine Kapitalausstattung pro Erwerbstätigen von 55,4 % des Westniveaus erreicht wird.

Nach Maßgabe dieser groben Modelleichung führt eine prozentual gleiche Erhöhung des Kapitaleinsatzes in den neuen Bundesländern zu einer stärkeren Ausdehnung des regionalen Outputs. Sowohl dieser gegenwärtig bestehende Unterschied der Produktionstechnologie als auch das endogene bzw. exogene Ausstattungsniveau mit privatem Kapital bzw. öffentlicher Infrastruktur stehen im Einklang mit der eingangs vorgenommenen Bestandsaufnahme. Auch die höhere Konsumquote der Ostdeutschen zeichnet ein realistisches Bild vom relativ hohen Nachholbedarf der ostdeutschen Bevölkerung. Die sich aus dem hypothetischen Gegenwartsszenario (A) im Gleichgewicht ergebende Lohndivergenz ist erheblich. Das östliche Lohnniveau dürfte demnach nur ca. 48,5 % des Westdeutschen ausmachen. Folglich weichen auch die Lokalisationsentscheidungen der Erwerbstätigen stark vom

Referenzgleichgewicht ab. Käme es unter diesen Bedingungen zu dem Steady-State des Gegenwartsszenarios, so würden sich nur ca. 54 % (Referenzgleichgewicht: 80 %) der Ostdeutschen für ein Verbleiben in den neuen Bundesländern entscheiden, etwa 46 % zögen demnach in den Westen. Da gleichfalls nur 0,4 % der Westdeutschen in den Osten abwandern (Referenzgleichgewicht: 6,5 %), ergibt dies eine Nettomigration aus den neuen Bundesländern von 44,7 % gemessen in Einheiten der Ostbevölkerung. Der weit überwiegende Teil siedelt sich also in einer Region an, die sie nach Maßgabe ihrer Nutzenfunktion bei Vorliegen gleicher Lebensverhältnisse nicht präferieren. Gleiches gilt für jene 6 % der Westdeutschen, die nur aufgrund des Lohngefälles in den alten Bundesländern verbleiben.

Die Szenarien (B) und (C) der Tab. 2 zeigen, welche Bedeutung den divergierenden Produktionselastizitäten sowie der unterschiedlichen öffentlichen Infrastruktur jeweils im einzelnen zukommt. Demnach dominiert zwar die Differenz der Produktionselastizitäten den Gesamteffekt des Gegenwartsszenarios (A), allerdings würde auch allein bei der unterstellten unzureichenden Versorgung mit öffentlichen Investitionsgütern das Lohnniveau in den neuen Bundesländern nur 77,4 % des Westniveaus erreichen.

Selbstverständlich kann nicht davon ausgegangen werden, daß eine „Gleichgewichtssituation“, wie sie das Gegenwartsszenario (A) darstellt, überhaupt stabil wäre, denn der Kapital- und Technologietransfer wird für einen Ausgleich der Produktionselastizitäten bzw. der Bereitstellung öffentlicher Infrastruktur sorgen. Vorstellbar ist jedoch, daß die oben skizzierten makro- und mikroökonomischen Divergenzen noch einige Jahre auf diesem Niveau verharren. Mithin stellt sich die Frage, welche Wanderungsbewegungen bei kürzeren, d. h. beispielsweise jährlichen, als der hier unterstellten Zeitkonstante von einer Generation auftreten würden. Zwar können Simulationen von disaggregierten Generationen- oder Kohortenmodellen mit den entsprechenden unterstellten ein- oder mehrjährigen Perioden präzisere Antworten geben, allerdings verschließt sich diese Alternative aufgrund der gegenwärtigen Datenlage. Andererseits sind genaue Ergebnisse bei dem vorgegebenen hohen Aggregationsniveau weder aus komparativstatischen, noch aus dynamischen Modellsimulationen zu entwickeln, da der obige Ansatz Erwartungsbildungen kürzerer Fristigkeit unberücksichtigt läßt.

Ein infolgedessen beschrittener Ausweg aus diesem Dilemma besteht darin, aus den Gleichgewichtswerten grobe Korridore hinsichtlich solcher Wanderungen abzustecken, deren zeitliche Dimension mit der im Modellansatz gewählten Zeitkonstante inkompatibel ist. Zu diesem Zweck wird die im Modell auf den Zeitpunkt des Erwerbseintritts fixierte Lokalisationsentscheidung spezifisch über die gesamte Dauer der Erwerbstätigkeit verteilt. Je nach Spezifikation sind somit unterschiedliche Trägheitsmomente der

Lokalisationswahl modelliert, wobei für die Untergrenze des Korridors eine gleichmäßige und für die Obergrenze eine ungleichmäßige Verteilung unterstellt seien. Die Untergrenze repräsentiert dann Wanderungen für den Fall, daß Migrationshemmnisse altersunspezifisch sind, während im Fall der Obergrenze davon ausgegangen wird, daß die Mobilität mit zunehmendem Alter abnimmt<sup>17</sup>.

Sollten diese Annahmen ein – wenn auch nur grob – zutreffendes Abbild der Realität widerspiegeln, so sind die hieraus folgenden Konsequenzen für die zukünftigen Migrationen in Deutschland schwerwiegend. Wenn die beobachtbaren makroökonomischen Rahmenbedingungen des Gegenwarts-szenarios (A) in Tab. 2 beispielsweise weitere fünf Jahre anhielten, so müßte mindestens mit jährlichen Zuwanderungen von ca. 1,5 % des ostdeutschen Erwerbspersonenpotentials von 1988 – dies sind etwa 145 000 Personen – gerechnet werden. Im anderen Extremfall würden bis in die Mitte der 90er Jahre hinein über 2 % mit allerdings fallender Tendenz in den Westen übersiedeln (1991: 2,3 %; 1993: 2,1 % und 1995: 1,9 %). Bis zum Jahr 1995 (1993) wären dann zwischen 10,4 % und 15,6 % (7,5 % und 11,6 %) aller ostdeutschen Erwerbstätigen des Jahres 1988 in die alten Bundesländer abgewandert. Jeder Prozentpunkt entspricht dabei annähernd 100 000 Personen<sup>18</sup>.

Ogleich allen getroffenen quantitativen Aussagen ein rein illustrativer Charakter zukommt, seien die Ergebnisse dennoch hinsichtlich ihrer Sensitivität auf alternative Parametervorgaben getestet. Tab. 3 zeigt, welche Modifikationen sich aus realistischen Parametervariationen für das Lohn-differential und die Wanderungsbewegungen des Erwerbspersonenpoten-

<sup>17</sup> Bezeichnen wir mit  $m_t$  die zu ermittelnde Nettoabwanderung innerhalb einer Periode der Länge  $\tau$  Jahre bzw. mit  $m_t$  die – bekannte – Nettoabwanderung innerhalb einer Generation ( $t = 30$  Jahre), so wurde für die Berechnung der Korridorobergrenze folgender funktionaler Zusammenhang unterstellt:

$$m_t = \frac{\tau^\Omega}{\tau^\Omega + \frac{1 - m_t}{m_t} t^\Omega}$$

Der Lageparameter dieser Potenzfunktion  $\Omega$  determiniert dann das Ausmaß, in dem die Mobilität mit zunehmendem Alter abnimmt. Seine Belegung erfolgte nach Maßgabe der bekannten Migrationsströme des Erwerbspersonenpotentials in den Jahren 1989 - 1990 ( $\Omega = 1,015$ ).

<sup>18</sup> Fundierte Schätzungen hinsichtlich der zukünftigen Wanderungsbewegungen existieren nicht. Um dennoch Vergleichsmöglichkeiten zu eröffnen, sei auf zwei Untersuchungen verwiesen, die jeweils ad hoc Annahmen zum Ausmaß dieser Migration treffen. Zum einen geht Hof 1990 in einer Bevölkerungsprojektion für das wiedervereinigte Deutschland von Abwanderungen in Höhe von 9,2 % (1989 - 1993) bzw. 10,1 % (bis 1995) aus und liegt damit in den geschätzten Größenordnungen. Weit aus geringere Raten unterstellen McDonald/Thumann 1990, 82 ff. Demnach dürften zwischen 1991 und 1994 durchschnittlich zwischen 30 000 und 80 000 Erwerbspersonen in die Bundesrepublik abwandern. Alle genannten Zahlen beziehen sich aus Vergleichsgründen auf Nettoabwanderungen.

tials aus den östlichen Bundesländern bis 1995 ergeben. In der ersten Zeile sind dabei die obigen Ergebnisse [Basisfall des Gegenwartsszenarios (A)] abgetragen. Neben den Produktionselastizitäten ( $\alpha_1, \beta_1$ ), der intertemporalen Substitutionelastizität ( $\rho_1$ ), der Zeitpräferenzrate ( $\delta$ ) sowie dem Verhältnis  $f(1)/k(1)$  im Referenzszenario wurden auch die Lageparameter der Dichtefunktionen ( $\phi_1, \phi_2$ ) verändert. Letzteres bewirkt die Vorgabe alternativer Bruttoabwanderungen aus dem Ostgebiet im jeweiligen Referenzszenario ( $L_{2,1}$ ). Wie aus Tab. 3 hervorgeht, haben die intertemporale Substitutionelastizität und die Zeitpräferenzrate keinen bzw. keinen nennenswerten Einfluß auf die Lokalisationsentscheidung.

Auch die Verdoppelung bzw. Halbierung des Verhältnisses von öffentlicher Infrastruktur zu privatem Kapitalstock modifiziert den Korridor der Nettoabwanderung aus den östlichen Bundesländern bis 1995 nur um maximal 1,3 Prozentpunkte ( $\cong 130\,000$  Erwerbspersonen). Allein Variationen der Produktionselastizitäten und der Annahmen hinsichtlich der Verteilungsfunktion aller individuellen Konsumintensitäten beeinflussen die Wanderungsbewegungen in stärkerem Ausmaß.

Erwartungsgemäß schlagen Veränderungen der Produktionselastizitäten in erheblichem Umfang auf die Lohndivergenz durch. Für  $\alpha_1 = \beta_1 = ,25$  (0,3) beträgt das Lohnniveau des Ostens 53,0% (41,8)% des Wertniveaus gegenüber 48,5% im Basisfall des Szenarios A ( $\alpha_1 = \beta_1 = 0,27$ ). Damit erweitert sich der Nettoabwanderungskorridor um etwa drei Prozentpunkte im oberen und einem Prozentpunkt im unteren Bereich. In Abhängigkeit von der Parametervorgabe liegt die Nettoabwanderung aus den neuen Bundesländern bis

Tabelle 3

## Sensitivitätsanalyse des Szenarios (A)

$\alpha_1 = \beta_1$	Parameter				Lohndiff. $w_2/w_1$ in v.H.	Nettoabwanderung Ost, bis 1995 in v.H.
	$\rho_1$	$\delta$	$f_1/k_1$ v.H./Refer.	$L_{2,1}$		
.27	.28	.02	.10	.20	48.5	10.4 – 15.6
.25					53.0	9.5 – 13.7
.30					41.8	11.8 – 19.0
	.10				48.5	10.4 – 15.6
	.50				48.5	10.4 – 15.6
		.01			48.6	10.4 – 15.5
		.04			48.5	10.4 – 15.6
			.05		45.8	11.0 – 16.9
			.20		51.4	9.8 – 14.3
				.15	48.5	9.1 – 12.8
				.25	48.5	11.5 – 18.2

1995 dann zwischen 9,5 % und 19 %, wobei die Obergrenze jedoch aufgrund des bereits gegenwärtig höheren Lohndifferentials als unrealistisch angesehen werden muß. Doch auch bei in Relation zum Basisfall unverändertem Lohngefälle erzeugen realistische Variationsbreiten von  $\phi_1$  bzw.  $\phi_2$  einen ähnlich breiten Nettoabwanderungskorridor, der zwischen 9,1 % und 18,2 % des Erwerbspersonenpotentials von 1988 liegen dürfte. Hieran zeigt sich, wie dringend geboten eine empirische Fundierung dieser Lokalisationsfunktionen ist. Eine solche Schätzung kann jedoch – wie bereits erwähnt – erst bei Vorliegen der entsprechenden Daten durchgeführt werden.

#### 4. Fazit

Im vorliegenden Beitrag wurden die Auswirkungen divergierender gesamtwirtschaftlicher Rahmenbedingungen in den alten und neuen Bundesländern auf die regionalen Wanderungen von Erwerbspersonen analysiert. Das mikroökonomische Fundament des Simulationsansatzes bildete ein Modell überlappender Generationen, das allerdings kein repräsentatives Wirtschaftssubjekt unterstellte, sondern von heterogenen Präferenzen im Hinblick auf die Lokalisationsentscheidung ausging. Individuen optimierten mithin nicht nur ihr intertemporales Konsumprofil, sondern konnten darüber hinaus frei entscheiden, in welcher Region sie sich niederlassen und ihrer Erwerbstätigkeit nachgehen. Auf der Grundlage einer problemadäquaten Bestandsaufnahme der regionalen Wirtschaftsstrukturen konnte der Modellansatz weitgehend realistisch parametrisiert werden.

Es zeigt sich aus einer Reihe von Beispielrechnungen, daß die bestehenden, weit auseinanderfallenden ökonomischen Rahmenbedingungen die Lokalisationsentscheidungen des Erwerbspersonenpotentials erheblich verzerren. Sollten in naher Zukunft keine entscheidenden Veränderungen dieser Divergenz zu verzeichnen sein, so ist bis zum Jahr 1993 (1995) mit einer Nettomigration des ostdeutschen Erwerbspersonenpotentials in der Größenordnung von 11,6 % (15,6 %), bezogen auf das Potential des Jahres 1988, zu rechnen. Dies entspricht etwa 1,1 (1,5) Millionen Personen und dürfte, da in der Realität die Mobilität mit steigendem Humankapital zunimmt, die gegenwärtigen Strukturprobleme der ostdeutschen Wirtschaft weiter verschärfen. Nur der zügige Transfer westlichen Kapitals und westlicher Technologie kann hier Abhilfe schaffen. Für die Jahre 1991 und 1992 ist selbst für diesen Fall von Abwanderungen auszugehen, die bei ca. 2,3 % bzw. 2,1 %, d. h. etwa 200 000 Personen liegen.

## Zusammenfassung

Im Rahmen eines mikroökonomisch fundierten allgemeinen Gleichgewichtsmodells wurden illustrative Beispielrechnungen zukünftiger Wanderungsbewegungen zwischen den alten und neuen Bundesländern durchgeführt. Dabei zeigte sich, daß die divergierenden Lebensverhältnisse die Lokalisationsentscheidungen des Erwerbspersonenpotentials erheblich beeinflussen. Sollte der Transfer von Kapital und Technologie nicht zu einem schnellen Ausgleich der Grenzproduktivität von Arbeit führen, so würden bis 1993 (1995) annähernd 12% (16%) der ostdeutschen Erwerbsbevölkerung in den „goldenen Westen“ abwandern. Hinsichtlich der kurzen Frist, also in den Jahren 1991 und 1992, dürften die Nettozuwanderungen in die alten Bundesländer in jedem Fall die Zweiprozentmarke übersteigen.

## Summary

In this paper we illustrated future migration of labor within the old and new 'Länder' of unified Germany with the help of numerical 'back of an envelope' calculations. Our setting was a microbased general equilibrium model. It was shown that the diverging economic conditions within reunified Germany heavily distort the choice of location of German workers. If the transfer of capital and technology does not equalize the large discrepancies rapidly, net migration of eastern workers into the west of close to 12 percent of the eastern work force by 1993, and 16 percent by 1995, is to be expected. With respect to the short run, i. e. in the following years 1991 and 1992, net inflows into the old 'Länder' will exceed the two percent level in any case.

## Literatur

- Auerbach, A. J. / Kotlikoff, L. (1987), *Dynamic Fiscal Policy*. Cambridge u. a. O.
- Bhagwati, J. N. / Krugman, P. R. (1985), *The Decision to Migrate: A Survey*, in: Bhagwati, J., *Dependence And Interdependence*. Cambridge.
- Boss, A. / Fischer, M. / Langfeldt, D. / Nitschke, E. / Schatz, K. W. / Trapp, P. (1990), *Bundesrepublik Deutschland: Strukturelle Anpassungskrise im Osten – Hochkonjunktur im Westen*. *Weltwirtschaft*, 26 - 44.
- Buiter, W. H. (1981), *Time Preference and International Lending and Borrowing in an Overlapping-Generations Model*. *Journal of Political Economy* 89, 769 - 797.
- Burda, M. / Wyplosz, C. (1991), *Labor Mobility and German Integration: Some Vignettes*. Mimeo der Kieler Woche Konferenz. Kiel.
- Deutsche Bundesbank (1990), *Monatsbericht der Deutschen Bundesbank*, 7.
- DIW (1990), *DDR-Wirtschaft im Umbruch – Bestandsaufnahme und Reformansätze*. Berlin.
- Diamond, P. A. (1965), *National Debt in an Neoclassical Growth Model*. *American Economic Review* 55, 1126 - 1150.
- Domencich, T. A. / McFadden, D. (1975), *Urban Travel Demand. A Behavioral Analysis*. Amsterdam u. a. O.
- Felderer, B. (1983), *Wirtschaftliche Entwicklung bei schrumpfender Bevölkerung*. Berlin u. a. O.

- Feldstein, M. S.* (1974), Social Security, Induced Retirement, and Aggregate Capital Accumulation. *Journal of Political Economy* 82, 905 - 926.
- Ghez, G. R./Becker, G. S.* (1975), *The Allocation of Time and Goods over the Life-Cycle*. New York.
- Hall, R. E.* (1988), Intertemporal Substitution in Consumption. *Journal of Political Economy* 96, 339 - 357.
- Hof, B.* (1990), *Gesamtdeutsche Perspektiven zur Entwicklung von Bevölkerung und Arbeitskräfteangebot 1990 bis 2010*. Köln.
- inwd* – Informationsdienst des Instituts der deutschen Wirtschaft (1990), 2.
- Kotlikoff, L. J./Raffelhüschen, B.* (1991), How Regional Differences in Tax and Public Goods Distort Life Cycle Location Choices. NBER-Working Paper 3598. Cambridge.
- McDonald, D./Thumann, G.* (1990), East Germany: The New Wirtschaftswunder?, in: Lipschitz, L./McDonald, D., *German Unification, Economic Issues*. IMF Occasional Paper 75. Washington.
- Malho, I.* (1986), Theories of Migration: A Review. *Scottish Journal of Political Economy* 4, 396 - 419.
- McFadden, D.* (1973), The Measurement of Urban Travel Demand. *Journal of Public Economics* 3, 303 - 328.
- Raffelhüschen, B.* (1992), How to Avoid Major Relocation of Labor: The Case of Reunified Germany. Working Paper of the Department of Economics 0692. Bergen.
- /*Kitterer, W.* (1990), Übergangsprobleme eines Systemwechsels in der sozialen Alterssicherung – Eine dynamische Simulationsanalyse, in: Felderer, B. (Hrsg.), *Bevölkerung und Wirtschaft*. Schriften des Vereins für Socialpolitik, N.F. 202. Berlin.
- Samuelson, P. A.* (1958), An Exact Consumption-Loan Model with or without the Social Contrivance of Money. *Journal of Political Economy* 66, 467 - 482.
- Siebert, H.* (1990), *The Economic Integration of Germany – An Update*. Kieler Diskussionsbeiträge 160 a. Kiel.
- Sinn, H.-W./Sinn, G.* (1991), *Kaltstart – Volkswirtschaftliche Aspekte der deutschen Vereinigung*. Tübingen.
- (1991), *Macroeconomic Aspects of German Unification*. NBER-working paper 3596.
- Sjaastad, L. A.* (1962), The Costs and Returns of Human Migration. *Journal of Political Economy* 70, 80 - 83.
- Statistisches Bundesamt (1988), *Fachserie 18: Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen*.
- Statistisches Jahrbuch der Bundesrepublik Deutschland, laufende Folgen.
- Statistisches Jahrbuch der DDR, laufende Folgen.