

**Zeitschrift:** Annuaire suisse de science politique = Schweizerisches Jahrbuch für Politische Wissenschaft  
**Herausgeber:** Schweizerische Vereinigung für Politische Wissenschaft  
**Band:** 25 (1985)  
  
**Artikel:** Schweizerische Städte und Agglomerationen aus der Sicht der empirischen Wirtschaftsforschung  
**Autor:** Stolz, Peter  
**DOI:** <https://doi.org/10.5169/seals-172454>

### **Nutzungsbedingungen**

Die ETH-Bibliothek ist die Anbieterin der digitalisierten Zeitschriften auf E-Periodica. Sie besitzt keine Urheberrechte an den Zeitschriften und ist nicht verantwortlich für deren Inhalte. Die Rechte liegen in der Regel bei den Herausgebern beziehungsweise den externen Rechteinhabern. Das Veröffentlichen von Bildern in Print- und Online-Publikationen sowie auf Social Media-Kanälen oder Webseiten ist nur mit vorheriger Genehmigung der Rechteinhaber erlaubt. [Mehr erfahren](#)

### **Conditions d'utilisation**

L'ETH Library est le fournisseur des revues numérisées. Elle ne détient aucun droit d'auteur sur les revues et n'est pas responsable de leur contenu. En règle générale, les droits sont détenus par les éditeurs ou les détenteurs de droits externes. La reproduction d'images dans des publications imprimées ou en ligne ainsi que sur des canaux de médias sociaux ou des sites web n'est autorisée qu'avec l'accord préalable des détenteurs des droits. [En savoir plus](#)

### **Terms of use**

The ETH Library is the provider of the digitised journals. It does not own any copyrights to the journals and is not responsible for their content. The rights usually lie with the publishers or the external rights holders. Publishing images in print and online publications, as well as on social media channels or websites, is only permitted with the prior consent of the rights holders. [Find out more](#)

**Download PDF:** 17.01.2026

**ETH-Bibliothek Zürich, E-Periodica, <https://www.e-periodica.ch>**

# SCHWEIZERISCHE STÄDTE UND AGGLOMERATIONEN AUS DER SICHT DER EMPIRISCHEN WIRTSCHAFTSFORSCHUNG\*

von Peter Stolz

Dieser Beitrag will zeigen, wie Ökonomie und insbesondere empirische Wirtschaftsforschung an aktuelle Probleme schweizerischer Städte, Agglomerationen und auch Regionen herangehen und welche Resultate sie hierbei zutage fördern können. Die besprochenen Themen reichen von Nahwanderungen innerhalb von Agglomerationen über Pendlerströme in die städtischen Zentren bis hin zu Disparitäten der nominellen kantonalen Pro-Kopf-Einkommen, wobei hier versucht wird, dieses Gefälle unter anderem mit dem Anteil der städtischen Bevölkerung an der Kantonsbevölkerung zu erklären. Letztere Grösse ist somit eine exogene Variable, währenddem in anderen Themenbereichen umgekehrt die Stadt selber zum Gegenstand von Erklärungen wird. Zu einigen Fragestellungen legt der Verfasser Ergebnisse eigener ökonometrischer Schätzungen vor. Andere Themenkreise werden demgegenüber anhand der verfügbaren Literatur diskutiert und mit beschreibend-analytischen Methoden behandelt.

Cet article traite l'approche de l'économie politique et de l'économétrie aux problèmes actuels des villes, des agglomérations et encore des régions en Suisse. L'étude contient une vaste sélection de sujets: la mobilité résidentielle à l'intérieur des agglomérations suisses, les mouvements pendulaires dans les agglomérations urbaines, les disparités entre revenus nationaux nominaux (calculés par habitant) des cantons – notamment au point de vue de leur caractère plutôt urbain ou rural. En ce dernier cas la fraction de la population urbaine forme une variable exogène, dans d'autre cas la ville est l'objet central d'explications. Le travail présent comprend d'une part des estimations économétriques réalisées par l'auteur, d'autre part une discussion de travaux respectifs effectués en Suisse.

\* Für wertvolle Anregungen sowie kritische Hinweise bin ich Werner W. Pommerehne und George Sheldon sehr dankbar. Danken möchte ich auch Niklaus Blattner und René L. Frey für ihre Bereitschaft, über eine erste Fassung dieser Arbeit zu diskutieren. – Alle OLS-Schätzungen habe ich auf der Datenverarbeitungsanlage der ZED des Kantons Basel-Stadt unter Verwendung des Programmsystems TROLL gerechnet.

## I. Von der Stadt-Land-Dichotomie zur Agglomeration

Zu Beginn sei ein Blick in eine Zeit gewagt, da Städte vom flachen Land scharf abgetrennt waren. Vor dem inneren Auge des Betrachters entsteht dann das Bild einer burgähnlichen Ansammlung von Gebäuden, überragt von Kirchtürmen, umgrenzt von Stadtmauern und Gräben. Jenseits der Befestigung erstreckt sich das flache Land. Diesem abrupten Übergang entsprach zugleich ein schroffes Stadt-Land-Gefälle hinsichtlich der Verfügungsmöglichkeiten über Menschen, Sachen, Geld. Mochten Stadtbefestigungen im 19. Jahrhundert allenfalls noch gegen Freischarenzüge einen gewissen Schutz bieten, militärisch waren sie weitgehend wertlos geworden. Als Symbol der alten Herrschaft der Stadt über das Land blieben sie ein Stein des Anstosses für das Landvolk und die Liberalen. Die Schleifung der Befestigungswerke – früher z. B. in Zürich und Bern, später in Basel und Genf<sup>1</sup> – beseitigte sichtbare Schranken zwischen Stadt und Land, milderte überdies aber auch die Knappheit an Boden, die der Industrialisierung sowie dem Wirtschaftswachstum andernfalls hinderlich gewesen wäre. Insbesondere dem Verkehr schuf man Freiräume, indem man die Festungswerke niederlegte. In Basel, wo man im Unterschied etwa zu Zürich das neugewonnene Areal nicht privater Bautätigkeit zugänglich machte<sup>2</sup>, waren verkehrstechnische Gründe sogar ein Hauptanstoß dafür, dass die Mauern fielen<sup>3</sup>.

Hatten ursprünglich die relativ wenigen Bewohner bzw. Bürger schweizerischer Städte eine vielfache Zahl an Landbewohnern beherrscht<sup>4</sup>, so verringerte sich nach dem Abbau der entsprechenden Abhängigkeitsverhältnisse und nach dem Fall sichtbarer sowie unsichtbarer Mauern (Niederlassungsfreiheit seit 1848) das zahlenmässige Übergewicht der ländlichen Bevölkerung. Der Sog der in den Städten entstehenden Arbeitsplätze und (erwartete) materielle Anreize ganz allgemein begünstigten die Landflucht<sup>5</sup>. Jedenfalls bildeten im 19. Jahrhundert die *Wanderungen* den hauptsächlichen Wachstumsfaktor der schweizerischen Städte<sup>6</sup>. Freilich war in der Schweiz die Landflucht im internationalen Vergleich noch relativ massvoll, weil sich die

1 Hans-Peter Bärtschi, *Industrialisierung, Eisenbahnschlachten und Städtebau*, Basel/Boston/Stuttgart 1983, S. 66 f.

2 Peter Stolz, «Stadtwirtschaft und Stadtentwicklung: Basel in den Jahrzehnten nach der Kantonstrennung (1833–1860)», *Regio Basiliensis*, XX (1979), S. 187.

3 H. Reese, *Die bauliche Entwicklung Basels in den letzten 30 Jahren*, Zürich 1881, S. 13 f.

4 Peter Güller, Thomas Gross und Christoph Muggli, *Historisch/prospektive Reflexionen zum schweizerischen Stadtsystem*, Arbeitsbericht Nr. 22 des NFP «Regionalprobleme in der Schweiz», Bern 1981, S. 11.

5 Vgl. Jürgen Wulf, «Arbeitsmarkt und Stadtentwicklung», in: Dietrich Fürst (Hrsg.), *Stadtökonomie*, Stuttgart und New York 1977, S. 100 f.

6 Bruno Fritzsche, «Schweizer Städte im 19. Jahrhundert», *Schweizerische Zeitschrift für Geschichte*, 26 (1976), S. 438. Vgl. auch Stolz, «Stadtwirtschaft . . .», a. a. O., S. 169.

Industrialisierung bis gegen Ende des 19. Jahrhunderts recht stark in ländlichen Gebieten entwickelte<sup>7</sup>. Anschliessend jedoch änderte sich dies, indem dann die Zahl der städtischen Arbeitsplätze in der Industrie viel rascher wuchs als die der ländlichen<sup>8</sup>. Diese wirtschaftshistorische Entwicklung wird nun nicht lückenlos bis in die Gegenwart nachgezeichnet. Entsprechend der Zielsetzung des vorliegenden Aufsatzes, ein breites Spektrum an aktuellen Fragestellungen aus ökonomischer Sicht aufzugreifen, werden Probleme wie Nahwanderungen innerhalb von Agglomerationen, Pendlerströme in die städtischen Zentren, Einkommensgefälle zwischen eher städtischen und eher ländlichen Kantonen behandelt.

Diese Abhandlung ist ausgegangen von der ursprünglich im rechtlichen, ökonomischen und baulichen Sinne scharfen Trennung zwischen Stadt und Land. Mit der Industrialisierung, allgemein mit der auch auf Dienstleistungen (zumal Verkehr) aufbauenden wirtschaftlichen Entwicklung, überdies als Folge geänderter politischer Verhältnisse sind die Grenzen zwischen Stadt und Land offener, durchlässiger geworden. Es ist aber erst für unser Jahrhundert typisch, dass sich die Siedlungstypen zu verwischen begannen, indem die Städte immer weiter in das flache Land vordrangen. Frühe Ansätze zu solchen Agglomerationen wurden statistisch noch dadurch «verborgen», dass man die Vororte in die Kernstädte (Zürich, Winterthur, St. Gallen, Genf) politisch eingemeindete. Seit dem Jahr 1930 werden Agglomerationen regelmässig in der offiziellen Statistik ausgewiesen<sup>9</sup>. Freilich kann man nicht von einer ungebrochenen Kontinuität sprechen, da das Agglomerationskonzept, das der amtlichen Statistik zugrunde liegt, nicht bis in die Gegenwart gleich geblieben ist. Am wenigsten stört dies in Querschnittsanalysen, wie ich sie für diese Studie mehrfach durchgeführt habe. Grössere Probleme stellen sich dann, wenn man Querschnitte verschiedener Jahre miteinander verknüpfen oder sogar Längsschnitt-Untersuchungen vornehmen will. Die Aussage, wonach Agglomerationen grundsätzlich in der sozialökonomischen Betrachtung städtischer Siedlungen im Laufe der Jahrzehnte eine zusehends bedeutendere Rolle spielen, kann immerhin den Schwierigkeiten statistischer Gruppenbildung zum Trotz ohne Zögern gewagt werden.

7 Michel Bassand und Marie-Claude Brulhardt, *Mobilité spatiale. Bilan et analyse des recherches en Suisse*, Saint-Saphorin 1980, S. 84 f. – Eine Ausnahme von diesem ländlichen Industrialisierungsmuster bildete teilweise Basel; dort hatte sich vor allem die vorindustrielle Entwicklung auf dem Land abgespielt: Peter Stolz, «Technischer Wandel in der Wirtschaftsgeschichte Basels», *Basler Zeitschrift für Geschichte und Altertumskunde*, 81 (1981), S. 71–96.

8 Angelo Rossi, *La décentralisation urbaine en Suisse*, Lausanne 1983, S. 27.

9 Eidg. Statistisches Amt (ESTA), «Städte und Agglomerationen 1970», *Die Volkswirtschaft*, 45 (1972), Heft 4, S. 211.



## II. Die zunehmende Trennung von Wohnort und Arbeitsort: empirische Untersuchungen zu Pendlern mit Arbeitsplatz in der Kerngemeinde

Wer am städtischen Wirtschaftsleben als Arbeitnehmer, als Selbständigerwerbender, als Konsument von öffentlichen und privaten Gütern teilhaben will, ist je länger desto weniger darauf angewiesen, im Kern der Agglomeration, in «der Stadt» im herkömmlichen Sinne zu wohnen. Oft werden selektiv nur noch spezielle Funktionen eines Zentrums in Anspruch genommen, andere ausserhalb dieser Kerngemeinde genutzt. Die Bandbreite ist beträchtlich: Sie kann vom Arbeits-Zupendler bis zum ausserhalb der Stadt am Agglomerationsrand Wohnenden *und* Arbeitenden führen, der nur noch sporadisch in der Kerngemeinde einkauft bzw. dort kulturelle oder sportliche Anlässe besucht (vielleicht auch bloss über die Massenmedien konsumiert). Jetzt sei jedoch das Interesse ganz auf diejenigen *Arbeitspendler* gerichtet, die im Agglomerationszentrum berufstätig sind und damit immerhin durch ihren Arbeitsplatz noch eine relativ intensive Bindung an die Kerngemeinde haben.

*Erklären* kann man die Zahl der (Arbeits-)Zupendler in eine Kerngemeinde ( $\hat{=}$  ZPD)<sup>10</sup> zum einen mit der Anzahl der Arbeitsplätze in Kerngemeinden ( $\hat{=}$  ARK)<sup>11</sup>, zum anderen mit der Wohnbevölkerung ausserhalb der Kerngemeinde, aber innerhalb der Agglomeration ( $\hat{=}$  WAK)<sup>12</sup>. Betrachtet man die Zupendler-Entwicklung, so haben nach Bassand und Brulhardt bis 1960 hauptsächlich die im Zentrum geschaffenen Arbeitsplätze den Zustrom der ZPD erhöht, während seither primär die Abwanderung der Wohnbevölkerung vom Kern in den Rand der Agglomeration dafür verantwortlich ist<sup>13</sup>. Testen möchte ich nun nicht diesen postulierten Ablauf. Im Hinblick auf die wechselnden Agglomerationsdefinitionen ziehe ich es vor, im Rahmen einer Zustandsanalyse einen Querschnitt durch die schweizerischen Agglomerationen im Jahre 1980 zu legen.

Die Agglomerationsabgrenzungen basieren auf den neuesten Kriterien, die auf der Volkszählung 1980 beruhen<sup>14</sup>. Ich habe diejenigen 28 Schweizer Agglomerationen berücksichtigt, deren Kerngemeinden im Sinne der amtlichen Statistik Städte sind, d. h. mehr als 10 000 Einwohner aufweisen. In den betrachteten Variablen sind durchwegs keine Grenzgänger enthalten; die Grössen sind somit untereinander vergleichbar. Anderswo liegt jedoch in der Definition der Variablen ein grundsätzliches Problem verborgen. So ist es für

10 Für 1980: *Statistisches Jahrbuch der Schweiz* 1983, S. 49.

11 Für 1980: *ebenda*.

12 Für 1980: Eigene Berechnungen nach Bundesamt für Statistik (BFS), «Städtische Gebiete und Agglomerationen», *Die Volkswirtschaft*, 56 (1983), Heft 7, S. 467–476.

13 Bassand und Brulhardt, *a. a. O.*, S. 105 f.

14 BFS, «Städt. Gebiete . . .», *Volksw.*, 56 (1983), S. 467 ff.

eine multiple Regression zentral, dass die Rechtshandvariablen als exogen aufgefasst werden können und nicht selber wieder von der Linkshandvariable abhängig sind<sup>15</sup>. Diese Bedingung ist im vorliegenden kleinen Pendler-Modell nicht hundertprozentig erfüllt. Einerseits berücksichtigt die Agglomerationsdefinition neben anderen Kriterien auch das Pendlerverhalten: WAK ist somit nicht völlig exogen. Andererseits werden die Arbeitsplätze im Kern (ARK) durch die *Arbeitskräfte* angenähert. Gewiss dürfte dies 1980 angesichts relativ bescheidener Ungleichgewichte am Arbeitsmarkt prinzipiell sinnvoll sein. In der Regression wird damit jedoch die Nachfrage nach Arbeit nicht unabhängig vom Angebot erfasst, der Regressand ZPD wirkt wiederum auf einen Regressor, in diesem Fall ARK, ein. In einer OLS-Schätzung muss deswegen in Kauf genommen werden, dass die Koeffizienten nach oben verzerrt sind<sup>16</sup>.

Bevor nach Abhilfe gesucht wird, seien die entsprechenden Schätzungsergebnisse bei linearer und bei doppeltlogarithmischer Spezifikation wiedergegeben:

$$1 \quad ZPD = 445,350 + 0,109^{***}WAK + 0,261^{***}ARK$$

$$(0,69) \quad (4,00) \quad (6,37)$$

$$\bar{R}^2 = 0,99 \quad FG = 25 \quad F = 1304,79$$

$$2 \quad \ln(ZPD) = -0,525 + 0,279^{***}\ln(WAK) + 0,683^{***}\ln(ARK)$$

$$(-1,18) \quad (5,73) \quad (9,77)$$

$$\bar{R}^2 = 0,95 \quad FG = 25 \quad F = 281,87$$

Die in Klammern unter die Regressionskoeffizienten gesetzten Zahlen stellen die t-Werte dar. Ein Stern zeigt an, dass der betreffende Koeffizient auf dem 95 %-Sicherheitsniveau signifikant ist (jeweils beidseitig getestet); zwei Sterne bedeuten Signifikanz auf dem 99 %-Sicherheitsniveau; drei Sterne entsprechen dem 99,9 %-Sicherheitsniveau (diese Zeichen werden selbstverständlich auch in späteren Schätzgleichungen beibehalten).  $\bar{R}^2$  bezeichnet das um die Anzahl Freiheitsgrade (FG) bereinigte Bestimmtheitsmass. Die F-Werte sind hochsignifikant (Sicherheitsniveau  $\geq 99,5\%$ ).

Um nun den erwähnten *simultaneous-equation-bias* möglichst zu eliminieren, habe ich nach einer geeigneten Instrumentalvariablen für ARK gesucht. Sie hat sich in Gestalt der Arbeitskräfte im Agglomerationskern 1970 finden lassen<sup>17</sup>. Diese Instrumentalvariable sei IAA genannt. Der zwischen dem

15 Vgl. E. Malinvaud, *Statistical Methods of Econometrics*, Amsterdam/Oxford/New York, 2. Aufl. 1970, S. 52.

16 Teh-wei Hu, *Econometrics. An Introductory Analysis*, Baltimore/London/Tokyo 1973, S. 125.

17 *Statist. Jb. d. Schweiz* 1976, S. 36.

ARK für das Jahr 1980 und dem IAA für 1970 postulierte lineare Zusammenhang wird durch das ermittelte  $r$  von  $+0,999$  sehr gut gestützt. Beim Regressor WAK habe ich hingegen darauf verzichtet, die gleiche Methode anzuwenden. Da ich in diesem Fall das Endogenitätsproblem als weniger gravierend einschätze, möchte ich angesichts der zwischen 1970 und 1980 geänderten Agglomerationsabgrenzungen nicht einen vielleicht geringfügigen Schätzfehler durch einen grösseren ersetzen. Die Schätzergebnisse lauten wie folgt:

$$3 \quad ZPD = 538,556 + 0,133^{***}WAK + 0,227^{***}IAA$$

$$(0,74) \quad (4,54) \quad (5,04)$$

$$\bar{R}^2 = 0,99 \quad FG = 25 \quad F = 999,97$$

$$4 \quad \ln(ZPD) = -0,405 + 0,307^{***}\ln(WAK) + 0,644^{***}\ln(IAA)$$

$$(-0,86) \quad (6,12) \quad (8,95)$$

$$\bar{R}^2 = 0,95 \quad FG = 25 \quad F = 244,39$$

Wiederum sind die F-Werte hochsignifikant (Sicherheitsniveau  $\gg 99,5\%$ ). Die Regressionskoeffizienten haben das erwartete Vorzeichen und sind hochsignifikant. Der postulierte Einfluss der Wohnbevölkerung im Gürtel der Agglomeration und der Arbeitsplätze im Kern (bzw. der entsprechenden Instrumentalvariable) auf die Zahl der Zupendler in die Kerngemeinde hält vor dem ökonometrischen Test stand. Der Koeffizient des zweiten Regressors ist erwartungsgemäss in den Gleichungen (3) und (4) niedriger als in (1) bzw. (2), weil IAA im Unterschied zu ARK zweifelsfrei eine exogene Grösse ist. Freilich ist die Senkung nicht signifikant<sup>18</sup>. Dies ist unbedenklich; die Möglichkeit, eine Vorsichtsmassnahme *zuviel* getroffen zu haben, beeinträchtigt naturgemäss die Resultate nicht.

### III. Der Suburbanisierungsprozess: Tragweite, Ursachen und Folgen

Vom kleinen ökonometrischen Modell, das einen Zustand abbildet, wird jetzt zu einer analytischen Beschreibung des Prozesses, des Ablaufs in der Zeit übergegangen. Die Schätzgleichungen (1) bis (4) bilden nur eine Momentaufnahme in einem dramatischen Geschehen: dem der Suburbanisie-

<sup>18</sup> Die Nullhypothese, wonach der Koeffizient von IAA nicht von dem des ARK abweiche, kann selbst bei einem Sicherheitsniveau von nur 90% nicht verworfen werden (einseitiger Test).

rung<sup>19</sup>, d. h. der relativen und absoluten Verlagerung hauptsächlich der Wohnbevölkerung sowie in deutlich abgeschwächtem Ausmass der Arbeitsplätze aus dem Kern der Agglomerationen an den Rand, aus der Stadt hinaus in die Vororte.

Suburbanisierung ist ein international bekanntes Phänomen<sup>20</sup>, und sie ist – jedenfalls, was die zentrifugale Tendenz der *Wohnbevölkerung* anbetrifft – wesentlich älter, als man aufgrund der in der Schweiz zumal seit den 1960er Jahren registrierten Abwanderung aus der Stadt in umliegende Gemeinden annehmen könnte. Stadtentwicklung beinhaltet schon früh eine Tendenz, wonach die Wohnbevölkerung am Stadtrand rascher wuchs als im Stadtzentrum, schliesslich im Innern absolut abnahm. In den USA lassen sich solche Muster schon im 19. Jahrhundert feststellen<sup>21</sup>. Ähnliche Verlaufsmuster traten in abgeschwächtem Masse auch in der Schweiz auf. Exemplarisch sei auf die Stadtflucht der Wohlhabenden hingewiesen, die nach der Basler Choleraepidemie von 1855 dem Zentrum in das Gellertquartier vor den alten (nach 1859 niedergelegten) Stadtmauern entflohen<sup>22</sup>.

Die Stadtbevölkerung drängte aus den Innenstädten heraus oder – bei Zuwanderung von aussen – oft von Beginn an in die Aussenquartiere und wich damit der Verknappung der Ressource Boden aus, suchte auch eine höhere Wohnqualität. Solange sich dieser Prozess innerhalb der Grenzen der städtischen Gemeinde abspielte – und sei es im Fall einzelner schweizerischer Städte im Laufe einer Eingemeindung von Vororten –, beklagte kaum jemand die Bewegung vom Zentrum nach aussen. Neue Nutzungen im Stadttinnern wie den Bau von Infrastruktur und das Angebot an Dienstleistungen empfand man noch nicht als Konkurrenz zur Funktion «Wohnen», da die Bevölkerung dadurch anfänglich nicht über die Stadtgrenzen abgedrängt wurde. Spätestens als die Zahl der Stadtbewohner absolut abzunehmen begann, wurde indessen Alarm geschlagen.

In jüngster Zeit wanderte ein Teil der Stadtbevölkerung rezessionsbedingt aus städtischen Zentren in andere Regionen oder ins Ausland ab<sup>23</sup>. Finanzpolitisch ist dies in erster Linie deshalb ein Problem, weil die Städte auf diese

19 Angelo A. Rossi und Piero Tami, «Développement urbain en Suisse et politique urbaine de la Confédération. 1ère partie», *Dokumente und Informationen zur Schweizerischen Orts-, Regional- und Landesplanung (DISP)*, Nr. 52, Januar 1979, S. 19; Rossi, *La décentralisation...*, a. a. O., S. 77 ff.

20 Urs Häusel, «Die Abwanderung aus Basel-Stadt. Hauptergebnisse und Zusammenfassung», in: René L. Frey (Hrsg.), *Von der Land- zur Stadtflucht*, Bern und Frankfurt a. M. 1981, S. 192.

21 Kenneth T. Jackson, «Urban Deconcentration in the Nineteenth Century: A Statistical Inquiry», in: Leo F. Schnore (Hrsg.), *The New Urban History*, Princeton 1975, S. 110–142.

22 Hans Bühler, «Die Entstehung neuer Wohnquartiere nach dem Abbruch der Stadtmauer», *Regio Basiliensis*, XX (1979), S. 192.

23 Hans-Christoph Bächtold, *Die Entwicklung der Regionen, Agglomerationen und Städte der Schweiz (1950–1978)*, Diss. Basel, Zürich 1981, S. 159.



Weise Steuereinnahmen verlieren. Auf der Ausgabenseite hingegen mag man sich von Abwanderungen aus städtischen Regionen der Schweiz sogar eine Entlastung versprechen. Einsparungen sind in solchen Fällen aber nur in dem Masse möglich, als es sich um variable Kosten handelt. Dies ist oft erst auf lange Sicht der Fall. Eine auf die früher grössere Bevölkerung ausgelegte Versorgung mit zentralen Kollektivgütern ist mit einem beträchtlichen Fixkostenanteil verbunden. Dies hält den genannten Kostenrückgang jedenfalls kurz- bis mittelfristig in Grenzen. Nun wandert aber ein erheblicher Teil der Stadtbewohner vom Zentrum in den Gürtel der eigenen Agglomeration. Diese Personen bleiben somit Nutzniesser der zentralörtlichen Funktionen, die zum Nulltarif oder mindestens nicht zu kostendeckenden Tarifen bereitgestellt werden; die Steuern zahlen sie aber an andere Gemeinden, unter Umständen sogar – bei Agglomerationsgemeinden jenseits der Kantonsgrenze – fliessen sie ganz an einen anderen Kanton <sup>24</sup>.

Wachsen die Randgemeinden innerhalb der gleichen Agglomeration, so entstehen selbst bei insgesamt konstanter Grösse des Ballungsraums zusätzliche Aufgaben, speziell im Bereich des Verkehrs. Wichtig ist in diesem Zusammenhang das oben auch quantitativ untersuchte Pendlerverhalten. In der Querschnittsanalyse (Abschnitt II) direkt nicht sichtbar, tatsächlich aber gut nachweisbar, haben die Pendlerströme vom Gürtel ins Zentrum stark zugenommen. Ganz ausgeprägt zeigt sich diese Erscheinung in den Zentren der grossstädtischen Agglomerationen. In Basel, Bern, Genf, Lausanne und Zürich beläuft sich der Faktor, mit dem sich die aggregierte Zahl der (Berufs-) Zupendler von 1950 bis 1980 entwickelt hat, auf 4,5. Die Bevölkerungsgrösse der fünf grossen Schweizer Städte ist demgegenüber im Jahre 1980 wieder praktisch auf dem Stand von 1950 angelangt <sup>25</sup>.

Ein *circulus vitiosus* scheint sich abzuzeichnen: Im Kern der Agglomeration verschlechtert sich die Umweltqualität, er wird als Wohnort weniger attraktiv <sup>26</sup>, zumal da mit der geringeren Qualität der Wohnumgebung wegen der Bodenknappheit im Zentrum oft kein kompensierender Druck in Richtung tieferer Mietzinsen einhergeht <sup>27</sup>; die Leute wandern in beträchtlicher

24 Vgl. Peter Stolz, «Entscheidungen über die Raumordnung der Wirtschaft vom Ancien Régime zur Gegenwart am Beispiel der Schweiz», in: Schweizerische Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialgeschichte (Hrsg.), *Raumordnung der Wirtschaft*, 2. Jahrg., Heft 2, Lausanne 1983, S. 47.

25 *Eidgenössische Volkszählung 1. Dezember 1950*, Band 27, (= Statistische Quellenwerke der Schweiz, Heft 281), Bern 1956, S. 11; *Statist. Jb. d. Schweiz* 1983, S. 19, 49.

26 Zur schlechten Umweltqualität als ganz wichtigem Abwanderungsgrund (für Basel ökonomisch untersucht): René L. Frey, «Bestimmungsfaktoren der inter- und interregionalen Wanderungen», in: ders. (Hrsg.), *a. a. O.*, S. 32, 38. Bei der Interpretation dieses Ergebnisses ist insofern Vorsicht am Platz, weil im entsprechenden Modell aus Gründen des Datenmangels die Mietzinsunterschiede nicht berücksichtigt werden konnten: Frey, *a. a. O.*, S. 29 f.

27 Quantitative wirtschaftshistorische Aufschlüsse dazu aus dem Ende des 19. Jahrhunderts: Stolz, «Stadtwirtschaft...», *a. a. O.*, S. 183 f. (zu Basel); Fritzsche, *a. a. O.*, S. 446 und Anm. 36 (zu Bern).

Zahl in den Gürtel der Agglomeration ab. Da nun die Arbeitsplätze nicht im gleichen Masse aus den Zentren herausverlagert werden (am ehesten kommen die zentrifugalen Tendenzen im zweiten Sektor vor), finden viele ihre Arbeit nach wie vor in der Kerngemeinde. Als Berufspendler fahren sie jeden Tag zwischen ihrem Wohnort und der Zentrums-gemeinde als ihrem Arbeitsort hin und her. Die Verkehrsinfrastruktur, diene sie nun dem privaten oder dem öffentlichen Verkehr, muss ausgebaut werden, speziell die Stadt wird zu höheren Ausgaben veranlasst. Damit verliert der Kern auch steuerlich an Attraktivität. Dies gilt besonders für die Bezüger höherer Einkommen sowie die Eigentümer ansehnlicher Vermögen<sup>28</sup>, und in diesen sozioökonomischen Schichten fallen Wanderungsentschlüsse schon bei relativ wenigen Personen in Gestalt verlorener Steuereinnahmen ins Gewicht. Statt dass die genannten höheren Ausgaben dafür eingesetzt werden könnten, die Kerngemeinde als Wohnort attraktiver zu machen, fliessen sie ausgerechnet in den Verkehrsbe-reich, wo der intensivierter Pendlerverkehr zumal mit privaten Motorfahrzeu-gen<sup>29</sup> die Umweltqualität in den Städten weiter verringert. Deswegen ver-stärkt sich wiederum die Neigung, den Wohnort in den Gürtel der Agglome-ration zu verlegen. In dieser gewiss stilisierten Darstellung hat sich somit der verhängnisvolle Zirkel<sup>30</sup> geschlossen.

Dieser überspitzt dargestellte Teufelskreis darf nicht dahingehend missver-standen werden, als habe die Stadt keine Gegenstrategien zur Verfügung<sup>31</sup>. Schliesslich sind städtische Entscheidungsträger mit dafür verantwortlich, dass sich während geraumer Zeit viele Leute von den städtischen Zentren als Wohnorte zurückgezogen und dennoch weiterhin attraktive zentralörtliche Leistungen zum Nulltarif oder dann zu gleichen Preisen wie Stadtbewohner erhalten haben. Hier kann städtische Politik gezielter vorgehen und den Nut-zen des Zentrums spezifisch den dort Wohnenden zufließen lassen. Dies mag wiederum den Anreiz erhöhen, im Agglomerationskern zu wohnen. Damit dieser Anreiz für breitere Schichten wirksam werden kann, müssen freilich auch die Bedingungen auf dem Wohnungsmarkt und im Wohnumfeld stim-men. Im pointiert dargestellten *circulus vitiosus* ist von diesen Faktoren le-diglich die mit dem Stichwort «Wohnumfeld» eng verwandte Umweltquali-

28 Ich beziehe mich hier auf eine unveröffentlichte Untersuchung von Werner W. Pommerehne über die Nettoabwanderungen in diesen Schichten aus der Stadt Zürich nach 13 Umlandge-meinden mit niedrigeren Steuersätzen und die damit verbundene Nettoeinkünfte an versteuer-tem Einkommen und Vermögen.

29 Zu den Verkehrsmitteln, die die Pendler benützen, finden sich Anhaltspunkte – mit freilich etwas älteren Daten und gestützt auf eine weiter als hier gefasste Pendlerdefinition – in: *So-zialindikatoren für die Schweiz*, Band 8: Verkehr, (= Beiträge zur schweizerischen Statistik, Heft 88), Bern 1982, S. 48, 53, 58.

30 Vgl. auch Piero Tami und Hans Leibundgut, *Die Pendlerbeziehungen in der Schweiz 1970*, ORL-Institut der ETH Zürich 1978, S. 20; Bassand und Brulhardt, *a. a. O.*, S. 113.

31 Zu städtischen Gegenmassnahmen gegen die Abwanderung aus den Zentren (speziell gegen die Abwanderung von Wohlhabenden): Werner W. Pommerehne, *Öffentliche Güter und öf-fentliche Ausgaben in der direkten Demokratie*, Diss. Konstanz 1975, S. 137 ff.



tät als Motiv von Nahwanderungen erwähnt worden. Gemäss empirischen Untersuchungen zu einigen schweizerischen und deutschen Städten haben aber die direkt auf die Wohnung – Grösse, Ausstattung, Verfügbarkeit zu akzeptablem Zins – bezogenen Gründe von Nahwanderungen eine zentrale Rolle gespielt <sup>32</sup>.

#### IV. Wohnwünsche und Wohnungmarktpolitik

Wenn die Stadt ein wirtschaftlich, politisch, kulturell, kurz: ein in allen relevanten Bereichen menschlicher Aktivität lebensfähiges Gebilde bleiben (oder wieder werden) soll, dann benötigt sie eine Wohnbevölkerung, deren Grösse nicht fortwährend abnimmt und deren Altersstruktur sich wieder etwas von der gegenwärtigen Überalterung wegbewegt. Ist das nicht ein etwas hochgestecktes Ziel, da die Präferenzen der Akteure offenbar eben vom städtischen Wohnen weg aufs Land weisen? In den Pädagogischen Rekrutenprüfungen 1978 musste man feststellen, «dass die Wunschrichtung *eher von städtischen in Richtung ländlicher* Lebensverhältnisse verläuft als umgekehrt». <sup>33</sup> Die Präferenzen dieser jungen Schweizer werden für die entsprechenden Verhaltensmuster der nächsten Jahre mitbestimmend sein. Nun ist ja für viele der Wunsch, auf einem eigenen Grundstück im Einfamilienhaus zu wohnen, eines der höchstrangigen materiellen Ziele <sup>34</sup>. Wenn überhaupt, so ist der Wunsch nach dem Eigenheim praktisch nur noch am Rande von Agglomerationen oder auf dem Land im engeren Sinne erfüllbar. Die Kern-Rand-Mobilität, die Suburbanisierung, erhält dadurch noch zusätzliche Anstösse <sup>35</sup>.

Als Ökonom ist man im allgemeinen dennoch nicht geneigt, derartige Muster als quasigesetzliche Invarianzen resignierend hinzunehmen. Der Wunsch nach einem Eigenheim ist in einem Land mit derart knappem Boden je länger desto schwerer erfüllbar. Und der Wunsch nach ländlichem Lebensstil kann doch in den Vororten und ganz allgemein am Rand von Agglomerationen nur in begrenztem Masse befriedigt werden. Polemisch etwas zugespitzt kann bei Siedlungsformen am Rand von Ballungsgebieten oft nur von einem Abklatsch ländlichen Lebens gesprochen werden. Es ist beispielsweise interessant, dass in der erwähnten Rekrutenbefragung die Agglomerationsgürtel

32 Peter Iblher, «Der Bevölkerungsverlust der Städte. Umfang, Ursachen und Einflussmöglichkeiten», *DISP*, Nr. 63, Juli 1981, S. 20 ff.; vgl. auch Häusel, *a. a. O.*, S. 207 f.

33 Emil Walter-Busch, *Schweizer Regionenspiegel*, Aarau/Frankfurt a. M./Salzburg 1980, S. 10.

34 Zur Spannung zwischen individuellem Streben nach Grundeigentum und der notorischen Knappheit an Boden: Hansjörg Siegenthaler, «Die aktuelle wirtschaftspolitische Diskussion in historischer Perspektive», in: Silvio Borner, René L. Frey u. a. (Hrsg.), *Schweizerische Stabilisierungs- und Finanzpolitik*, Diessenhofen 1978, S. 94.

35 Auf die BRD bezogen: Michael Carlberg, «Grundprobleme der Stadtökonomie», *Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, 8 (1979), S. 98 f.

von Basel und noch ausgeprägter von Zürich im Sympathieprofil ihrer jeweiligen Bewohner schlechter wegkamen als die entsprechenden Zentren der Ballungsgebiete bei deren Einwohnern<sup>36</sup>. Es ist gut denkbar, dass *nach* der Abwanderung die Absicht reifen könnte, gelegentlich *wieder* in die Stadt zu ziehen. Voraussetzung dazu ist freilich, dass genügend Wohnraum in einem angemessenen Wohnumfeld bereitsteht, ohne dass die Zahlungsbereitschaft und die Zahlungsfähigkeit der potentiellen Nachfrager übermässig strapaziert werden. Ist dies angesichts des im Zentrum besonders knappen und damit teuren Bodens sowie angesichts der Konkurrenz verschiedener Nutzungsarten – darunter rentablerer Nutzungen als Vermietung von Wohnraum – nicht ein wenig viel verlangt?

Es ist nicht die Aufgabe dieser Abhandlung, Wohnungsmarktpolitik im Detail zu diskutieren. Ich gestatte mir, mindestens einige Andeutungen möglichst zu solchen Punkten zu machen, wo man sich in absehbarer Zeit Einwirkungschancen zugunsten des Wohnens in der Stadt versprechen mag. Das auf dem Wohnungsmarkt bei staatlichen Interventionen sich durchsetzende Prinzip der Kostenmiete oder «Kostengerechtigkeit»<sup>37</sup> führt dazu, dass Neuwohnungen unverhältnismässig viel teurer sind als Altwohnungen. Die Märkte sind gespalten, wer neu als Nachfrager auftritt – vor allem die jungen Eltern mit kleinen Kindern und Zuzüger –, ist auf den Markt für neuerbaute Mietwohnungen mit hohem Mietzins angewiesen. Die vielen Mieter in den schon vorhandenen Beständen an Wohnungen sind mit diesen älter geworden und haben keine Veranlassung, aus den relativ billigen und grossen Objekten auszuziehen. Die typische demographische Überalterung der Städte lässt dort die Haushaltsgrössen abnehmen, während zugleich mehr Wohnfläche pro Person beansprucht wird<sup>38</sup>.

Nun werden diese unterbelegten städtischen Wohnungen zwangsläufig im Laufe des Generationenwechsels eines Tages frei. Damit besteht eine gewisse Chance, dass dann jüngere Leute mit Kindern in diesen Wohnraum einziehen. Es ist höchst unwahrscheinlich, dass zum betreffenden Zeitpunkt gerade alle entsprechenden Häuser abbruchreif sein bzw. zum Abbruch zugelassen werden. Ob dann freilich die Wohnungen nicht teilweise zweckentfremdet, d. h. in Geschäftsraum umgewandelt werden, ist eine weitere Frage. Dass es möglich ist, dieser Gefahr auf gesetzlichem Wege Einhalt zu gebieten, zeigt indessen der Kanton Basel-Stadt, wo seit etwa zehn Jahren die Zweckentfremdung quantitativ keine grosse Bedeutung mehr hat und – soweit sie dennoch zugelassen wird – vor allem schwer vermietbare Objekte

36 Walter-Busch, *a. a. O.*, S. 42 ff., 256 f., 262 f. – Der interpersonelle Vergleich dieser auf den je eigenen Herkunftsort bezogenen Urteile ist freilich methodischen Einwänden ausgesetzt.

37 René L. Frey und Tobias K. Kiechle, *Wohnungsmarkt und Wohnungsmarktpolitik in Basel-Stadt*, Gutachten, Basel 1983, S. 33 ff.

38 Vgl. Daniel Hornung, *Methoden zur Prognose des Wohnungsmarktgeschehens auf regionaler Ebene dargestellt am Beispiel von Basel, Bern, Genf, Lausanne und Zürich*, Diessenhofen 1983, S. 26 f.

oder Wohnungen mit starken Verkehrsimmissionen betrifft<sup>39</sup>. Gewiss ist die Variante auch nicht auszuschliessen, wonach Altwohnungen bei einem Mieterwechsel saniert bzw. renoviert werden, anschliessend der Mietzins stark ansteigt, so dass der Anreiz für jüngere Familien mit Kindern doch wieder zu klein ist, in die freigewordenen Stadtwohnungen zu ziehen.

Gewiss kann auch das zuletzt genannte Problem mittels staatlicher Intervention gemildert werden. Basel-Stadt kennt seit 1981 ein Gesetz, welches finanzielle Beiträge an die Sanierung von bestehendem Wohnraum zulässt<sup>40</sup>. Doch ist abgesehen von solchen Spezialfällen, zu denen etwa noch die Förderung des Baus von Alterswohnungen gehört, Objekthilfe zurückhaltend zu betreiben. Gezielte Subjekthilfe wäre oft effizienter und gerechter. Durch Objekthilfe verzerrte Mietzinsen könnten sonst in absehbarer Zeit wieder zu neuen Unterbelegungen führen, zu einer Erscheinung also, die man im Hinblick auf das Ziel, den Bevölkerungsschwund im Kern der Agglomeration zu bremsen und gleichzeitig den Altersaufbau wieder ausgeglichener zu gestalten, gerade vermeiden wollte<sup>41</sup>.

#### **V. Kantonale Einkommensdisparitäten im Lichte des Anteils der städtischen Bevölkerung in den Kantonen – ökonometrische Untersuchungen für 1980**

Wie oben schon in Aussicht gestellt, wird als weiteres, schon seit längerer Zeit aktuelles regionalökonomisches und regionalpolitisches Problem dasjenige der kantonalen Einkommensdisparitäten untersucht. Hier interessiert in besonderem Masse, inwieweit die Verbreitung der städtischen Siedlungsform in einem Kanton zur Erklärung des nominellen Volkseinkommens pro Einwohner beizutragen vermag. Die Erwartung liegt nahe, dass der Grad der Verstädterung eines Kantons einen beträchtlichen positiven Einfluss auf die Höhe des kantonalen Volkseinkommens pro Kopf habe. Agglomerationsvorteile, namentlich Vorteile grösserer Orte bei der Entstehung und der Diffusion von Innovationen<sup>42</sup> mit der Folge rascheren technischen Fortschritts in städtischen Zentren sind wichtige Gründe, weshalb ich zu dieser Hypothese gelange. Im weiteren lässt das in Städten höhere Preisniveau einen positiven Einfluss erwarten, da ja das Volkseinkommen *zu laufenden Preisen* erklärt werden soll.

39 Frey und Kiechle, *a. a. O.*, S. 25, 40, 104. Zum gesetzlichen Instrumentarium: Paul Rüst, *Das rechtliche Instrumentarium zum Schutze der Wohnlichkeit im Kanton Basel-Stadt*, Diessenhofen 1983, S. 116 ff.

40 Rüst, *a. a. O.*, S. 117 f.

41 Frey und Kiechle, *a. a. O.*, S. XVI–XVII, 111 ff.

42 Harry W. Richardson, *Regional and Urban Economics*, London, Neuauflage 1979, S. 125 ff., 304 ff.

Ausgangspunkt der empirischen Analyse ist zunächst eine Gruppierung der Kantone nach den für sie charakteristischen Siedlungstypen. Für eine erste Abklärung zum Einfluss der Siedlungsform auf das kantonale Volkseinkommen pro Kopf wird auf eine Einteilung von Bürcher<sup>43</sup> zurückgegriffen. Dieser kombiniert quantitative mit qualitativen Merkmalen und gruppiert die Kantone wie folgt. In einer *ersten* Gruppe, die er «Stadtkantone» nennt, fasst er solche zusammen, die einerseits einen Verstädterungsgrad von über 80% aufweisen und deren Bevölkerung andererseits zu einem stark überwiegender Anteil in grossstädtischen Agglomerationen wohnt: es sind dies BS, BL, GE und ZH. Eine *zweite*, etwas heterogenere Gruppe umfasst «Mischkantone» mit städtischen und ländlichen Siedlungstypen, wobei ein Teil der städtischen Bevölkerung in gross- oder mittelstädtischen Agglomerationen wohnen muss. Dazu gehören: AG, BE, FR, LU, NE, SG, SH, SO, TI, VD, ZG. Die Bevölkerung der *dritten* Gruppe, der «Landkantone», lebt typischerweise in ländlichen und kleinstädtischen Gemeinden, wobei die Zuordnung von AR zu diesem Typ nur aus Bürchers Praxis verständlich wird, die Halbkantone jeweils zusammen als Einheit zu betrachten. Im einzelnen gehören hierzu: AI, AR, GL, GR, JU, NW, OW, SZ, TG, UR, VS. Der Kanton Jura ist hier entsprechend den Kriterien Bürchers zusätzlich in die dritte Gruppe aufgenommen worden (eine wegen der inzwischen erfolgten Neugründung notwendige Ergänzung). Ich habe nun jeder Gruppe den gewogenen Durchschnitt der kantonalen Volkseinkommen pro Einwohner zu laufenden Preisen 1980 zugeordnet<sup>44</sup>. Gruppe 1 (Stadtkantone) weist 1980 ein durchschnittliches nominelles Volkseinkommen pro Kopf von 29 318 Franken pro Einwohner auf. Für die Gruppe 2 (Mischkantone) beträgt dieser Durchschnitt 21 251 Franken pro Kopf der Wohnbevölkerung. In der Gruppe 3 (Landkantone) wird ein durchschnittliches Volkseinkommen von 20 322 Franken pro Einwohner erreicht<sup>45</sup>. Das Gefälle verläuft in der erwarteten Richtung.

Angesichts einer gewissen Willkür der Gruppendifinition und weil innerhalb der Kantonsgruppierungen eine recht grosse Streuung der Pro-Kopf-Einkommen zu verzeichnen ist, wird im folgenden statistisch ein anderer Weg beschritten. Eine Mehrvariablenanalyse mit durchwegs metrisch skalierten Grössen verspricht mehr Aufschlüsse zu den hier interessierenden Fragestellungen. Entsprechend den oben gemachten und begründeten Aussagen wird dabei von der Erwartung ausgegangen, dass in einer angemessen

43 Beat Bürcher, «Einflüsse staatlicher Tätigkeit auf die Entwicklung räumlicher Disparitäten in der Schweiz», *DISP*, Nr. 48, Januar 1978, S. 25–34.

44 Berechnet nach: BFS, «Die Volkseinkommen der Kantone 1982», *Die Volkswirtschaft*, 57 (1984), Heft 1, S. 16; *Statist. Jb. d. Schweiz* 1983, S. 14.

45 Man könnte einwenden, Bürcher habe die Gruppeneinteilung der Kantone entsprechend den Daten von 1970 vorgenommen. Ich habe deshalb zur Kontrolle auch die Einkommensdurchschnitte für 1970 berechnet, komme dabei aber zur gleichen Rangfolge.



spezifizierten multiplen Regression dem Anteil der städtischen Bevölkerung an den Einwohnern eines Kantons ein signifikanter positiver Einfluss auf das kantonale Volkseinkommen pro Kopf zugestanden werden müsse. In der jetzt angewendeten Betrachtungsweise kommt die Stadt bzw. die Agglomeration auf eine andere Art als in den früheren Abschnitten dieses Aufsatzes zur Geltung. Die Verbreitung des städtischen Siedlungstyps wird nämlich als eine *exogene* Grösse unter anderen in ein Modell aufgenommen, das die kantonalen Volkseinkommen pro Einwohner erklären soll. Die Stadt in ihren wirtschaftlichen, demographischen und anderen hier relevanten Aspekten erscheint aber *nicht mehr* – wie es weiter oben geschehen ist – *als zu erklärender* Sachverhalt. Ebenfalls in den Hintergrund tritt im folgenden die normative Perspektive, in der intaktes Stadtleben als förderungswürdiges Ziel erscheint.

Ich habe entsprechend der jetzigen Fragestellung im Rahmen eines im Jahr 1980 durch die Kantone gelegten Querschnitts die nominellen Volkseinkommen pro Einwohner der Kantone (VEK)<sup>46</sup> als Linkshandvariable gewählt. Unter den erklärenden Variablen beansprucht gemäss dem Grundthema dieser Arbeit besonders grosses Interesse der in Prozent der Kantonsbevölkerung ausgedrückte Anteil der in städtischen Gebieten wohnenden Bevölkerung (STB)<sup>47</sup>. Es sei noch präzisiert, dass im Zähler von STB folgende Personen figurieren: einerseits die im Kern und am Rand der Agglomerationen (gemäss neuester Abgrenzung) wohnhaften Leute, andererseits die Bewohner von Städten ausserhalb von Agglomerationen. Wohlgemerkt: Bei Agglomerationen, deren Gemeinden verschiedenen Kantonen angehören – z. B. bei den Ballungsgebieten Basel, Genf und Zürich –, werden die Bewohner exakt der städtischen Bevölkerung der einzelnen beteiligten Kantone zugewiesen. Als zweite erklärende Variable wird die Differenz zwischen dem Prozentanteil der im tertiären Sektor tätigen Erwerbspersonen und dem Prozentwert der Erwerbspersonen des primären Sektors (ERS) berücksichtigt. Entsprechend dem Prinzip der Volkseinkommensrechnung kommt es dabei auf die im entsprechenden Kanton *wohnhaften* Erwerbspersonen an<sup>48</sup>. ERS dient als einfacher Indikator für die «Modernität» der kantonalen Wirtschaftsstruktur. Eine dritte Rechtshandvariable bildet das nominelle Aktienkapital pro Einwohner (AKE)<sup>49</sup>. Diese Grösse ist für die Erklärung des Volkseinkommens pro Kopf nach Kantonen deshalb wichtig, weil in letzterem Einkommensaggregat auch die unverteilter Gewinne enthalten sind. Schliesslich

46 BFS, «Die Volkseinkommen . . .», *Volksw.*, 57 (1984), S. 21.

47 Die Quellen für die eigenen Berechnungen der Werte von STB sind: BFS, «Städt. Gebiete . . .», *Volksw.*, 56 (1983), S. 467 ff.; *Statist. Jb. d. Schweiz* 1983, S. 14.

48 Berechnet nach: *Statist. Jb. d. Schweiz* 1983, S. 46. Zum Prinzip, die Erwerbspersonen aufgrund des Wohnorts zu erfassen: BFS, «Die Volkseinkommen . . .», *Volksw.*, 57 (1984), S. 16 f.

49 Berechnet nach Angaben in: *Statist. Jb. d. Schweiz* 1982, S. 388; *Statist. Jb. d. Schweiz* 1983, S. 14.

wird noch die jeweilige kantonale Erwerbsquote (EQU) als erklärende Variable herangezogen, also der in Prozent ausgedrückte Anteil der Erwerbspersonen an den Einwohnern<sup>50</sup>. Bei allen Koeffizienten wird ein positives Vorzeichen erwartet. Für die OLS-Schätzung habe ich eine lineare Spezifikation verwendet<sup>51</sup>. Die Regressionsgleichung auf der Basis der Daten für 1980 lautet wie folgt:

$$\begin{aligned}
 5 \quad \text{VEK} = & -22938,800^{**} - 7,013 \text{ STB} + 133,836^{**} \text{ERS} \\
 & (-3,01) \quad (-0,39) \quad (3,29) \\
 & + 0,162^{***} \text{AKE} + 792,755^{***} \text{EQU} \\
 & (7,13) \quad (4,91) \\
 \bar{R}^2 = & 0,88 \quad \text{FG} = 21 \quad \text{F} = 48,98
 \end{aligned}$$

Abgesehen von den unmittelbar oben definierten Variablen bedeuten die Zeichen das gleiche wie bei den Gleichungen in Abschnitt II; dort – bei den Formeln (1) und (2) – sind sie im einzelnen erklärt. Der F-Wert ist hochsignifikant (Sicherheitsniveau  $\geq 99,5\%$ ).

Das Ergebnis überrascht. In der früher formulierten Hypothese ist ein positiver Koeffizient von STB erwartet worden. Die Schätzung auf der Grundlage der Daten von 1980 ergibt jedoch ein negatives Vorzeichen. Allerdings liefert der Anteil der städtischen Bevölkerung an den Kantonseinwohnern STB ohnehin keinen signifikanten Beitrag zur Erklärung des VEK. Schätzt man VEK ohne den Regressor STB, so wird das korrigierte Bestimmtheitsmass etwas grösser (hochsignifikanter F-Wert), während nunmehr alle Koeffizienten der erklärenden Variablen hochsignifikant sind und das erwartete Vorzeichen aufweisen:

$$\begin{aligned}
 6 \quad \text{VEK} = & -21548,600^{**} + 121,525^{***} \text{ERS} + 0,163^{***} \text{AKE} \\
 & (-3,27) \quad (4,87) \quad (7,32) \\
 & + 767,647^{***} \text{EQU} \\
 & (5,29) \\
 \bar{R}^2 = & 0,89 \quad \text{FG} = 22 \quad \text{F} = 67,88
 \end{aligned}$$

50 Berechnet gemäss: *Statist. Jb. d. Schweiz* 1983, S. 14, 46.

51 Der Unterschied zu Abschnitt II fällt auf, wo neben der linearen auch eine doppeltlogarithmische Spezifikation verwendet worden ist. Dort schienen theoretische Herleitungen, die in diesem Aufsatz nicht wiedergegeben sind, zunächst für die zuletzt genannte Spezifikation zu sprechen. Hier legen hingegen keine derartigen A-priori-Überlegungen eine doppeltlogarithmische Spezifikation nahe.



Zusätzlich habe ich Schätzungen mit um einen Index der industriellen Strukturstärke der Kantone (INS) für 1978 erweiterten Regressionsgleichungen vorgenommen; INS entstammt Untersuchungen des Instituts für Wirtschaftsforschung der ETH Zürich<sup>52</sup>. Die in Gleichung (6) erreichten guten Resultate konnten damit nicht weiter verbessert werden, insbesondere ist der Koeffizient von INS nicht signifikant. Dies spricht gewiss nicht gegen diese Masszahl INS, denn sie bezieht sich nur auf die Industrie, während im hier untersuchten Querschnitt gerade auch strukturstarke Dienstleistungskantone vorkommen. Eine entsprechende Korrektur wäre nötig. Doch da in der vorliegenden Abhandlung eine andere Fragestellung im Zentrum steht, wird dieser Pfad nicht weiter beschritten. Es sei nochmals festgehalten, dass in der Querschnittsanalyse für 1980 die kantonalen Volkseinkommen pro Kopf zu laufenden Preisen gut erklärt werden können, ohne auf den jeweiligen Anteil der städtischen Bevölkerung an der Einwohnerzahl der Kantone als Regressor zurückgreifen zu müssen.

#### **VI. Weitere empirische Untersuchungen zum Zusammenhang zwischen kantonalen Einkommensgefällen und der Verbreitung der städtischen Siedlungsform sowie zusätzlichen erklärenden Variablen**

Nun ist es im voraus nicht auszuschliessen, dass man mit Gleichung (5) trotz des nicht signifikanten Koeffizienten von STB zu besseren Ergebnissen als mit (6) gelangen könnte, falls man die Daten eines anderen Jahres in den ermittelten Regressionsgleichungen verwendete: z. B. diejenigen von 1970. Entsprechend dem Vorgehen bei *Ex post*-Prognosen habe ich deshalb das VEK 1970 auf der Basis der siebziger Daten<sup>53</sup> für die Rechtshandvariablen, aber mit den aus den Datenpunkten von 1980 gewonnenen Regressionsgleichungen berechnet. Freilich habe ich die auf diese Weise geschätzten VEK-Werte für das Jahr 1970 deflationieren müssen, weil die Regressoren – mit der teilweisen Ausnahme von AKE – in (5) und (6) gegenüber dem Preisniveau indifferent sind, was aber für den Regressanden nicht zutrifft. Als Deflator hat der Preisindex des schweizerischen Bruttosozialprodukts gedient<sup>54</sup>.

Die entsprechenden Berechnungen zeigen aber für die durch Gleichung (5) ermittelten Schätzwerte für VEK 1970 etwas grössere durchschnittliche pro-

52 Peter Luder, «Zum Verhältnis zwischen Branchenstrukturwandel und regionaler Entwicklung», *Konjunktur. Analysen und Prognosen*, 1980, Nr. 4, S. 22, Tab. 3.

53 Die verwendeten Quellen sind: Georges Fischer und Mitarbeiter, *Die Entwicklung der kantonalen Volkswirtschaften seit 1965*, Bern und Stuttgart 1981, S. 23 (VEK bei Fischer mit Hilfe der mittleren Wohnbevölkerung errechnet; leichte Abweichung vom Vorgehen des BFS für 1980); ESTA, «Städte und ...», *Volksw.*, 45 (1972), S. 211 ff.; *Statist. Jb. d. Schweiz* 1972, S. 399; *Statist. Jb. d. Schweiz* 1983, S. 14, 46.

54 Berechnet aufgrund der impliziten Angaben in: Gesellschaft zur Förderung der schweizerischen Wirtschaft, *Zahlenspiegel der Schweiz* 1983, Zürich 1983, Tab. 12.

zentuale Abweichungen (absolut, also ohne Rücksicht auf das Vorzeichen) von den tatsächlichen kantonalen Pro-Kopf-Volkseinkommen 1970, nämlich 7,85 %, als wenn die «*Ex post*-Prognose» mit Gleichung (6) durchgeführt wird. Die im letzteren Fall ohne Rücksicht auf das Vorzeichen gemittelten prozentualen Abweichungen betragen demgegenüber nur 7,08 %<sup>55</sup>. Die den Regressor STB enthaltende Gleichung liefert also auch nach dem Kriterium der «Prognose»-Güte etwas schlechtere, jedenfalls nicht bessere Ergebnisse als die Gleichung ohne STB. Wichtiger als dieser kaum signifikante Unterschied ist die starke Vermutung, dass der Zeitraum zwischen 1970 und 1980 einen Strukturbruch aufweise. Darauf deutet auch die Tatsache hin, dass die ohne Rücksicht auf das Vorzeichen gemittelten prozentualen Abweichungen bei Anwendung der beiden Gleichungen (5) und (6) auf die siebziger Daten wesentlich höher sind als bei der Schätzung des VEK 1980. Bei letzterer betragen die entsprechenden Abweichungen für beide Gleichungen 4,20 %.

Die auf jeden Fall plausible Vermutung, wonach sich der Strukturbruch der siebziger Jahre auch auf die hier interessierenden Zusammenhänge auswirke, hat in weiteren empirischen Forschungen gemündet. So habe ich verschiedene Regressionsgleichungen jetzt noch auf der Basis der Daten von 1970 errechnet. Aus welchen Gründen auch immer in der Schätzung für 1980 kein positiver Einfluss des STB auf das VEK nachgewiesen werden konnte, so bestand eine gewisse Hoffnung, dass dies mit dem genannten Strukturbruch zu tun habe und ein Jahrzehnt zuvor anders gewesen sei. In der Tat hat der nunmehr gemäss den Kriterien der Volkszählung von 1970 ermittelte Anteil der städtischen Bevölkerung jenes Jahres auf die siebziger VEK gemäss der Schätzung auf der Basis der Datenpunkte jenes Jahres einen signifikanten positiven Einfluss:

$$\begin{aligned}
 7 \quad \text{VEK} = & -1654,570 + 24,654 \cdot \text{STB} + 9,685 \text{ ERS} \\
 & (-0,42) \quad (2,16) \quad (0,39) \\
 & + 0,227^{***} \text{ AKE} + 228,248 \cdot \text{EQU} \\
 & (7,51) \quad (2,63) \\
 \bar{R}^2 = & 0,85 \quad \text{FG} = 20 \quad F = 36,33
 \end{aligned}$$

Der Koeffizient von ERS ist hingegen statistisch nicht mehr gesichert; das Vorzeichen ist freilich nach wie vor positiv. Ergänzend sei darauf hingewiesen, dass hier die Zahl der Freiheitsgrade deshalb um einen niedriger ist als in Gleichung (5), weil 1970 der Jura noch kein selbständiger Kanton war. Der F-Wert ist hochsignifikant (Sicherheitsniveau  $\geq 99,5$  %).

Schätzungen mit um den Regressor INS (vgl. Abschnitt V) erweiterten Gleichungen haben weniger gute Resultate gebracht. Insbesondere ist der

55 Zur Methode vgl. Friedrich Schneider, *Politisch-ökonomische Modelle*, Königstein 1978, S. 145.

Koeffizient von INS nicht signifikant – wenn auch mit dem erwarteten positiven Vorzeichen versehen. Ebenfalls lässt sich im Querschnitt 1970 gut auf den Regressor ERS verzichten. Die entsprechende Gleichung lautet dann wie folgt:

$$\begin{aligned}
 8 \quad \text{VEK} = & -1356,460 + 28,055^{***}\text{STB} + 0,231^{***}\text{AKE} \\
 & (-0,36) \quad (3,83) \quad (8,35) \\
 & + 224,269^{*}\text{EQU} \\
 & (2,65) \\
 \bar{R}^2 = & 0,86 \quad \text{FG} = 21 \quad \text{F} = 50,41
 \end{aligned}$$

Markant ist, dass STB jetzt einen hochsignifikanten positiven Einfluss auf VEK ausübt. Bleiben alle anderen Faktoren konstant, so erklärt der Unterschied zwischen einem reinen Stadtkanton (STB = 100,0) und einem Landkanton ohne städtische Bevölkerung (STB = 0) eine Differenz beim nominalen Volkseinkommen pro Einwohner 1970 von 2805,5 Franken.

Es drängt sich auf, die Ergebnisse für 1970 und 1980 einander gegenüberzustellen. Vorweg sei aber eine interessante Stabilität bei der interkantonalen Verteilung der Pro-Kopf-Volkseinkommen über die Spanne des betrachteten Jahrzehnts hinweg erwähnt. Die am Variationskoeffizienten als relativem Streuungsmass gemessene Verteilung der beobachteten VEK war sowohl 1970 als auch 1980 genau gleich:  $V_{70} = V_{80} = 0,200$ . Währenddem also die am genannten Mass beurteilte<sup>56</sup> Disparität der VEK über das Jahrzehnt von 1970 bis 1980 hinweg unverändert blieb, muss demgegenüber 1980 die Verteilung, die Streuung um den Durchschnitt, gemäss den ökonometrischen Schätzungen mit anderen Gründen erklärt werden als 1970. Es sei denn, der «Sprung» zwischen 1970 und 1980 könne mit statistischen Problemen erklärt werden. Ein solches könnte in der Tatsache verborgen sein, dass der Jura im Jahr 1980 ein selbständiger Kanton ist, hingegen 1970 noch zu Bern gehört hat. Deshalb habe ich die Schätzungen für den Querschnitt 1980 mit dem Unterschied nochmals durchgeführt, dass diese beiden Kantone zusammengekommen worden sind: Die dabei gewonnenen Koeffizienten und statistischen Kennziffern unterscheiden sich fast nicht von jenen der Gleichungen (5) und (6). Daran liegt es also nicht.

Einen gewissen Einfluss auf die Resultate mag der verwendete Agglomerationsbegriff haben. In den präsentierten Untersuchungen habe ich mich an die amtlichen Abgrenzungen gehalten, wie sie jeweils im Anschluss an die Volkszählungen vorgenommen worden sind. Hinsichtlich der unabhängigen Variable STB ist etwa die Frage zu stellen, ob man im Lichte der theoreti-

<sup>56</sup> Wenn man die Verteilung in einem einzigen Mass ausdrücken will, so kommt man generell nicht um ein Werturteil herum. Vgl. z. B. Gerold Blümle, *Theorie der Einkommensverteilung*, Berlin/Heidelberg/New York 1975, S. 46.

schen Begründung (siehe Abschnitt V) im Zähler nur die Bewohner der *grösseren* Agglomerationen statt wie hier geschehen die Einwohner aller Agglomerationen plus diejenigen von Städten jenseits von Ballungsgebieten berücksichtigen sollte. Schliesslich wäre es sicher von Vorteil, wenn man räumlich noch anders als nach Kantonen desaggregieren könnte. Aber wenn man wie in den hier vorgelegten Forschungen zur räumlichen Einkommensdisparität die interessierenden Merkmale den Kantonen zuordnet, so hat dies eben den praktischen Vorteil, dass auf dieser Ebene die Daten leichter zu beschaffen sind. Und darin ist noch mehr als ein rein forschungspraktisches Problem verborgen. Der relative Datenreichtum auf kantonaler Stufe ist auch ein Reflex der Tatsache, dass Kantone in stadt- und regionalökonomischer Hinsicht höchst relevante Aggregate sind<sup>57</sup>.

Dies alles aber dürfte den Bruch zwischen den Querschnitten von 1970 und 1980 nicht hinreichend erklären können, denn von den genannten Problemen der räumlichen Abgrenzung sind beide Jahre wenn nicht gleich so doch auf ähnliche Weise betroffen. Sollten – um in einer anderen Richtung zu suchen – in einer solchen recht kurzen Zeitspanne etwa derart grosse Einbussen an Agglomerationsvorteilen zu verzeichnen sein? Die Frage nach dem Grund für den interessanten Sprung zwischen 1970 und 1980 muss vorläufig offen bleiben. Der Hinweis liegt gewiss nahe, dass sich weitere empirische Forschungen aufdrängen. Ich bin in dieser Hinsicht jedoch zurückhaltend geworden, seit Stephan Hill unlängst gezeigt hat, dass die realen regionalen Einkommensunterschiede in der Schweiz wesentlich geringer sind und überdies einem anderen Muster folgen als die nominellen<sup>58</sup>. Relevante weitere Forschungen müssten also möglichst am realen Einkommensgefälle ansetzen. Für ökonometrische Schätzungen sind aber die nunmehr verfügbaren Daten noch zuwenig genau und zuwenig tief desaggregiert.

57 Vgl. auch Dominique Joye und Martin Schuler, «Une typologie des cantons suisses», PNR «Problèmes régionaux», *Bulletin d'information de la direction du programme*, 1984, Nr. 20, S. 53.

58 Stephan Hill, *Regionale Lebenshaltungskosten in der Schweiz*, Bern und Stuttgart 1984, S. 227.

