

GIBT ES KONVERGENZ BEI DER UMWELTQUALITÄT?
EMPIRISCHE EVIDENZ VON OECD-LÄNDERN.

D I P L O M A R B E I T
zur Erlangung des Grades eines Diplom-Volkswirt
an der Volkswirtschaftlichen Fakultät der
Ludwig-Maximilians-Universität
zu München

Eingereicht von:

C l a u d i u s R a f f l e n b e u l - S c h a u b

Referent: Prof. Dr. Dalia Marin

München, den 10.06.2002

I N H A L T S V E R Z E I C H N I S

	Seite
Darstellungsverzeichnis	III
I. EINLEITUNG	1
1. Fragestellung und Abgrenzung	1
2. Methode und Aufbau der Arbeit	4
II. THEORETISCHER TEIL: KONVERGENZ	5
1. Konvergenzkonzepte	5
a) σ -Konvergenz	5
b) β -Konvergenz	5
c) Zeitreihenkonvergenz	7
2. Die Hypothese	9
III. EMPIRISCHER TEIL: 22 OECD-LÄNDER	10
1. Beschreibung der Daten	10
2. Empirische Tests und Resultate	14
a) Konvergenz im Querschnitt	15
(1) Veränderung der Standardabweichung	15
(2) Einfache Regression der Wachstumsraten	16
b) Zeitreihenkonvergenz	18
(1) Konventionelle Unit-Root-Tests	19
(2) Unit-Root-Tests mit strukturellem Bruch	22
IV. ZUSAMMENFASSENDE BETRACHTUNG	29
Literaturverzeichnis	32
Anhang	34
Ehrenwörtliche Erklärung	-.-

D A R S T E L L U N G S V E R Z E I C H N I S

Darstellung		Seite
1	Trend der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in Australien, Neu-Seeland, den U.S.A., Kanada, Mexiko und Japan	11
2	Trend der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in Finnland, Norwegen, Schweden, Dänemark, Großbritannien und Irland	12
3	Trend der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in Frankreich, Belgien, den Niederlanden, Österreich und der Schweiz	12
4	Trend der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in Portugal, Spanien, Italien, Griechenland und der Türkei	13
5	Standardabweichung der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in den 22 OECD-Ländern, 1900 bis 1990	15
6	β -Konvergenz der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in den 22 OECD-Ländern zwischen 1900 und 1990	16
7	Einfache Regression der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in den 22 OECD-Ländern	17
8	ADF-Tests der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in den 22 OECD-Ländern	20
9	Sequentielle ADF-Tests mit strukturellem Bruch für stochastische Konvergenz	24
10	Sequentielle ADF-Tests mit strukturellem Bruch für deterministische Konvergenz	27

I. EINLEITUNG

1. Fragestellung und Abgrenzung

Eine der wichtigsten Vorhersagen des neoklassischen Wachstumsmodells von Robert Solow [1956] ist die Konvergenz des Wohlstandes in der Weltwirtschaft.¹⁾ Also die Tendenz, dass relativ arme Länder schneller wachsen als relativ reiche Länder und sich ihre Pro-Kopf Einkommen über die Zeit angleichen. Dafür müssen die Wachstumsraten der Pro-Kopf Einkommen in einem inversen Zusammenhang mit dem ursprünglichen Niveau des Pro-Kopf Einkommens der einzelnen Volkswirtschaften stehen. Länder mit identischen Sparquoten, Bevölkerungswachstum, Abschreibungen und technischem Fortschritt konvergieren “absolut”, zu einem gemeinsamen langfristigen Gleichgewicht, während Länder mit heterogenen Strukturmerkmalen nur “bedingt” konvergieren.

Seit Solow seine neoklassische Wachstumstheorie veröffentlicht hat, streiten Ökonomen über die theoretischen Implikationen von Konvergenz und ob sie empirisch wirklich auftritt. Zahlreiche empirische Studien haben verschiedene Zeitreihen und Querschnittsdaten unterschiedlicher Länder und Regionen auf der Erde auf ihr Konvergenzverhalten hin untersucht, mit unterschiedlichen Ergebnissen. Forschungsarbeiten der letzten Jahre weisen darauf hin, dass sich die Konvergenzhypothese des neoklassischen Wachstumsmodells bestätigt.²⁾ So zeigen Barro [1991] und Mankiw, Romer und Weil [1992], dass Ökonomien tatsächlich konvergieren, wenn sie eine ähnliche wachstumstheoretische Struktur aufweisen und Variablen für das Humankapital berücksichtigt werden. Ihre Querschnittsuntersuchungen großer, weltweiter Ländergruppen liefern eine empirische Evidenz für die Existenz von bedingter Konvergenz.³⁾ Für 73 westeuropäische Regionen und die US-amerikanischen Bundesstaaten zeigen Barro und Sala-i-Martin [1991, 1992], dass die Pro-Kopf Einkommen im Zeitraum von 1880 bis 1988 absolut konvergiert sind.⁴⁾ Sala-i-Martin [1996] zeigt außerdem, dass unter anderem auch die

¹⁾ Vgl. SOLOW [1956], S. 65-94.

²⁾ Siehe RAFFLENBEUL-SCHAUB [2000] für eine Zusammenfassung dieser empirischen Evidenz.

³⁾ Vgl. BARRO [1991], S. 407-443 und MANKIW, ROMER und WEIL [1992], S. 407-437.

⁴⁾ Vgl. BARRO und SALA-I-MARTIN [1991], S. 107-182 und BARRO und SALA-I-MARTIN [1992],

Volkseinkommen der OECD-Länder in der Periode von 1960 bis 1990 absolut konvergiert sind.⁵⁾ Insgesamt unterstützen die Querschnittsuntersuchungen die Hypothese der Einkommenskonvergenz. Eine andere relevante Form von Konvergenz, bei der es sich um eine Zeitreihenbetrachtung handelt, untersucht, wie sich Einkommensschwankungen durch zufällige, exogene Schocks auf die langfristige Einkommensentwicklung auswirken. Bernard und Durlauf [1995, 1996] definieren Konvergenz zwischen verschiedenen Ökonomien als die Vorhersage, dass diese Schocks temporärer Natur sind, Einkommensunterschiede also langfristig verschwinden und sich die Pro-Kopf Einkommen bei einem unendlichen Zeithorizont vollkommen angleichen.⁶⁾ Dafür müssen die Pro-Kopf Einkommen eines Landes relativ zum Durchschnitt der gesamten Gruppe der Ländern einem stationären Prozess folgen. Carlino und Mills [1993] finden für den Zeitraum von 1929 bis 1990 Hinweise auf sogenannte "stochastische" Konvergenz unter den US-amerikanischen Wirtschaftsregionen.⁷⁾ Li und Papell [1999] wiederum zeigen in einer Studie über 16 OECD-Länder in der Periode von 1900 bis 1989, dass auch diese stochastisch und deterministisch konvergieren.⁸⁾ Auch die Zeitreihenuntersuchungen deuten somit auf die Existenz von Einkommenskonvergenz hin.

Allerdings ist der Wohlstandsbegriff in allen diesen Arbeiten auf das Bruttoinlandsprodukt reduziert. Eine breitere, nachhaltige Definition von Wohlstand würde nicht nur monetäre Einkommen aus Produktionsaktivitäten umfassen, sondern auch den Verbrauch von natürlichen Ressourcen und die Verschmutzung der Umwelt miteinbeziehen. Es ist theoretisch denkbar, dass die Konvergenz der Pro-Kopf Einkommen in verschiedenen Ländern einzig dadurch bedingt ist, dass ärmere Länder im stärkeren Maße auf Kosten der Umwelt produzieren und ihre Wachstumsraten deswegen höher sind, während reichere Länder eine strengere Umweltgesetzgebung praktizieren und ihr Wachstum deswegen niedriger ausfällt. In diesem Fall würden Ländern im engeren, monetären Sinn zwar konvergieren, im weiteren Sinne, wenn man

S. 223-251.

⁵⁾ Vgl. SALA-I-MARTIN [1996], S. 1019-1036.

⁶⁾ Vgl. BERNARD und DURLAUF [1995], S. 97-108 und BERNARD und DURLAUF [1996], S. 161-173.

⁷⁾ Vgl. CARLINO und MILLS [1993], S. 335-346.

⁸⁾ Vgl. LI und PAPELL [1999], S. 267-280.

Umweltqualität als Wohlstandskriterium mit berücksichtigt, könnten sie sich in Wirklichkeit aber auseinanderentwickeln. Es ist anzunehmen, dass steigende Einkommen zwei gegenläufige Auswirkungen auf die Umwelt eines Landes haben: Einerseits ist eine größere Produktion, also ein höherer Output, mit einem höheren Verbrauch von Produktionsfaktoren verbunden – und damit einer absolut größeren Verschmutzung der Umwelt. Auf der anderen Seite ist es wahrscheinlich, dass durch den gestiegenen Reichtum mehr Geld in die Forschung und Entwicklung von neuen, effizienteren Technologien investiert wird und damit der Umweltverbrauch relativ reduziert werden kann. Welcher dieser beiden Effekte überwiegt ist offen.

Um die Umweltqualität als Maßstab in die Wohlstandsmessung und Konvergenzanalyse mit einfließen zu lassen, ist zu untersuchen, ob in den betrachteten Ländern nicht nur das Volkseinkommen, sondern auch die Umweltqualität konvergiert. Dabei ist als erstes die Frage zu klären, wie sich der eher abstrakte Begriff der Umweltqualität am besten messen lässt. Die Umweltökonomische Gesamtrechnung (UGR) des Statistischen Bundesamtes in Deutschland gibt einige Anhaltspunkte dafür.⁹⁾ Die vorliegende Arbeit folgt dem Ansatz von John List [1999], der in seiner Arbeit die Luftverschmutzung in Form von Schwefeldioxid- und Stickoxid-Emissionen als Indikator für die Umweltqualität in den U.S.A. verwendet.¹⁰⁾ Andere Indikatoren für Umweltqualität, wie zum Beispiel die Ausgaben für Umweltschutzmaßnahmen oder der Energieverbrauch, kämen dafür genauso in Betracht. Es ist zu untersuchen, ob die von List nachgewiesene Konvergenz der Pro-Kopf Emissionen in den US-amerikanischen Regionen auch für die Gruppe der Industriestaaten insgesamt nachzuweisen ist und man damit zu dem Schluss kommen kann, dass relativ ärmere Länder ihr überdurchschnittliches Wirtschaftswachstum nicht auf Kosten ihrer Umweltqualität erwirtschaften. Hohe Umweltstandards wären in diesem Fall nicht als negativer Standortfaktor zu beurteilen, was das Wirtschaftswachstum anbelangt.

⁹⁾ Nähere Informationen über die UGR sind auf der Homepage des Statistischen Bundesamtes unter <http://www.destatis.de> unter der Rubrik "Umwelt" zu finden.

¹⁰⁾ Vgl. LIST [1999], S. 144-155.

2. Methode und Aufbau der Arbeit

Der dieser Arbeit zugrunde liegende Paneldatensatz beschränkt sich, aufgrund der Nichtverfügbarkeit vergleichbarer Daten über einen ähnlich großen Zeithorizont und ähnlich viele Länder, auf die Schwefel-Emissionen – als Proxyvariable für die Umweltqualität – von 22 Mitgliedsländern der Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung (OECD) in der Zeit von 1900 bis 1990. Die OECD-Länder bieten sich als Untersuchungsobjekt für die Konvergenzanalyse besonders an, weil sie zum einen über relativ ähnliche Strukturvariablen verfügen, wie es die neoklassische Wachstumstheorie als Annahme für absolute Konvergenz voraussetzt. Zum anderen liegen für die meisten Schwellen- und Entwicklungsländer keine vollständigen und verlässlichen Zeitreihen für den Beginn des 20. Jahrhunderts vor. Die Schwefel-Emissionen werden durch die Bevölkerungszahlen der Länder gewichtet, so das für alle Länder – unabhängig von ihrer absoluten Größe – untereinander vergleichbare Pro-Kopf Werte vorliegen.

Teil II dieser Arbeit stellt die theoretischen Grundlagen der Konvergenzanalyse dar. Es werden die unterschiedlichen Konzepte der σ -Konvergenz und der β -Konvergenz (Konvergenz im Querschnitt), sowie der stochastischen und deterministischen Konvergenz (Zeitreihenkonvergenz) erklärt und zueinander ins Verhältnis gesetzt. Schließlich wird eine Konvergenzhypothese für die nachfolgende empirische Untersuchung formuliert. Im empirischen Teil III werden zuerst die verwendeten Daten genauer beschrieben und dann die empirischen Methoden und Ergebnisse präsentiert. Bei den Methoden handelt es sich einmal um eine einfache Regressionsanalyse nach der Methode der Kleinsten Quadrate als Querschnittsbetrachtung der durchschnittlichen Wachstumsraten der Länder und zum zweiten um Unit-Root-Tests nach der Dickey-Fuller Testmethode zur Überprüfung, ob die betrachteten Zeitreihen stationär sind. Es folgt jeweils eine Darstellung und Interpretation der empirischen Ergebnisse, bevor abschließen im Teil IV noch einmal alle wichtigen Erkenntnisse dieser Arbeit zusammengefasst werden und ein Ausblick gegeben wird.

II. THEORETISCHER TEIL: KONVERGENZ

1. Konvergenzkonzepte

In diesem Abschnitt wird ein kurzer theoretischer Überblick über die verschiedenen in dieser Arbeit betrachteten Konvergenzkonzepte gegeben. Außerdem werden die unterschiedlichen Konzepte in einen Zusammenhang zueinander gestellt.

a) σ -Konvergenz

Ein einfaches Konvergenzkonzept ist die sogenannte “ σ -Konvergenz”. σ -Konvergenz bedeutet, dass die Streuung (Dispersion) der Pro-Kopf Emissionen einer Gruppe von Ländern im Zeitverlauf abnimmt. Also wenn

$$\sigma_{t+T} < \sigma_t, \quad (1)$$

wobei σ_t die Standardabweichung des natürlichen Logarithmus der Pro-Kopf Emissionen, E_{it} , über alle i Länder zum Zeitpunkt t ist.¹¹⁾ Damit das Niveau der Pro-Kopf Emissionen sich in allen Ländern angleicht – nichts anderes besagt die σ -Konvergenz-hypothese – muss eine weitere Konvergenzbedingung erfüllt sein, die sogenannte “absolute β -Konvergenz”.

b) β -Konvergenz

Das Konzept der absoluten β -Konvergenz bedeutet, dass die Pro-Kopf Emissionen von Ländern mit einem relativ hohen Niveau der Pro-Kopf Emissionen zu Beginn des betrachteten Zeitraums durchschnittlich langsamer wachsen, als Länder mit einem anfänglich relativ niedrigen Niveau der Pro-Kopf Emissionen. Zum Vergleich der Wachstumsraten der Pro-Kopf Emissionen einer Gruppe von Ländern wird die folgende Gleichung geschätzt:

$$g_i = \alpha + \beta \cdot \log(E_{i0}) + \varepsilon_i, \quad (2)$$

wobei $g_i \equiv \log(E_{iT} / E_{i0}) / T$ die durchschnittliche, jährliche Wachstumsrate der Pro-Kopf Emissionen in Land i über den gesamten Zeitraum T und E_{i0} die Pro-Kopf Emissionen in Land i im Anfangsjahr sind. ε_i ist der Zufallsfehlerterm, und α und β sind die geschätzten Koeffizienten. Wenn $\beta < 0$, also eine negative Beziehung zwischen der

Wachstumsrate und den anfänglichen Pro-Kopf Emissionen vorliegt, spricht man von absoluter β -Konvergenz in den Daten. In diesem Fall haben Länder mit einem ursprünglich hohen Niveau der Pro-Kopf Emissionen geringere Wachstumsraten der Pro-Kopf Emissionen als Länder mit einer anfänglich niedrigeren Intensität der Luftverschmutzung.¹²⁾

Das neoklassische Wachstumsmodell sagt absolute β -Konvergenz allerdings nur soweit voraus, wie die Annahme erfüllt ist, dass die betrachteten Länder im Hinblick auf strukturelle Merkmale – wie die Sparquote, Bevölkerungswachstum, Abschreibungen und technischer Fortschritt – identisch sind. Andernfalls spricht man von “bedingter β -Konvergenz”. Bedingte β -Konvergenz bedeutet, dass strukturell unterschiedliche Ländern jeweils zu einem individuellen gleichgewichtigen Wachstumspfad (“steady state”) konvergieren. Ihre Konvergenzgeschwindigkeit, β , und damit die Höhe der durchschnittlichen Wachstumsrate der Pro-Kopf Emissionen, hängt dabei invers vom Abstand zum eigenen gleichgewichtigen Wachstumspfad ab. Die unterschiedlichen Konzepte der absoluten und der bedingten β -Konvergenz fallen nur dann zusammen, wenn die betrachteten Länder zu einem gemeinsamen gleichgewichtigen Wachstumspfad konvergieren. Dafür müssen die Länder strukturell identisch sein. Andernfalls sagt das neoklassische Wachstumsmodell lediglich bedingte β -Konvergenz voraus.¹³⁾

¹¹⁾ SALA-I-MARTIN [1996], S. 1020.

¹²⁾ LIST [1999], S. 148 ff.

¹³⁾ Die Unterscheidung in absolute und bedingte β -Konvergenz ist für den empirischen Teil dieser Arbeit allerdings nicht von Bedeutung, da es sich bei den OECD-Ländern um strukturell relativ ähnliche Industriestaaten handelt, von denen vereinfachend angenommen werden kann, dass sie sich langfristig

c) Zeitreihenkonvergenz

Während es sich bei den zuvor dargestellten Konvergenzkonzepten um Querschnittsbetrachtungen handelt, untersucht die Zeitreihenkonvergenz, ob betrachtete Zeitreihen ein Unit-Root haben. Das heißt, ob Schwankungen der Pro-Kopf Emissionen durch zufällige, exogene Schocks dauerhafter Natur sind und die Länder somit nicht konvergieren. Andernfalls sind die Effekte der Schocks temporär und lösen sich im Zeitverlauf wieder

auf. Dann spricht man davon, dass die Zeitreihen einem stationären Prozess folgen. Um Zeitreihenkonvergenz zu messen wird der natürliche Logarithmus der Pro-Kopf Emissionen eines jeden Landes relativ zu dem aggregierten Wert der gesamten Gruppe der Länder bestimmt:

$$RE_{it} = \log (E_{it} / E^{agg}_t), \quad (3)$$

wobei RE_{it} der natürliche Logarithmus der relativen Pro-Kopf Emissionen in Land i im Jahr t ist. Die aggregierten Pro-Kopf Emissionen, E^{agg}_t , errechnen sich, indem man die Summe der Pro-Kopf Emissionen aller Länder durch die Summe der Bevölkerungszahlen aller Länder teilt. RE_{it} setzt sich dabei aus zwei Teilen zusammen, dem zeitinvarianten gleichgewichtigen Differential, RE^c_i , und den Abweichungen von diesem Gleichgewicht, u_{it} :

$$RE_{it} = RE^c_i + u_{it}. \quad (4)$$

u_{it} ist ein stochastischer Prozess mit einem Drift:

$$u_{it} = c_0 + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

mit c_0 als der anfänglichen Abweichung vom Gleichgewicht und ε_{it} als Zufallsvariable.

zu einem gemeinsamen gleichgewichtigen Wachstumspfad entwickeln.

Durch einsetzen von Gleichung (5) in Gleichung (4) erhält man:

$$RE_{it} = \mu + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

wobei sich der Erwartungswert, μ , wiederum in die zwei Komponenten $\mu = RE_i^e + c_0$ zerlegen lässt. Die Zeitreihenkonvergenz kann nun aus der Gleichung (6) erschlossen werden. Die Pro-Kopf Emissionen eines bestimmten Landes konvergieren, wenn die zufällige Abweichung, ε_{it} , nur temporärer Natur ist.¹⁴⁾

Es existieren unterschiedliche Konzepte von Zeitreihenkonvergenz. Eine schwächere Form von Zeitreihenkonvergenz ist die stochastische Konvergenz. Sie setzt voraus, dass der Trend des natürlichen Logarithmus der relativen Pro-Kopf Emissionen einem stationären Prozess folgt.¹⁵⁾ Durch das Vorhandensein eines Trends sind allerdings dauerhafte Unterschiede der Pro-Kopf Emissionen möglich. Wenn die verschiedenen Zeitreihen einen stationären Trend vorweisen, muss der Trend der Pro-Kopf Emissionen in allen Ländern identisch sein, damit die Pro-Kopf Emissionen der Länder tatsächlich konvergieren.¹⁶⁾ Deswegen verlangt eine stärkere Form von Zeitreihenkonvergenz, die sogenannte "deterministische" Konvergenz, dass das Niveau des natürlichen Logarithmus der relativen Pro-Kopf Emissionen einem stationären Prozess folgt.¹⁷⁾

σ - und β -Konvergenz sind schwächere Formen von Konvergenz als die Konzepte der Zeitreihenkonvergenz.¹⁸⁾

¹⁴⁾ LIST [1999], S. 150 ff.

¹⁵⁾ Die Unit-Root Hypothese der relativen Pro-Kopf Emissionen zu testen ist allerdings nur dann interessant, wenn mindestens einige der individuellen (absoluten) Zeitreihen nicht stationär sind. Wenn hingegen alle individuellen (absoluten) Zeitreihen stationär sind, dann sind die relativen Zeitreihen ebenfalls stationär. Siehe LI und PAPELL [1999], S. 273.

¹⁶⁾ LI und PAPELL [1999], S. 278.

¹⁷⁾ LI und PAPELL [1999], S. 268.

¹⁸⁾ BERNARD und DURLAUF [1996], S. 172.

2. Die Hypothese

Warum unterscheiden sich die Umwelt- und die Luftqualität in verschiedenen Industriestaaten? Die mikroökonomische Theorie liefert dafür eine einfache Erklärung: Profitmaximierende Firmen, die sich ökonomisch rational verhalten, siedeln sich bevorzugt dort an, wo die Kosten für die Verschmutzung der Umwelt – also ihre Ausgaben für gesetzlich vorgeschriebene Umweltschutzmaßnahmen oder Kompensationszahlungen an durch die Produktionsaktivitäten der Firma geschädigte Personen – am geringsten sind. So lange in den verschiedenen Ländern unterschiedliche Präferenzen der Gesellschaft für eine intakte Umwelt existieren, in anderen Worten die Grenzzahlungsbereitschaft für Umweltqualität variiert, kommt es zu einer räumlichen Konzentration von besonders umweltschädigenden Firmen und Branchen in den Ländern mit der geringeren Grenzzahlungsbereitschaft. Es ist anzunehmen, dass relativ arme Länder aufgrund ihrer beschränkten ökonomischen Ressourcen eine niedrigere Zahlungsbereitschaft für Umweltschutzmaßnahmen haben als relativ reiche und es deswegen auch zu einem ökologischen Gefälle zwischen ärmeren und reicheren Ländern kommt. Es ist also theoretisch möglich, dass die Konvergenz der monetären Einkommen ein Gleichgewicht erzeugt, in dem die Umweltqualität erheblich variiert.¹⁹⁾

Im folgenden empirischen Teil dieser Arbeit ist deswegen die Hypothese zu überprüfen, ob auch die Emissionen, als negativer Indikator für die Umweltqualität, in den verschiedenen Ländern konvergieren. Und zwar zum ersten, ob die Streuung der Pro-Kopf Emissionen in der gesamten Ländergruppe über die Jahre hin abnimmt (σ -Konvergenz). Zum zweiten, ob dem entsprechend bei Ländern mit einem ursprünglich höheren Niveau der Pro-Kopf Emissionen das Wachstum der Pro-Kopf Emissionen über die Zeit geringer ausfällt als bei den Ländern, die zu Anfang ein niedrigeres Niveau der Pro-Kopf Emissionen haben (absolute β -Konvergenz). Und zuletzt, ob Schwankungen der relativen Pro-Kopf Emissionen durch zufällige Schocks temporärer Natur sind – und somit die Nullhypothese eines Unit-Roots verworfen werden kann (stochastische und deterministische Konvergenz).

¹⁹⁾ LIST [1999], S. 147.

III. EMPIRISCHER TEIL: 22 OECD-LÄNDER

In diesem Teil werden die empirischen Methoden und Ergebnisse der verschiedenen Konvergenztests im Querschnitt und in der Zeitreihenanalyse dargestellt. Zuerst seien jedoch die der Arbeit zugrundeliegenden Daten genauer beschrieben.

1. Beschreibung der Daten

Der Paneldatensatz der folgenden empirischen Konvergenzuntersuchung setzt sich aus zwei Teilen zusammen: Als Indikator für die Umweltqualität dienen die Schwefel-Emissionen der Länder. Lefohn, Husar und Husar [1999] haben für den Zeitraum von 1850 bis 1990 eine Datenbank der jährlichen nationalen Schwefel-Emissionen für über 150 Länder errechnet.²⁰⁾ Sie schätzen die historischen Emissionszahlen dabei auf der Basis von Nettoproduktion, dem Schwefelgehalt und Freisetzungsfaktoren der Produktionsaktivitäten der einzelnen Länder.²¹⁾ Um die Länder unabhängig von ihrer Bevölkerungsgröße miteinander vergleichen zu können, müssen die absoluten Schwefelemissionen gewichtet werden. Zur Ermittlung der Pro-Kopf Größen werden die totalen Schwefel-Emissionen durch die Bevölkerungszahlen geteilt. Die jährlichen Bevölkerungszahlen stammen aus dem Datenanhang von Maddison [1995]. Die Maddison Daten dieser Ausgabe umfassen die Periode von 1870 bis 1994, wobei die Daten vor 1900 von geringerer Qualität sind und nicht für alle Länder vorliegen.²²⁾ Deswegen beschränkt sich die vorliegende Arbeit auf den Zeitraum von 1900 bis 1990.

Bei der betrachteten Ländergruppe handelt es sich um 22 OECD-Länder. Die OECD-Länder eignen sich besonders für die Konvergenzanalyse, weil sie über relativ homogene strukturelle Variablen verfügen und deswegen die neoklassische Vorhersage der absoluten β -Konvergenz getestet werden kann. Von den aktuell 30 Mitgliedsländern der

²⁰⁾ Die komplette Datenbank ist im Internet unter der Adresse <http://www.asl-associates.com/sulfur1.htm> zu finden.

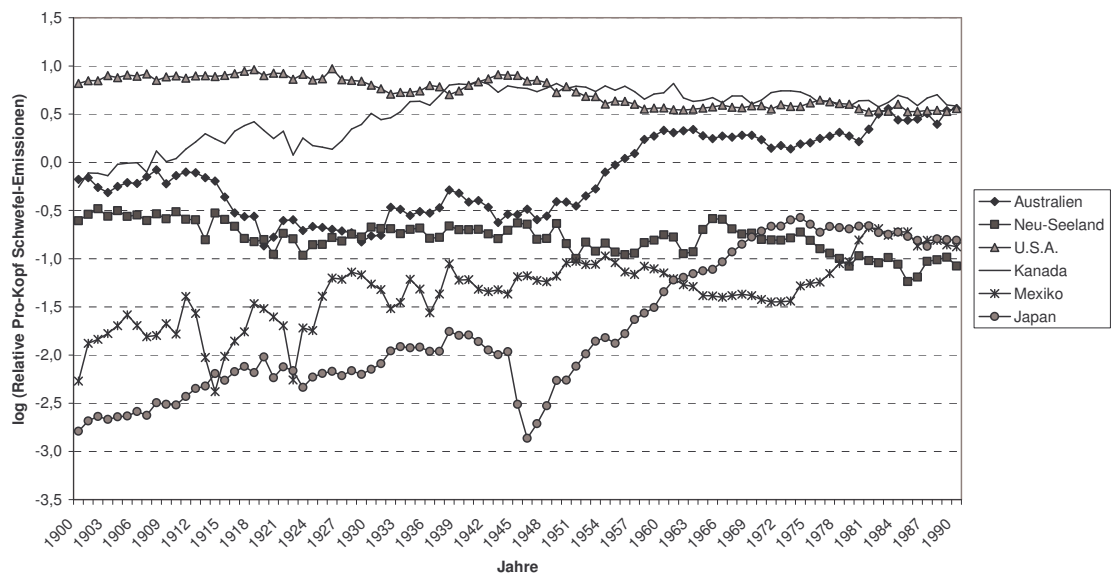
²¹⁾ Vgl. LEFOHN, HUSAR und HUSAR [1999], S. 3435-3444.

²²⁾ Vgl. MADDISON [1995], S. 104-116.

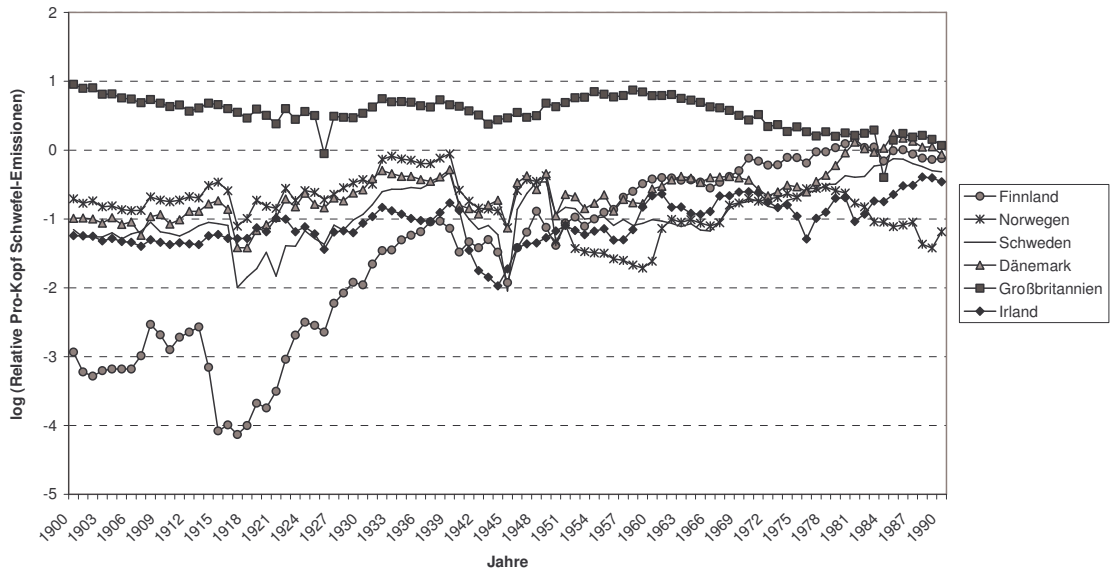
OECD sind nur Australien, Belgien, Dänemark, Finnland, Frankreich, Griechenland, Großbritannien, Irland, Italien, Japan, Mexiko, Neu-Seeland, die Niederlande, Norwegen, Österreich, Portugal, Schweden, die Schweiz, Spanien, die Türkei und die Vereinigten Staaten von Amerika (U.S.A.) in die empirische Untersuchung miteinbezogen. Für die ehemals planwirtschaftlichen Länder des Ostblocks – Polen, die Slowakei, Tschechien und Ungarn – liegen die jährlichen Bevölkerungszahlen von Maddison erst ab 1920 vor. Die beiden kleinen und wirtschaftlich eher unbedeutenden Länder Island und Luxemburg kommen in dem Maddison Datensatz gar nicht vor. Für Deutschland und Korea liegen aufgrund der Teilung nach dem Zweiten Weltkrieg keine für den gesamten Zeitraum von 90 Jahren vergleichbaren Emissionsdaten vor. Diese acht OECD-Länder bleiben deswegen bei der folgenden empirischen Untersuchung außen vor.

In den Darstellungen 1 bis 4 sind die Trends des natürlichen Logarithmus der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen aller 22 OECD-Länder von 1900 bis 1990 abgebildet.

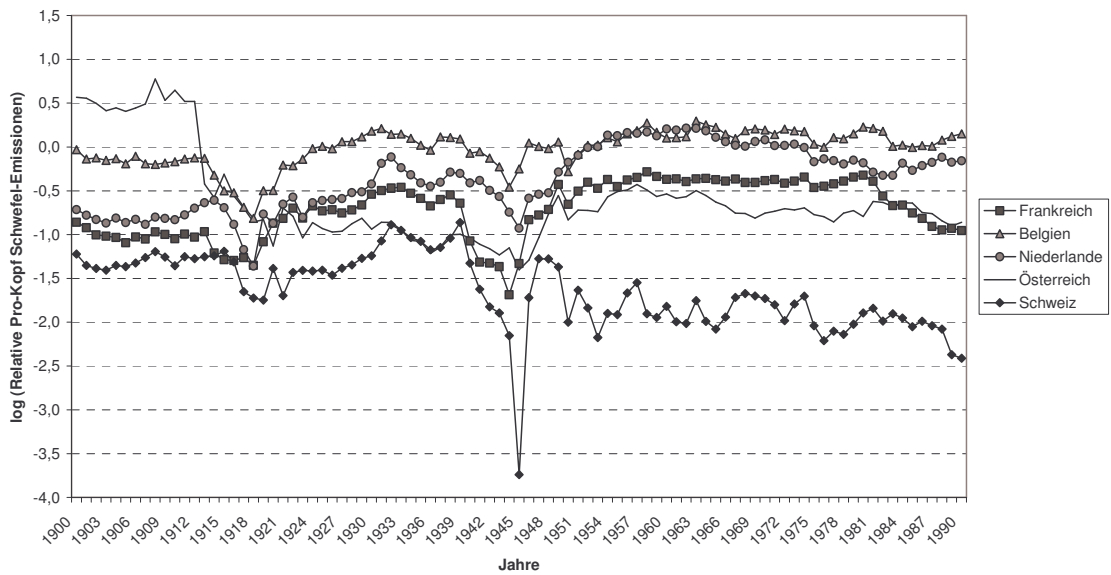
Darstellung 1: Trend der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in Australien, Neu-Seeland, den U.S.A., Kanada, Mexiko und Japan



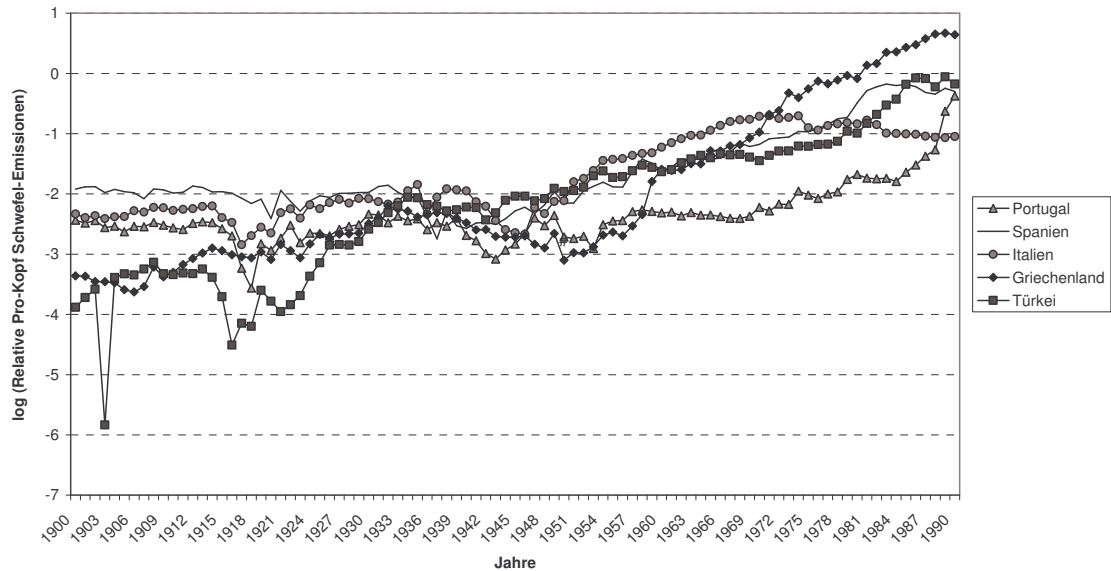
Darstellung 2: Trend der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in Finnland, Norwegen, Schweden, Dänemark, Großbritannien und Irland



Darstellung 3: Trend der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in Frankreich, Belgien, den Niederlanden, Österreich und der Schweiz



Darstellung 4: Trend der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in Portugal, Spanien, Italien, Griechenland und der Türkei



In Darstellung 1, welche die Übersee-Länder zusammenfasst, sind zwei verschiedene Entwicklungen erkennbar. Während die U.S.A., Kanada und Australien zu einem gemeinsamen überdurchschnittlichen Niveau der Pro-Kopf Emissionen konvergieren – was bemerkenswert ist, da gerade Kanada und Australien sehr große Länder mit relativ dünner Besiedlung sind – entwickeln sich die Pro-Kopf Emissionen von Japan, Neu-Seeland und Mexiko zu einem unterdurchschnittlichen Niveau. Die Pro-Kopf Emissionen von Mexiko schwanken in der ersten Hälfte des 20. Jahrhunderts stark nach oben und unten, und bei Japan ist ein deutlicher Einbruch direkt nach dem verlorenen Zweiten Weltkrieg erkennbar. Bei den nordeuropäischen Ländern in Darstellung 2 ist eine stärkere Konvergenz in Richtung des durchschnittlichen Niveaus der Pro-Kopf Emissionen der gesamten Ländergruppe deutlich, mit der Ausnahme von Norwegen, welches sich eher zu einem unterdurchschnittlichen Niveau entwickelt. Bei allen skandinavischen Ländern ist ein Einbruch zum Ende des Ersten Weltkrieges deutlich, bei Großbritannien und Irland erst zur großen Weltwirtschaftskrise Ende der 20er Jahre des 20. Jahrhunderts. Auch zum Zweiten Weltkrieg ist wieder ein Einbruch sichtbar. Von den mitteleuropäischen Ländern in Darstellung 3 entwickeln sich die beiden Benelux-Länder Belgien und die Niederlande in Richtung des Durchschnitts, Frankreich und Österreich leicht darunter. Nur die Schweiz fällt augenscheinlich aus der Reihe und

entwickelt sich weg zu einem Niveau der Pro-Kopf Emissionen deutlich unter dem OECD-Durchschnitt. Während ein erster Einbruch bei Österreich schon zu Beginn des Ersten Weltkrieges einsetzt, zieht es die Pro-Kopf Emissionen der anderen Länder erst zum Kriegsende nach unten. Auch zum Ende des Zweiten Weltkrieges ist wieder ein Einbruch der Pro-Kopf Emissionen bei allen betrachteten Länder deutlich. In Darstellung 4 sind die ursprünglich ärmeren südeuropäischen Länder abgebildet. Hier ist über die 90 Jahre ein deutlicher Anstieg der Pro-Kopf Emissionen erkennbar, was die These stützen würde, dass in relativ armen Länder ein geringerer Wert auf eine intakte Umwelt gelegt wird und diese Länder auf Kosten der natürlichen Ressourcen wachsen.²³⁾ Wiederum ist bei allen Ländern ein mehr oder weniger starker Einbruch nach dem Ersten Weltkrieg und, etwas schwächer, auch nach dem Zweiten Weltkrieg zu erkennen. Insgesamt betrachtet kann man sagen, dass die Entwicklung der Pro-Kopf Emissionen in den 22 OECD-Ländern keinem allgemeingültigen, einheitlichen Muster zu folgen scheint. Lediglich die Einbrüche nach den beiden Weltkriegen sind zumindest bei allen kontinentaleuropäischen Ländern ausgeprägt.

2. Empirische Tests und Resultate

Nun werden die verschiedenen, bereits im theoretischen Teil II dargestellten, Konvergenzkonzepte und die aufgestellten Hypothesen anhand unterschiedlicher empirischer Methoden getestet und die Ergebnisse dieser Tests wiedergegeben und interpretiert. Es sei dazu vorneweg angemerkt, dass es sich bei dem Konzept der Konvergenz von Emissionen um eine dynamische Betrachtung handelt. Das heißt, die Konvergenzhypothese geht davon aus, dass sich die untersuchten Länder zu Beginn der Betrachtung im Ungleichgewicht befinden und sich über die Zeit transitionell zu einem Gleichgewicht entwickeln.²⁴⁾

²³⁾ Allerdings stellt der Anstieg der relativen Pro-Kopf Emissionen in diesen Ländern in absoluten Zahlen lediglich einen Aufholprozess an das absolut höhere Pro-Kopf Emissionsniveau in den reicheren Ländern dar. Die Umwelt wird also nur relativ gesehen stärker in Anspruch genommen.

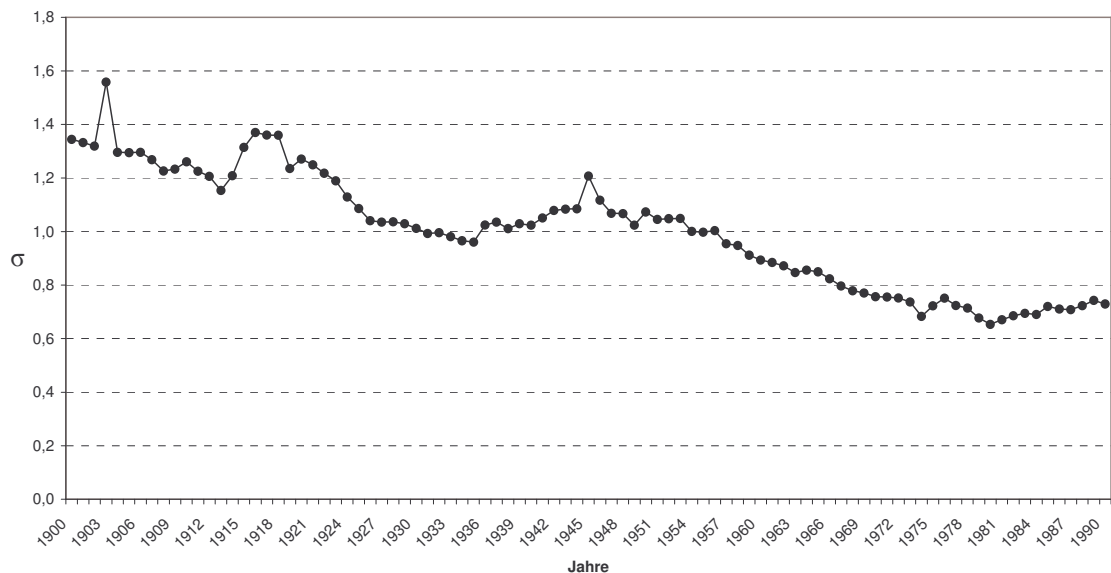
²⁴⁾ LIST [1999], S. 147.

a) Konvergenz im Querschnitt

(1) Veränderung der Standardabweichung

Um die Konvergenz im Querschnitt zu testen, wird als erstes das einfache Konzept der σ -Konvergenz überprüft. Wie im theoretischen Teil der Arbeit ausgeführt, handelt es sich dabei um die Frage, ob die Streuung der Pro-Kopf Emissionen der gesamten betrachteten OECD-Länder über den Zeitraum von 1900 bis 1990 abgenommen hat, gemessen an der Standardabweichung des natürlichen Logarithmus der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen über alle 22 Ländern. Der Veränderung der Standardabweichung in den 90 Jahren ist in Darstellung 5 abgebildet. Dabei ist zu erkennen, dass die Streuung, σ , von $\sigma = 1,34$ im Jahr 1900 zu $\sigma = 0,73$ im Jahr 1990 abgenommen hat. Nur im Jahr 1903 und während des Ersten und Zweiten Weltkrieges ist der Abwärtstrend gebrochen und nach der Ölkrise ab 1975 verharrt σ bei einem Wert von ungefähr 0,7.

Darstellung 5: Standardabweichung der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in den 22 OECD-Ländern, 1900 bis 1990

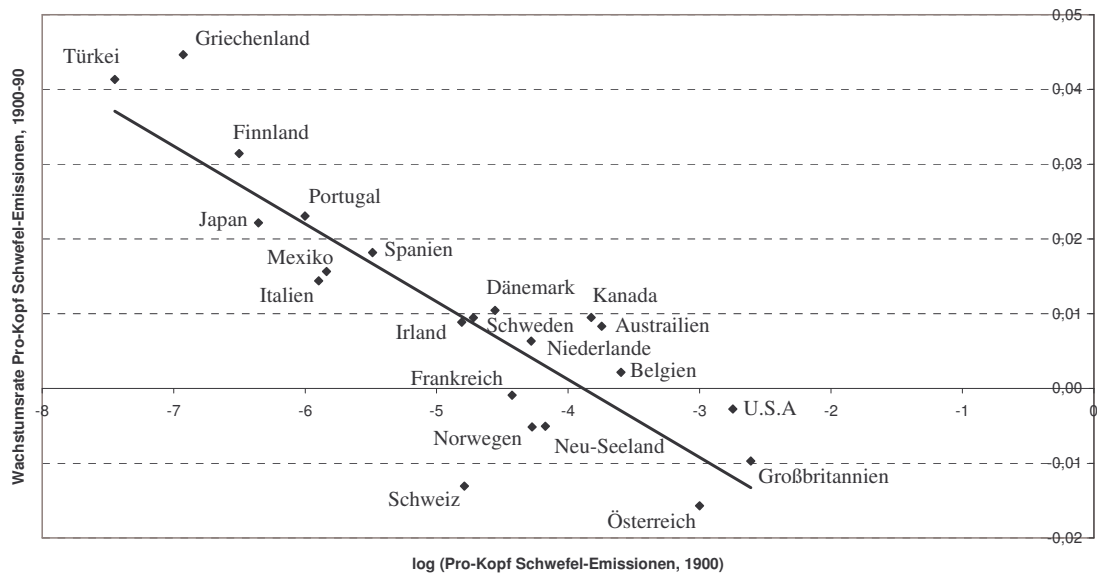


Die Konzentration der Schwefel-Emissionen in den OECD-Ländern hat sich also im letzten Jahrhundert zunehmend angeglichen. Die Hypothese der σ -Konvergenz der Umweltqualität in den 22 OECD-Ländern wird damit bestätigt.

(2) Einfache Regression der Wachstumsraten

Wenn die σ -Konvergenz der Umweltqualität in den 22 OECD-Ländern empirisch nachgewiesen werden kann, so muss – nach der Theorie – auch absolute β -Konvergenz nachweisbar sein. Die Länder mit relativ hohen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen im Jahr 1900 dürfen also nur ein langsames Wachstum der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen verzeichnen, als die Länder mit relativ geringen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen im Jahr 1900.

Darstellung 6: Konvergenz der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in den 22 OECD-Ländern zwischen 1900 und 1990



Das Scatterplot der 22 OECD-Länder in Darstellung 6, mit der durchschnittlichen, jährlichen Wachstumsrate der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen zwischen 1900 und 1990 auf der Y-Achse und dem natürlichen Logarithmus des Niveaus der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen im Anfangsjahr 1900 auf der X-Achse, zeigt eine deutlich negative Korrelation der beiden Variablen und unterstützt somit die Hypothese der absoluten β -Konvergenz. Der Korrelationskoeffizient nach Pearson beträgt beachtliche -0,867 und die Abweichung der Residuen ist auch nur gering.

Um die absolute β -Konvergenz genau zu testen, wird Gleichung (2) mittels einer einfachen Regression nach der Methode der Kleinsten Quadrate geschätzt. Die Pro-Kopf Schwefel-Emissionen sind dabei in Tonnen gemessen. Falls der Koeffizient $\beta < 0$ ist, kann die Hypothese absoluter β -Konvergenz bestätigt werden. Die Ergebnisse der Regression der durchschnittlichen, jährlichen Wachstumsraten der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen von 1900 bis 1990 sind in Darstellung 7 wiedergegeben.

Darstellung 7: Einfache Regression der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in den 22 OECD-Ländern

Abhängige Variable: Wachstumsrate Pro-Kopf Schwefel-Emissionen, 1900-1990	
Schätzmethode	KQ*
Konstante	-0,04044 (-6,046)
log (E _{i0})	-0,01041 (-7,771)
Korrelation nach Pearson	-0,867
Korrigiertes R ²	0,739
Standardfehler der Regression	0,00825
N	22

* Die Regression schätzt mittels der Methode der Kleinsten Quadrate die Gleichung

$$g_i = \alpha + \beta \cdot \log (E_{i0}) + \varepsilon_i$$

(in Klammern: t-Werte)

Der geschätzte β -Koeffizient ist negativ, $\beta = -0,01041$, bei einem Signifikanzniveau von $p < 0,01$. Es besteht also eine signifikante, negative Beziehung zwischen der Wachstumsrate der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen und ihrem ursprünglichen Niveau. Das korrigierte R² ist mit 0,739 ebenfalls ziemlich hoch. Man kann für die 22 OECD-Länder somit absolute β -Konvergenz der Umweltqualität für den betrachteten Zeitraum von 90 Jahren feststellen. Ökonomisch interpretiert bedeutet dieses Ergebnis, dass für jede Tonne der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen, die ein Land im Jahr 1900 über dem OECD-weiten Durchschnitt lag, die durchschnittliche, jährliche Wachstumsrate der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen von 1900 bis 1990 um zirka 1,041 Prozentpunkte niedriger ausfiel.

Insgesamt ist das Ergebnis der Querschnittsanalyse – sowohl der σ - wie auch der β -Konvergenztest – ein deutlicher Hinweis, dass die Umweltqualität, gemessen an den

Pro-Kopf Schwefel-Emissionen, in den 22 OECD-Ländern sich von 1900 bis 1990 immer mehr angeglichen hat. Allerdings ist das Konzept der β -Konvergenz unbefriedigend im Hinblick auf mögliche gegenläufige Entwicklungen innerhalb des Zeitraums von 1900 bis 1990. So wäre denkbar, dass die Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in den OECD-Ländern zwar insgesamt in den 90 Jahren konvergieren, wobei sie aber zum Beispiel nur in der ersten Hälfte des betrachteten Zeitraums wirklich konvergieren, während sie in der zweiten Hälfte wieder divergieren. Der Trend wäre also nicht durchgängig der gleiche, sondern es lägen Brüche im Trend vor. Die unterschiedliche Trendentwicklung von Zwischenperioden innerhalb der 90 Jahre wird von dem Konzept der β -Konvergenz vollkommen ignoriert.²⁵⁾ Außerdem können von den Querschnittskonvergenztests keinerlei Rückschlüsse auf das Konvergenzverhalten einzelner Länder gezogen werden.

b) Zeitreihenkonvergenz

Ein stärkeres Konvergenzkonzept, welches die kompletten Zeitreihen der Länder auf ihr Konvergenzverhalten hin überprüft, ist die bereits im theoretischen Teil vorgestellte Zeitreihenkonvergenz (stochastische und deterministische Konvergenz). Zeitreihenkonvergenz bedeutet, dass Ungleichheiten der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen zwischen den einzelnen konvergierenden OECD-Ländern einem stationären Prozess folgen und temporärer Natur sind. Das heißt, dass die Zeitreihen der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen kein Unit-Root haben dürfen. Dies kann mit Hilfe des Augmented-Dickey-Fuller-Tests (kurz: ADF-Tests) untersucht werden. Das Verwerfen der Nullhypothese eines Unit-Roots ist der Beweis von Zeitreihenkonvergenz. Ob es sich dabei um stochastische oder deterministische Konvergenz handelt, hängt von der genauen Form des Tests ab.

(1) Konventionelle Unit-Root-Tests

Um das Vorhandensein von Zeitreihenkonvergenz zu testen, werden die relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen aus Gleichung (6) zuerst mit einem konventionellen ADF-

²⁵⁾ LIST [1999], S. 150.

Test auf Unit-Roots getestet. Dazu wird eine Regression der ersten Differenz des natürlichen Logarithmus der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen mit einer Konstante, einem Trend, dem um ein Jahr verzögerten Niveau des natürlichen Logarithmus der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen und k verzögerten ersten Differenzen des natürlichen Logarithmus der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen nach der folgenden Gleichung geschätzt – wie sie für ADF-Tests üblich ist:

$$\Delta RE_t = \mu + \beta_t + \alpha \cdot RE_{t-1} + \sum_k c_j \cdot \Delta RE_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (7)$$

wobei RE_t der natürliche Logarithmus der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen eines Landes in Jahr t und ΔRE_t seine Veränderung über ein Jahr ist. Auf den Länderindex i wird dabei aus Gründen der Übersichtlichkeit verzichtet. Wenn nun der geschätzte Koeffizient $\alpha = 0$ ist, dann folgt die Entwicklung der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen einem Random Walk, und die Nullhypothese eines Unit-Roots kann nicht verworfen werden. Schocks sind in diesem Fall von dauerhafter Natur und die Pro-Kopf Schwefel-Emissionen des Landes konvergieren nicht im Sinn der Zeitreihenkonvergenz. Wenn $\alpha \neq 0$, dann kann die Nullhypothese eines Unit-Roots verworfen werden. Schocks sind dann nur temporärer Natur und die Pro-Kopf Schwefel-Emissionen konvergieren auch im Sinn der Zeitreihenkonvergenz. Um die Schätzung des Modells nicht zu verzerren, wird der optimale Wert von k – also die Länge der Verzögerung der ersten Differenzen, ΔRE_{t-j} – mit Hilfe einer von den Daten abhängigen, endogenen Methode ermittelt: Zuerst wird dabei als obere Grenze $k_{\max} = 8$ festgelegt.²⁶⁾ Dann wird für alle $k \leq k_{\max}$ ein in diesem Fall geeignetes Gütemaß, nämlich das Akaike Info Criterion (AIC), errechnet. Das AIC ist definiert als

$$AIC = \log (SSE_k / T - k_{\max}) + 2 \cdot (K + 2) / T - k_{\max}, \quad (8)$$

wobei SSE_k die Fehlerquadratsumme von k ist. Der optimale Wert von k minimiert das AIC und wird dementsprechend gewählt. Um die Unit-Root Hypothese zu verwerfen, muss der Koeffizient α sich signifikant von Null unterscheiden. In diesem Fall folgen

²⁶⁾ LIST [1999], S. 151.

die relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen einem stationären Prozess. Zeitreihenkonvergenz wäre damit bewiesen.

Die geschätzten Ergebnisse der ADF-Tests sind in Darstellung 8 abgebildet.

Darstellung 8: ADF-Tests der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in den 22 OECD-Ländern

$\Delta RE_t = \mu + \beta_t + \alpha \cdot RE_{t-1} + \sum_k c_k \cdot \Delta RE_{t-k} + \varepsilon_t$								
	mit Trend					ohne Trend		
Land	α	t_α	β	t_β	k	α	t_α	k
Australien	-0,062	-1,907	0,001	2,379**	0	-0,007	-0,281	0
Belgien	-0,189	-3,077	0,001	2,037**	0	-0,115	-2,282	0
Dänemark	-0,292	-3,862**	0,003	3,091***	0	-0,089	-1,681	1
Finnland	-0,153	-2,349	0,007	2,255**	8	-0,016	-0,858	7
Frankreich	-0,162	-2,929	0,001	1,389	3	-0,086	-2,147	1
Griechenland	-0,026	-1,035	0,002	1,738*	0	-0,013	-1,206	0
Großbritannien	-0,125	-1,650	-0,001	-1,027	2	-0,083	-1,302	2
Irland	-0,225	-3,748**	0,002	2,714***	1	-0,122	-2,531	1
Italien	-0,085	-2,012	0,002	1,820*	0	-0,018	-0,855	0
Japan	-0,075	-2,038	0,002	1,803*	1	-0,015	-0,941	1
Kanada	-0,062	-1,479	0,000	-0,112	1	-0,066	-2,447	1
Mexiko	-0,281	-3,676**	0,003	2,804***	1	-0,135	-2,870*	0
Neu-Seeland	-0,333	-4,141***	-0,002	-3,069***	0	-0,125	-1,916	2
Niederlande	-0,117	-2,257	0,001	1,569	0	-0,055	-1,627	0
Norwegen	-0,138	-2,535	-0,001	-1,060	0	-0,120	-2,317	0
Österreich	-0,078	-2,122	0,000	-0,042	0	-0,077	-2,340	0
Portugal	-0,037	-0,633	0,002	1,951*	0	0,041	0,932	0
Schweden	-0,258	-3,607**	0,003	2,573**	0	-0,140	-2,472	0
Schweiz	-0,488	-5,261***	-0,005	-3,486***	0	-0,284	-3,719***	0
Spanien	-0,041	-1,238	0,002	2,536**	2	0,013	0,546	3
Türkei	-0,277	-4,173***	0,012	4,305***	7	0,000	0,008	7
U.S.A.	-0,183	-2,809	-0,001	-2,538**	3	-0,033	-1,166	3

***: statistisch signifikant zum 1 % Level, **: statistisch signifikant zum 5 % Level, *: statistisch signifikant zum 10 % Level

Kritische t-Werte von α des ADF-Tests bei 90 Beobachtungen

mit Trend: -4,06 bei 1 %, -3,46 bei 5 % und -3,16 bei 10 %.

ohne Trend: -3,50 bei 1 %, -2,89 bei 5 % und -2,58 bei 10 %.

Auf der linken Seite befinden sich die Ergebnisse der ADF-Tests unter Einbeziehung eines Trends, auf der rechten Seite die ohne die Einbeziehung des Trendkoeffizienten β_t , in die Gleichung (7). Die Nullhypothese eines Unit-Roots kann verworfen werden, wenn der t-Wert von α im Betrag größer ist als die angegebenen kritischen t-Werte.

Diese kritischen t-Werte des ADF-Tests sind im Betrag um einiges größer als die üblichen kritischen t-Werte der Standardnormalverteilung.²⁷⁾

Von den geschätzten α -Koeffizienten auf der linken Seite der Darstellung, mit Trend, kann für Neu-Seeland, die Schweiz und die Türkei die Unit-Root Hypothese bei einem Signifikanzniveau von 1 % verworfen werden. Für Dänemark, Irland, Mexiko und Schweden kann sie bei einem Signifikanzniveau von 5 % verworfen werden. Dies ist ein gewisser Hinweis auf stochastische Konvergenz der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen. Die Ergebnisse bei den Tests für deterministische Konvergenz auf der rechten Seite der Darstellung, ohne Trend, sind nicht so vielversprechend. Nur für die Schweiz kann die Unit-Root Hypothese bei einem Signifikanzniveau von 1 % verworfen werden. Für Mexiko kann sie bei einem Signifikanzniveau von 10 % verworfen werden. Belgien, Dänemark, Frankreich, Irland, Kanada, Neu-Seeland, die Niederlande, Norwegen, Österreich und Schweden haben immerhin einen t-Wert von α im Betrag größer als 1,6. Dies ist insgesamt nur ein schwacher Hinweis auf deterministische Konvergenz der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen. Ob ein Trend in das Modell miteinbezogen werden sollte, hängt davon ab, ob der Trendkoeffizient β_t signifikant ist. Dafür muss der t-Wert von β im Betrag mindestens größer sein als der kritische t-Wert des 10 %-Signifikanzniveaus der Standardnormalverteilung $t = 1,645$. Für alle Länder außer Frankreich, Großbritannien, Kanada, die Niederlande, Norwegen und Österreich ist dies der Fall.

Aufgrund der schon im theoretischen Teil erwähnten Schwäche des stochastischen Konvergenzkonzeptes sind die Ergebnisse der konventionellen ADF-Tests unbefriedigend im Hinblick auf die Hypothese der Konvergenz von Umweltqualität in den betrachteten OECD-Ländern.

(2) Unit-Root-Tests mit strukturellem Bruch

Ogleich es sich bei dem konventionellen ADF-Test um die übliche empirische Testmethode zur Überprüfung der Unit-Root Hypothese handelt, ist dieses Verfahren

²⁷⁾ LIST [1999], S. 151.

ungenau. Durch Miss-Spezifikation des deterministischen Trends können die Testergebnisse dahingehend verzerrt werden, dass die Unit-Root Hypothese fälschlicherweise nicht verworfen wird, obwohl sie eigentlich verworfen werden müsste.²⁸⁾ Es wird dabei nämlich ignoriert, dass der Trend der Zeitreihen über einen so langen Zeitraum von 90 Jahren möglicherweise größeren strukturellen Brüchen unterworfen ist, wie es schon in der deskriptiven Analyse der Darstellungen 1-4 deutlich geworden ist.

Um möglichen strukturellen Brüchen in den Zeitreihen der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen Rechnung zu tragen, muss ein sequentieller ADF-Test mit strukturellem Bruch angewandt werden. Zivot und Andrews [1992] haben einen sequentiellen ADF-Test entwickelt, der einen einmaligen Bruch sowohl im Niveau der Zeitreihe (Achsenabschnitt) wie auch in der Wachstumsrate (Steigung) des deterministischen Trendmodells zulässt. Der genau Zeitpunkt des Bruchs wird dabei abhängig von den Daten endogen ermittelt.²⁹⁾ Der sequentielle ADF-Test schätzt ein Regressionsmodell mit folgender Gleichung:

$$\Delta RE_t = \mu + \beta_t + \delta \cdot D(T_B)_t + \theta \cdot DU_t + \gamma \cdot DT_t + \alpha \cdot RE_{t-1} + \sum_k c_j \cdot \Delta RE_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

wobei T_B der geschätzte Zeitpunkt des strukturellen Bruchs ist. Die Dummyvariable $D(T_B)_t$ ist gleich Eins, wenn $t = T_B + 1$ ist und gleich Null, wenn $t \neq T_B + 1$ ist. Die Dummyvariable DU_t ist gleich Eins, wenn $t > T_B$ ist und ansonsten gleich Null. Und die Dummyvariable DT_t ist gleich $t - T_B$, wenn $t > T_B$ ist und ansonsten gleich Null. Um das genaue Jahr des strukturellen Bruchs endogen aus den Daten zu bestimmen, wird die Regression aus Gleichung (9) sequentiell für jedes Jahr $T_B = 2, \dots, T-1$ geschätzt. Der exakte Zeitpunkt des strukturellen Bruchs ist das Jahr, welches den t-Wert des Koeffizienten α minimiert. Die Länge der Verzögerung der ersten Differenzen, ΔRE_{t-j} , wird

ermittelt, indem man $k_{\max} = 8$ setzt und dann, falls der t-Wert des Koeffizienten der letzten Verzögerung bei $k = 8$ nicht signifikant zum Niveau von 10 % der

²⁸⁾ LI und PAPELL [1999], S. 270.

²⁹⁾ Vgl. ZIVOT und ANDREWS [1992], S. 251-270.

Standardnormalverteilung ($t = 1,645$) ist, k solange um jeweils Eins reduziert, bis die letzte Verzögerung signifikant ist. Wenn keine Verzögerung signifikant ist, wird $k = 0$ gesetzt.³⁰⁾ Genau wie bei den konventionellen ADF-Tests ist die Unit-Root Hypothese zu Gunsten der Alternative eines stationären Trends zu verwerfen, wenn der Koeffizient α signifikant unterschiedlich von Null ist, also der t-Wert von α im Betrag größer ist als der entsprechende kritische t-Wert. In diesem Fall konvergieren die Pro-Kopf Schwefel-Emissionen stochastisch.

Die Ergebnisse der sequentiellen ADF-Tests für stochastische Konvergenz sind in Darstellung 9 abgebildet.³¹⁾ In der zweiten Spalte sind die geschätzten Zeitpunkte des strukturellen Bruchs wiedergegeben. Die strukturellen Brüche im Trend der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen von Österreich und Australien ereignen sich ungefähr zu Beginn des Ersten Weltkrieges, der von Belgien zum Ende des Ersten Weltkrieges. Der strukturelle Bruch von Finnland erfolgt zur Großen Weltwirtschaftskrise Ende der 20er Jahre des 20. Jahrhunderts. In Spanien und Kanada ereignet sich der strukturelle Bruch kurz vor dem Zweiten Weltkrieg, in Dänemark, Schweden, Irland, der Schweiz und der Türkei während des Zweiten Weltkrieges und in den Niederlanden, Griechenland, Großbritannien und Norwegen unmittelbar im Anschluss an den Zweiten Weltkrieg. Die strukturellen Brüche von Italien und Portugal ereignen sich zu Beginn der 50er Jahre, die von den U.S.A. und Japan zum Ende der 50er Jahre. In Neu-Seeland erfolgt der strukturelle Bruch erst in den 60er Jahren, in Frankreich und Mexiko sogar erst in den 70er Jahren, nach der Ölkrise. Allerdings kann die Unit-Root Hypothese nur in sieben der insgesamt 22 OECD-Länder zu Gunsten der Alternative eines stationären Trends verworfen werden.

³⁰⁾ Der optimale Wert von k wird zuerst für alle möglichen Fälle von $T_B = 2, \dots, T-1$ ermittelt. Erst danach wird der entsprechende Zeitpunkt des strukturellen Bruchs bestimmt.

³¹⁾ Die kritischen t-Werte sind von LI und PAPELL [1999] übernommen.

Darstellung 9: Sequentielle ADF-Tests mit
strukturellem Bruch für stochastische Konvergenz

$\Delta RE_t = \mu + \beta_t + \delta \cdot D(T_B)_t + \theta \cdot DU_t + \gamma \cdot DT_t + \alpha \cdot RE_{t-1} + \sum_k c_j \cdot \Delta RE_{t-j} + \varepsilon_t$								
Land	Bruch	α	μ	β	δ	θ	γ	k
Australien	1914	-0,213 (-4,068)	0,009 (0,126)	-0,008 (-0,528)	0,079 (0,833)	-0,142 (-1,997)**	0,013 (0,790)	6
Belgien	1918	-0,296 (-4,821)	0,005 (0,114)	-0,011 (-2,447)**	-0,336 (-3,361)***	0,193 (3,906)***	0,012 (2,495)**	0
Dänemark	1939	-0,501 (-4,923)	-0,602 (-4,486)***	0,011 (3,411)***	0,395 (2,339)**	-0,279 (-3,459)***	-0,002 (-0,697)	3
Finnland	1928	-0,470 (-5,116)	-1,431 (-5,105)***	-0,002 (-0,367)	-0,388 (-1,932)*	0,586 (3,701)***	0,019 (2,192)**	5
Frankreich	1975	-0,234 (-3,821)	-0,261 (-3,475)***	0,003 (2,758)***	-0,145 (-1,094)	0,031 (0,411)	-0,015 (-1,927)*	3
Griechenland	1946	-0,331 (-4,188)	-1,054 (-3,820)***	0,007 (2,232)**	0,230 (1,641)	-0,287 (-2,600)***	0,024 (4,391)***	6
Großbritannien	1948	-0,395 (-3,920)	0,238 (2,949)***	-0,001 (-0,544)	-0,182 (-1,398)	0,193 (2,889)***	-0,009 (-3,621)***	2
Irland	1940	-0,608 (-5,231)	-0,853 (-5,104)***	0,009 (3,303)***	0,211 (1,483)	-0,336 (-4,518)***	0,002 (0,739)	8
Italien	1950	-0,200 (-3,494)	-0,474 (-3,395)***	0,001 (0,722)	-0,223 (-1,689)*	0,244 (3,655)***	-0,001 (-0,401)	0
Japan	1959	-0,228 (-3,491)	-0,547 (-3,364)***	0,002 (2,082)**	-0,102 (-0,884)	0,180 (2,800)***	0,001 (0,270)	5
Kanada	1937	-0,700 (-5,448)*	0,026 (1,068)	0,011 (4,442)***	-0,101 (-1,402)	0,213 (4,113)***	-0,013 (-4,668)***	7
Mexiko	1979	-0,316 (-4,303)	-0,528 (-3,904)***	0,002 (2,327)**	-0,172 (-0,948)	0,222 (1,877)*	-0,019 (-1,276)	0
Neu-Seeland	1963	-0,502 (-5,614)**	-0,296 (-5,219)***	-0,002 (-3,354)***	-0,152 (-1,631)	0,150 (3,281)***	-0,008 (-3,396)***	0
Niederlande	1945	-0,225 (-4,222)	-0,201 (-3,344)***	0,003 (1,743)*	-0,407 (-3,515)***	0,150 (3,172)***	-0,005 (-2,753)***	0
Norwegen	1949	-0,582 (-5,275)*	-0,475 (-4,342)***	0,007 (2,417)**	0,555 (2,585)***	-0,586 (-4,586)***	0,001 (0,418)	8
Österreich	1912	-0,378 (-6,445)***	0,479 (2,808)***	-0,091 (-1,486)	0,602 (3,631)***	-0,502 (-3,358)***	0,093 (1,516)	7
Portugal	1954	-0,316 (-2,823)	-0,816 (-2,769)***	-0,001 (-0,469)	0,399 (2,273)**	-0,052 (-0,690)	0,016 (3,350)***	3
Schweden	1939	-0,325 (-4,416)	-0,509 (-4,020)***	0,008 (2,427)**	0,407 (1,839)*	-0,235 (-2,545)**	-0,001 (-0,206)	0
Schweiz	1941	-1,126 (-5,678)**	-1,607 (-5,377)***	0,008 (1,667)*	0,336 (1,085)	-0,640 (-4,009)***	-0,014 (-2,431)**	5
Spanien	1935	-0,510 (-5,914)**	-1,025 (-5,901)***	-0,000 (-0,111)	0,337 (2,561)**	-0,402 (-4,926)***	0,026 (5,328)***	2
Türkei	1944	-0,406 (-5,391)*	-1,705 (-5,454)***	0,024 (5,286)***	0,267 (1,812)*	-0,057 (-0,889)	-0,008 (-2,653)***	8
U.S.A.	1957	-0,561 (-4,571)	0,522 (4,615)***	-0,002 (-4,220)***	0,051 (1,239)	-0,075 (-3,006)***	0,002 (1,901)*	8

***: statistisch signifikant zum 1 % Level, **: statistisch signifikant zum 5 % Level, *: statistisch signifikant zum 10 % Level

Kritische t-Werte von α des sequentiellen ADF-Tests

-6,21 bei 1 %, -5,55 bei 5 % und -5,25 bei 10 %.

Nämlich beim Signifikanzniveau von 1 % nur für Österreich, beim Signifikanzniveau von 5 % für Neu-Seeland, die Schweiz und Spanien, und beim Signifikanzniveau von

10 % für Kanada, Norwegen und die Türkei. Weitere zehn Länder haben immerhin einen t-Wert von α im Betrag größer als vier. Bei vier dieser Länder, nämlich Dänemark, Irland, Mexiko und Schweden, kann die Unit-Root Hypothese für den konventionellen ADF-Test bei einem Signifikanzniveau von 5 % verworfen werden. In diesen Fällen ist es möglich, dass die Unit-Root Hypothese für den sequentiellen ADF-Test mit strukturellem Bruch nicht verworfen wird, weil der sequentielle ADF-Test beim Nichtvorhandensein eines strukturellen Bruchs nur eine verminderte Aussagekraft hat.

Auch die Dummyvariablen lassen sich ökonomisch interpretieren: Je nach Vorzeichen der Koeffizienten der verschiedenen Dummyvariablen lässt sich eine Mehrheit der 22 OECD-Länder in zwei Gruppen unterscheiden. Die erste Gruppe ist gekennzeichnet durch anfänglich fallende Pro-Kopf Schwefel-Emissionen, erkennbar an einer negativen Summe aus δ und θ , und eine höhere Wachstumsrate der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen nach dem strukturellen Bruch, erkennbar an einem positiven γ . Die zweite Gruppe ist gekennzeichnet durch anfänglich steigende Pro-Kopf Schwefel-Emissionen, erkennbar an einer positiven Summe aus δ und θ , und eine niedrigere Wachstumsrate der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen nach dem strukturellen Bruch, erkennbar an einem negativen γ .³²⁾ Ob die Koeffizienten des Trends und der Dummyvariablen jeweils signifikant sind, kann mittels der üblichen kritischen t-Werte der Standardnormalverteilung festgestellt werden.

Insgesamt kann also genau für die Hälfte der 22 OECD-Länder stochastische Konvergenz der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen während der Zeit von 1900 bis 1990 durch den konventionellen ADF-Test oder durch den sequentiellen ADF-Test mit strukturellem Bruch nachgewiesen werden. Das sequentielle Modell mit strukturellem Bruch verbessert die empirischen Testergebnisse in Hinblick auf Ablehnung der Unit-Root Hypothese deutlich gegenüber dem konventionellen ADF-Test. Die relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen von Australien, Belgien, Finnland, Frankreich, Griechenland, Großbritannien, Italien, Japan, den Niederlande, Portugal und

³²⁾ LI und PAPELL [1999], S. 273.

den U.S.A. konvergieren in dem Zeitraum von 1900 bis 1990 hingegen nicht stochastisch.

Um tatsächlich Zeitreihenkonvergenz der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in den 22 OECD-Ländern nachzuweisen, ist das Konzept der deterministischen Konvergenz aussagekräftiger als das schwache stochastische Konvergenzkonzept. Damit deterministische Konvergenz existiert, muss das Niveau des natürlichen Logarithmus der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen einem stationären Prozess folgen. Die Unit-Root Hypothese ist dabei zu testen, indem man einen strukturellen Bruch im Mittel der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen zulässt. Dafür wird die Gleichung (9) ohne den Trendkoeffizienten, β_t , und ohne die Dummyvariable des Trends, DT_t , geschätzt:

$$\Delta RE_t = \mu + \delta \cdot D(T_B)_t + \theta \cdot DU_t + \alpha \cdot RE_{t-1} + \sum_k c_j \cdot \Delta RE_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (10)$$

wobei alle Variablen wie gehabt definiert sind. Der exakte Zeitpunkt für den strukturellen Bruch und die Länge der Verzögerung der ersten Differenzen wird genauso wie bei dem sequentiellen ADF-Test mit strukturellem Bruch für stochastische Konvergenz ermittelt.

Die Ergebnisse der sequentiellen ADF-Tests für deterministische Konvergenz sind in Darstellung 10 abgebildet.³³⁾ In der zweiten Spalte sind wieder die geschätzten Zeitpunkte des strukturellen Bruchs angegeben. Der strukturelle Bruch im Niveau der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen von Österreich ereignet sich wiederum vor dem Ersten Weltkrieg und der von Belgien zum Ende des Ersten Weltkrieges. Die strukturellen Brüche von Finnland, Mexiko, der Türkei und Kanada erfolgen während der 20er Jahre des 20. Jahrhunderts. In der Schweiz und Frankreich ereignet sich der strukturelle Bruch während des Zweiten Weltkrieges, in den Niederlande, Schweden, Italien, Japan, den U.S.A. und Norwegen im unmittelbaren Anschluss an den Zweiten Weltkrieg.

³³⁾ Die kritischen t-Werte sind wiederum von LI und PAPELL [1999] übernommen.

Darstellung 10: Sequentielle ADF-Tests mit
strukturellem Bruch für deterministische Konvergenz

$\Delta RE_t = \mu + \delta \cdot D(T_B)_t + \theta \cdot DU_t + \alpha \cdot RE_{t-1} + \sum_k c_j \cdot \Delta RE_{t-j} + \varepsilon_t$						
Land	Bruch	α	μ	δ	θ	k
Australien	1951	-0,134 (-3,299)	-0,066 (-2,994)***	-0,152 (-1,721)*	0,122 (3,704)***	0
Belgien	1918	-0,245 (-4,523)*	-0,087 (-3,475)***	-0,316 (-3,101)***	0,108 (3,857)***	0
Dänemark	1977	-0,244 (-3,641)	-0,171 (-3,291)***	-0,022 (-0,123)	0,195 (2,862)***	0
Finnland	1921	-0,082 (-3,210)	-0,307 (-3,079)***	-0,452 (-1,850)*	0,298 (3,398)***	7
Frankreich	1944	-0,215 (-4,701)**	-0,196 (-4,491)***	-0,453 (-3,889)***	0,092 (3,298)***	3
Griechenland	1955	-0,059 (-2,922)	-0,145 (-2,435)**	-0,169 (-1,123)	0,210 (3,574)***	6
Großbritannien	1968	-0,282 (-3,134)	0,173 (2,898)***	0,076 (0,595)	-0,134 (-3,034)***	2
Irland	1957	-0,281 (-4,448)*	-0,348 (-4,361)***	-0,101 (-0,754)	0,143 (3,628)***	1
Italien	1946	-0,145 (-4,322)*	-0,335 (-4,300)***	-0,277 (-2,152)**	0,200 (4,555)***	0
Japan	1946	-0,088 (-4,498)*	-0,188 (-4,159)***	-0,512 (-5,431)***	0,128 (4,704)***	0
Kanada	1926	-0,275 (-5,199)**	0,058 (2,956)***	-0,139 (-1,781)*	0,131 (4,288)***	7
Mexiko	1922	-0,279 (-5,006)**	-0,469 (-4,530)***	-0,720 (-5,147)***	0,153 (3,274)***	0
Neu-Seeland	1974	-0,315 (-4,277)*	-0,233 (-4,247)***	0,149 (1,639)	-0,103 (-3,328)***	0
Niederlande	1945	-0,179 (-3,780)	-0,115 (-3,335)***	-0,316 (-2,750)***	0,116 (3,331)***	0
Norwegen	1949	-0,205 (-3,355)	-0,121 (-2,643)***	0,221 (1,185)	-0,111 (-2,401)**	0
Österreich	1912	-0,371 (-6,099)***	0,242 (3,013)***	0,506 (3,029)***	-0,546 (-4,875)***	7
Portugal	1977	-0,063 (-0,664)	-0,153 (-0,630)	-0,102 (-0,564)	0,186 (2,059)**	4
Schweden	1945	-0,219 (-3,962)	-0,244 (-3,604)***	-0,960 (-4,887)***	0,117 (2,594)***	0
Schweiz	1939	-0,747 (-4,979)**	-0,974 (-4,753)***	0,832 (2,715)***	-0,447 (-4,503)***	5
Spanien	1961	-0,082 (-1,843)	-0,163 (-1,728)*	-0,181 (-1,292)	0,130 (2,203)**	4
Türkei	1923	-0,100 (-1,949)	-0,386 (-1,891)*	-0,135 (-0,370)	0,307 (2,299)**	2
U.S.A.	1948	-0,208 (-3,704)	0,177 (3,651)***	0,036 (0,915)	-0,059 (-3,572)***	3

***: statistisch signifikant zum 1 % Level, **: statistisch signifikant zum 5 % Level, *: statistisch signifikant zum 10 % Level

Kritische t-Werte von α des sequentiellen ADF-Tests

-5,33 bei 1 %, -4,58 bei 5 % und -4,27 bei 10 %.

Die strukturellen Brüche von Australien, Griechenland und Irland erfolgen während der 50er Jahre. In Spanien und Großbritannien ereignet sich der strukturelle Bruch erst in

den 60er Jahren, in Neu-Seeland, Dänemark und Portugal erst in den 70er Jahren, nach der Ölkrise. Insgesamt kann die Unit-Root Hypothese in zehn der 22 OECD-Länder zu Gunsten der Alternative eines stationären Niveaus der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen verworfen werden: Nämlich zum 1 %-Signifikanz-niveau für Österreich, zum 5 %-Signifikanzniveau für Frankreich, Kanada, Mexiko und die Schweiz, und zum 10 %-Signifikanzniveau für Belgien, Irland, Italien, Japan und Neu-Seeland. Weitere acht Länder haben einen t-Wert von α im Betrag größer als 3,1. Ob die Koeffizienten der Dummyvariablen jeweils signifikant sind, kann wieder mittels der üblichen kritischen t-Werte der Standardnormalverteilung festgestellt werden.

Auch für das deterministische Konvergenzkonzept scheint sich die größere Genauigkeit des sequentiellen Testmodells mit strukturellem Bruch, im Vergleich zu den konventionellen ADF-Tests, positiv auf die empirischen Ergebnisse auszuwirken. Für fast die Hälfte der 22 OECD-Länder kann deterministische Konvergenz der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen für den Zeitraum von 1900 bis 1990 nachgewiesen werden. Dies ist ein erkennbarer Hinweis für die Konvergenz der Umweltqualität in den 22 OECD-Ländern, wenngleich auch nicht alle Länder deterministisch konvergieren.

Die Ergebnisse decken sich mit denen von List [1999], der für die zehn US-amerikanischen Environmental Protection Agency (EPA) Regionen im Zeitraum von 1929 bis 1994 eine gewisse Zeitreihenkonvergenz der Stickoxid- und Schwefeldioxid-Emissionen nachweist.³⁴⁾ Damit wird die Konvergenzhypothese der neoklassischen Wachstumstheorie gestärkt und die empirischen Ergebnisse vorhergegangener Forschungsarbeiten bestätigt. Nicht nur die Pro-Kopf Einkommen, sondern auch die Umweltqualität – und damit das Wohlstandsniveau im weiteren Sinne – scheinen in den OECD-Ländern tatsächlich zu konvergieren. Die Ergebnisse von List sind allerdings in dem Punkt zu kritisieren, dass er in seiner Arbeit nicht zwischen dem stochastischen und dem deterministischen Konvergenzkonzept differenziert.

³⁴⁾ LIST [1999], S. 154.

IV. ZUSAMMENFASSENDE BETRACHTUNG

Das neoklassische Wachstumsmodell von Solow [1956] sagt die Konvergenz des Wohlstandes von Ländern und Regionen vorher. Empirische Arbeiten der letzten Jahre haben gezeigt, dass die Volkseinkommen Pro-Kopf bedingt konvergieren. Dabei wurden unterschiedliche Definitionen und empirische Testmethoden, wie die σ - und β -Konvergenz als Querschnittsbetrachtung und die stochastische und deterministische Konvergenz als Zeitreihenbetrachtung, angewandt. Ob allerdings die Konvergenz der Einkommen gleichzusetzen ist mit einer Angleichung der Lebensstandards in den betrachteten Ökonomien, wurde dadurch nicht abschließend beantwortet, weil der Wohlstandsbegriff dabei alleine auf das Bruttoinlandsprodukt reduziert worden ist. Eine breitere Definition von Wohlstand, welche auch den Verbrauch von natürlichen Ressourcen und die Verschmutzung der Umwelt als Wohlstandsindikator mitberücksichtigt, wirft die Frage auf, ob auch die Umweltqualität in den Ökonomien konvergiert, oder ob die höheren Wachstumsraten ärmerer Länder auf Kosten der Umwelt erkaufte werden und der Lebensstandard damit in Wirklichkeit vielleicht divergiert.

List [1999] zeigt empirisch, dass auch die Umweltqualität, gemessen an der Luftverschmutzung, in den U.S.A. konvergiert und widerlegt damit die Mutmaßung, dass höheres Wachstum zu Lasten der Umweltqualität gehen muss. Die vorliegende Arbeit folgt dem Ansatz und den empirischen Testmethoden von List. Anhand eines Paneldatensatzes der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen von 22 OECD-Ländern im Zeitraum von 1900 bis 1990 wird getestet, ob dieser Indikator der Umweltqualität konvergiert. Dabei werden die Daten sowohl im Querschnitt, wie auch in einer Zeitreihenanalyse auf die Konvergenzhypothese hin überprüft. Als erstes wird mittels der Standardabweichung der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen der gesamten Ländergruppe getestet, ob σ -Konvergenz der Pro-Kopf Emissionen existiert. Die über den Zeitraum von 90 Jahren abnehmende Streuung der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen ist ein deutlicher Nachweis für die σ -Konvergenz der Umweltqualität in den 22 OECD-Ländern. Als zweites wird getestet, ob auch (absolute) β -Konvergenz zu beobachten ist. Dafür wird eine einfache Regression der durchschnittlichen, jährlichen Wachstumsrate

der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen zwischen 1900 und 1990 mit dem natürlichen Logarithmus des Niveaus der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen im Anfangsjahr 1900 geschätzt. Der geschätzte β -Koeffizient ist signifikant negativ. Damit ist für die 22 OECD-Länder über den betrachteten Zeitraum auch die (absolute) β -Konvergenz der Umweltqualität nachgewiesen. Die Ergebnisse der Querschnittsanalyse unterstützen also eindeutig die Konvergenzhypothese in den 22 OECD-Ländern. Als nächstes wird getestet, ob stochastische und deterministische Konvergenz der Pro-Kopf Emissionen nachgewiesen werden kann. Das heißt, die Unit-Root Hypothese muss für den natürlichen Logarithmus der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen verworfen werden können. Sowohl mittels konventioneller ADF-Tests, wie auch mittels sequentieller ADF-Tests mit einem strukturellen Bruch wird die Unit-Root Hypothese getestet. Die empirischen Ergebnisse der Unit-Root-Tests liefern einen erkennbaren Hinweis, dass die Pro-Kopf Emissionen in einem Teil der 22 OECD-Länder konvergiert sind. Bei einer kombinierten Betrachtung der Ergebnisse der konventionellen ADF-Tests und der sequentiellen ADF-Tests mit strukturellem Bruch kann die Unit-Root Hypothese für elf der 22 OECD-Länder zu Gunsten der Alternative eines stationären Trends der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen, und damit dem Vorhandensein von stochastischer Konvergenz der Umweltqualität, verworfen werden. Für zehn der 22 OECD-Länder kann die Unit-Root Hypothese zu Gunsten der Alternative eines stationären Niveaus der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen verworfen und damit die deterministische Konvergenz der Umweltqualität nachgewiesen werden. Es wird außerdem deutlich, dass der Zweite Weltkrieg eine der Hauptursachen für die strukturellen Brüche in der Entwicklung der relativen Pro-Kopf Schwefel-Emissionen in Europa – einschließlich Japan – darstellt. Insgesamt ist die empirische Evidenz der Konvergenz der Umweltqualität in den 22 OECD-Ländern in der Zeitreihenuntersuchung weniger eindeutig als in der Querschnittsuntersuchung. Aber trotzdem kann man von einer zufriedenstellenden Bestätigung der Konvergenzhypothese – vergleichbar mit den empirischen Ergebnissen von List [1999] für die U.S.A. – sprechen. Es kann also auch im Ländervergleich der OECD das Ergebnis der Einkommenskonvergenz durch die Konvergenz der Umweltqualität gestärkt werden – und damit von einer wirklichen Konvergenz des Lebensstandards in den OECD-Ländern ausgegangen werden.

Für zukünftige empirische Untersuchungen wäre es interessant, auch noch andere Indikatoren für die Umweltqualität, zum Beispiel Kohlendioxid-Emissionen, zu betrachten. Die Luftverschmutzung – in diesem Fall die Schwefel-Emissionen – sind aber nur eine von vielen denkbaren Proxyvariablen für den Umweltverbrauch eines Landes. Die Ausgaben eines Landes für Umweltschutzmaßnahmen oder der Energieverbrauch eines Landes zum Beispiel kämen dafür genauso in Frage. Außerdem wäre es interessant, die Konvergenzanalyse der Umweltqualität auf einen weltweiten Ländervergleich auszudehnen, der eine noch größere und heterogenere Ländergruppe umfasst und auch Schwellen- und Entwicklungsländer umfasst. Ebenso wäre es möglich, noch weitere, genauere Unit-Root Testmethoden³⁵⁾ für die empirische Konvergenzanalyse der Daten zu verwenden, um die Ergebnisse zu überprüfen.

³⁵⁾ Zum Beispiel den sogenannten Minimum Lagrange Multiplikator Unit-Root-Test, wie er von LEE und STRAZICICH [1999] entwickelt worden ist, der mehr als nur einen einzigen strukturellen Bruch in der Datenreihe eines Landes zulässt.

L I T E R A T U R V E R Z E I C H N I S

- B A R R O, Robert J., 1991: Economic Growth in a Cross Section of Countries, in: Quarterly Journal of Economics 106: 407-443.
- B A R R O, Robert J. und S A L A - I - M A R T I N, Xavier, 1991: Convergence across States and Regions, in: Brookings Papers on Economic Activity 1: 107-182.
- B A R R O, Robert J. und S A L A - I - M A R T I N, Xavier, 1992: Convergence, in: Journal of Political Economy 100: 223-251.
- B E R N A R D, Andrew B. und D U R L A U F, Steven N., 1995: Convergence in International Output, in: Journal of Applied Econometrics 10: 97-108.
- B E R N A R D, Andrew B. und D U R L A U F, Steven N., 1996: Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis, in: Journal of Econometrics 71: 161-173.
- C A R L I N O, Gerald und M I L L S, Leonard, 1993: Are U.S. Regional Economies Converging? A Time Series Analysis, in: Journal of Monetary Economics 32: 335-346.
- L E E, Junsoo und S T R A Z I C I C H, Mark C., 1999: Minimum LM Unit Root Tests, Department of Economics, University of Central Florida Working Paper Series.
- L E F O H N, S. Allen, H U S A R, D. Janja und H U S A R, B. Rudolf, 1999: Estimating Historical Anthropogenic Global Sulfur Emission Patterns for the Period 1850-1990, in: Atmospheric Environment 33: 3435-3444.
- L I, Qing und P A P E L L, David, 1999: Convergence of International Output - Time Series Evidence for 16 OECD Countries, in: International Review of Economics and Finance 8: 267-280.
- L I S T, John A., 1999: Have Air Pollutant Emissions Converged Among U.S. Regions? Evidence from Unit Root Tests, in: Southern Economic Journal 66: 144-155.
- M A D D I S O N, Angus, 1995: Monitoring the World Economy 1820-1992, Development Centre Studies, OECD, Paris 1999.
- M A N K I W, N. Gregory, R O M E R, David und W E I L, David N., 1992: A Contribution to the Empirics of Economic Growth, in: Quarterly Journal of Economics 429: 407-437.

- R A F F L E N B E U L - S C H A U B, Claudius, 2000: Empirical Evidence on the Neoclassical Growth Model, Seminararbeit, Wachstums- und Regionalökonomie, Seminar für Internationale Wirtschaftsbeziehungen der Ludwig-Maximilians-Universität München.
- S A L A - I - M A R T I N, Xavier, 1996: The Classical Approach to Convergence Analysis, in: The Economic Journal 106: 1019-1036.
- S O L O W, Robert M., 1956: A Contribution to the Theory of Economic Growth, in: Quarterly Journal of Economics 70: 65-94.
- Z I V O T, Eric und A N D R E W S, Donald, 1992: Further Evidence on the Great Crash, Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis, in: Journal of Business and Economic Statistics 10: 251-270.

A N H A N G

Pro-Kopf Schwefel-Emissionen der 22 betrachteten OECD-Länder (in Tonnen)

Jahr	Australien	Belgien	Dänemark	Finnland	Frankreich	Griechenland
1900	0,02367856	0,02741011	0,01051472	0,00150059	0,01197213	0,00098118
1901	0,02480986	0,02532333	0,01084323	0,00115979	0,01156449	0,00100358
1902	0,02288063	0,02619383	0,01092907	0,00111352	0,01090986	0,00094069
1903	0,02384604	0,02794732	0,01129087	0,00132188	0,01177742	0,00102770
1904	0,02517093	0,02831229	0,01211864	0,00134387	0,01152010	0,00100442
1905	0,02790470	0,02844970	0,01170078	0,00143503	0,01156325	0,00095017
1906	0,02881361	0,03232538	0,01266831	0,00149638	0,01287296	0,00095451
1907	0,03391655	0,03252555	0,01143651	0,00198499	0,01377079	0,00114478
1908	0,03358830	0,02974443	0,01384250	0,00288362	0,01377512	0,00145646
1909	0,03065281	0,03188667	0,01502125	0,00261900	0,01407958	0,00130850
1910	0,03487275	0,03392582	0,01370551	0,00220786	0,01406691	0,00147522
1911	0,03604589	0,03477013	0,01451240	0,00263316	0,01476797	0,00167417
1912	0,03710779	0,03643544	0,01700994	0,00293695	0,01477652	0,00191673
1913	0,03656741	0,03770065	0,01763669	0,00329326	0,01635051	0,00217596
1914	0,03167460	0,02790849	0,01764964	0,00164200	0,01147833	0,00212570
1915	0,02762440	0,02399321	0,01898734	0,00067107	0,01094761	0,00208878
1916	0,02566470	0,02573721	0,01837233	0,00080063	0,01187693	0,00213737
1917	0,02576333	0,02270459	0,01099281	0,00072711	0,01278513	0,00215943
1918	0,02621735	0,02029342	0,01109047	0,00083947	0,01187664	0,00215036
1919	0,01659132	0,02394346	0,01229867	0,00099883	0,01335913	0,00203587
1920	0,02036094	0,02694740	0,01497448	0,00104699	0,01852312	0,00201787
1921	0,01855424	0,02762055	0,01278686	0,00102362	0,01503796	0,00198797
1922	0,01987784	0,02912358	0,01776793	0,00173057	0,01797470	0,00190494
1923	0,02205447	0,03889827	0,01960933	0,00303905	0,01986643	0,00209862
1924	0,02133439	0,04078054	0,02225250	0,00340783	0,02123514	0,00245448
1925	0,02091326	0,04141597	0,01875188	0,00322267	0,01985559	0,00284818
1926	0,01983381	0,03892834	0,01720527	0,00282335	0,01940943	0,00258321
1927	0,02101067	0,04549667	0,02134428	0,00463056	0,02020005	0,00297077
1928	0,01955352	0,04312080	0,01942376	0,00508641	0,01975447	0,00283576
1929	0,01880350	0,04817388	0,02307154	0,00628410	0,02219406	0,00303544
1930	0,01782639	0,04587510	0,02149193	0,00541627	0,02230546	0,00317046
1931	0,01525724	0,04013065	0,02154161	0,00622330	0,01981871	0,00296258
1932	0,01731307	0,03189476	0,02054400	0,00640863	0,01727441	0,00305194
1933	0,01752733	0,03306022	0,02022670	0,00668774	0,01801298	0,00299818
1934	0,01763734	0,03379849	0,02093645	0,00830396	0,01804821	0,00311001
1935	0,01867398	0,03176331	0,02127802	0,00904836	0,01733477	0,00287025
1936	0,02035993	0,03320933	0,02252190	0,01055132	0,01760612	0,00329864
1937	0,02245882	0,04037378	0,02288353	0,01272419	0,01980356	0,00357449
1938	0,02316841	0,03437754	0,02094431	0,01098659	0,01789312	0,00302703
1939	0,02424994	0,03656658	0,02517842	0,01072072	0,01758888	0,00303227
1940	0,02362611	0,03323122	0,01600126	0,00811346	0,01220528	0,00299116
1941	0,02518931	0,03554393	0,01603243	0,00989598	0,01007151	0,00279259
1942	0,02487516	0,03489287	0,01567846	0,00959261	0,01052778	0,00296699
1943	0,02331660	0,03465296	0,01961729	0,01185522	0,01111338	0,00290765

Jahr	Australien	Belgien	Dänemark	Finnland	Frankreich	Griechenland
1944	0,02310960	0,02508495	0,01912030	0,00899215	0,00734643	0,00262197
1945	0,02112632	0,02828322	0,01174648	0,00530188	0,00961381	0,00239985
1946	0,02148673	0,03652516	0,02174643	0,00844811	0,01524356	0,00235670
1947	0,02167540	0,03953613	0,02708495	0,01190808	0,01809277	0,00230674
1948	0,02208456	0,03787116	0,02181589	0,01586073	0,01893366	0,00213226
1949	0,02185821	0,03473241	0,02331883	0,01068724	0,02140253	0,00230869
1950	0,02340193	0,02671944	0,01362519	0,00885742	0,01837266	0,00159304
1951	0,02312808	0,03341153	0,01907851	0,01256843	0,02194331	0,00185770
1952	0,02415305	0,03488379	0,01739886	0,01294226	0,02287703	0,00174275
1953	0,02557408	0,03451872	0,01444428	0,01115350	0,02108508	0,00190075
1954	0,02841665	0,03498382	0,01453735	0,01155449	0,02171623	0,00214723
1955	0,03257472	0,03549043	0,01745189	0,01354197	0,02130235	0,00240528
1956	0,03592132	0,04012230	0,01424310	0,01459812	0,02368697	0,00233078
1957	0,03654831	0,04026561	0,01631610	0,01684248	0,02356566	0,00265543
1958	0,03834159	0,03974011	0,01407435	0,01658788	0,02275217	0,00290586
1959	0,03924320	0,03530603	0,01371758	0,01831809	0,02134965	0,00498124
1960	0,04153398	0,03299765	0,01701259	0,01957697	0,02062500	0,00608276
1961	0,03964439	0,03238226	0,01726177	0,01956785	0,02026260	0,00582662
1962	0,04100388	0,03317440	0,01917213	0,01969576	0,01994187	0,00599470
1963	0,04280932	0,04088725	0,02081841	0,01967771	0,02116865	0,00681528
1964	0,04087118	0,03995374	0,02063814	0,02011829	0,02170025	0,00691972
1965	0,04011221	0,03930417	0,01957514	0,01969261	0,02160772	0,00868534
1966	0,04144331	0,03653469	0,02116844	0,01819806	0,02140143	0,00872897
1967	0,04168110	0,03531504	0,02170101	0,02007253	0,02221131	0,00962491
1968	0,04263115	0,03881840	0,02194872	0,02191574	0,02144908	0,00989795
1969	0,04261988	0,03956259	0,02152256	0,02386691	0,02146014	0,01103535
1970	0,04222626	0,04053287	0,02162784	0,02970921	0,02274972	0,01260072
1971	0,03682832	0,03661144	0,01791113	0,02711156	0,02193337	0,01610952
1972	0,03841095	0,03957473	0,01661764	0,02598739	0,02136336	0,01746203
1973	0,03811517	0,03989406	0,01810077	0,02673553	0,02246460	0,02397084
1974	0,04025446	0,03969673	0,02003423	0,02998838	0,02365069	0,02230100
1975	0,04063789	0,03427070	0,01949219	0,02978396	0,02091182	0,02572927
1976	0,04324407	0,03364788	0,01838503	0,02796316	0,02157625	0,02965922
1977	0,04513658	0,03831729	0,02182313	0,03360521	0,02263912	0,02899196
1978	0,04329595	0,03488375	0,02208974	0,03103152	0,02150639	0,02844874
1979	0,04409769	0,03899394	0,02684890	0,03472464	0,02383261	0,03247250
1980	0,04110464	0,04162313	0,03197397	0,03636538	0,02403959	0,03049616
1981	0,04381023	0,03837272	0,03491923	0,03654165	0,02101021	0,03560538
1982	0,04780044	0,03463394	0,02959316	0,03008695	0,01657497	0,03416335
1983	0,04576258	0,02642733	0,02548004	0,02742311	0,01343152	0,03733604
1984	0,04229635	0,02780690	0,02792416	0,02326383	0,01400927	0,03895872
1985	0,04118593	0,02649575	0,03377139	0,02644694	0,01254118	0,04110810
1986	0,04240636	0,02754330	0,03221176	0,02719884	0,01200541	0,04368831
1987	0,04605684	0,02801293	0,03157088	0,02619633	0,01121101	0,04950730
1988	0,04015336	0,02923196	0,02828651	0,02404406	0,01050513	0,05202429
1989	0,04790157	0,03156266	0,02938239	0,02447055	0,01108069	0,05471204
1990	0,05005459	0,03329488	0,02693480	0,02538524	0,01103989	0,05451224
Δ90%	0,831716 %	0,216102 %	1,045159 %	3,142568 %	-0,090073 %	4,463810 %

Jahr	Großbritannien	Irland	Italien	Japan	Kanada	Mexiko
1900	0,07351710	0,00815921	0,00274680	0,00173780	0,02184292	0,00291921
1901	0,07128782	0,00838368	0,00265470	0,00198939	0,02602657	0,00444560
1902	0,07340527	0,00850526	0,00280518	0,00212750	0,02651533	0,00473283
1903	0,07340167	0,00872783	0,00292975	0,00226408	0,02837050	0,00551724
1904	0,07312122	0,00897117	0,00299704	0,00230577	0,03169126	0,00592951
1905	0,07348147	0,00915635	0,00319829	0,00247497	0,03417507	0,00707657
1906	0,07547859	0,00940460	0,00367887	0,00270455	0,03577670	0,00661168
1907	0,07819610	0,00973223	0,00394163	0,00285428	0,03559146	0,00643997
1908	0,07558472	0,00988330	0,00392299	0,00299514	0,04083429	0,00602280
1909	0,07560102	0,01000372	0,00411379	0,00310819	0,03853335	0,00716471
1910	0,07556374	0,01015405	0,00412654	0,00322901	0,04167134	0,00674433
1911	0,07681787	0,01040371	0,00418540	0,00352000	0,04583269	0,00992923
1912	0,07261699	0,01057585	0,00437137	0,00395117	0,05102736	0,00863068
1913	0,07916508	0,01087806	0,00471734	0,00420764	0,05778121	0,00566287
1914	0,07611375	0,01110322	0,00427495	0,00429872	0,04910601	0,00356298
1915	0,07667452	0,01161296	0,00361075	0,00412908	0,04813879	0,00528533
1916	0,07921538	0,01202405	0,00365827	0,00493648	0,05994642	0,00679361
1917	0,07827581	0,01251563	0,00264163	0,00543828	0,06625591	0,00778933
1918	0,07304279	0,01270659	0,00310821	0,00517604	0,06979857	0,01058515
1919	0,07157417	0,01276338	0,00306617	0,00523342	0,05493796	0,00863096
1920	0,07334448	0,01354710	0,00312410	0,00473684	0,05657422	0,00889693
1921	0,04965391	0,01264157	0,00337362	0,00406861	0,04694582	0,00623876
1922	0,06603162	0,01322644	0,00381133	0,00415282	0,03888316	0,00377447
1923	0,06981447	0,01367257	0,00405770	0,00433000	0,05750604	0,00801833
1924	0,07266532	0,01363680	0,00470474	0,00447566	0,04950752	0,00725347
1925	0,06801749	0,01222572	0,00436025	0,00460608	0,04810332	0,01025372
1926	0,03773554	0,00942009	0,00465713	0,00454612	0,04552753	0,01196974
1927	0,07014440	0,01301836	0,00529665	0,00468458	0,05363660	0,01273072
1928	0,06526445	0,01256995	0,00471043	0,00466527	0,05722455	0,01296404
1929	0,06862404	0,01295573	0,00538547	0,00475923	0,06359049	0,01335999
1930	0,06539916	0,01321684	0,00477244	0,00447015	0,06355151	0,01080945
1931	0,06082229	0,01239131	0,00388332	0,00402855	0,05068683	0,00869041
1932	0,05823248	0,01200942	0,00314765	0,00390206	0,04387963	0,00604954
1933	0,05745969	0,01183774	0,00336501	0,00421094	0,04810451	0,00666319
1934	0,06179270	0,01207328	0,00436233	0,00447052	0,05751822	0,00910088
1935	0,06234066	0,01154415	0,00492258	0,00457512	0,05869612	0,00836047
1936	0,06555026	0,01241354	0,00334099	0,00485429	0,06230791	0,00724031
1937	0,06732750	0,01278657	0,00462289	0,00507014	0,07192427	0,00917713
1938	0,06414869	0,01245182	0,00454041	0,00534367	0,06877591	0,01077482
1939	0,06453652	0,01554006	0,00484054	0,00554710	0,07536342	0,00985479
1940	0,06742353	0,01483708	0,00506896	0,00594111	0,07997260	0,01054556
1941	0,06620659	0,00875304	0,00444616	0,00582829	0,08703334	0,01003308
1942	0,06589483	0,00689094	0,00436818	0,00565651	0,08908639	0,01036285
1943	0,06342134	0,00688167	0,00378917	0,00591779	0,09004400	0,01159076
1944	0,06155319	0,00552492	0,00296754	0,00555891	0,08770916	0,01009788
1945	0,05800815	0,00646606	0,00258866	0,00295112	0,07882065	0,01110351
1946	0,06027659	0,00843787	0,00241629	0,00199306	0,07509052	0,01076247
1947	0,06322862	0,01007931	0,00425527	0,00260761	0,08176924	0,01154435

Jahr	Großbritannien	Irland	Italien	Japan	Kanada	Mexiko
1948	0,06368143	0,01001369	0,00377098	0,00309040	0,08358558	0,01118160
1949	0,06502264	0,00920099	0,00392032	0,00341629	0,07447836	0,01008748
1950	0,06636348	0,01092536	0,00428363	0,00368988	0,07597583	0,01245409
1951	0,07250569	0,01216095	0,00602003	0,00438159	0,08016979	0,01300954
1952	0,07316057	0,01067702	0,00599189	0,00468734	0,07471368	0,01186129
1953	0,07264147	0,00986650	0,00672516	0,00527506	0,07032139	0,01170640
1954	0,07348144	0,00968887	0,00742950	0,00509527	0,06957633	0,01191298
1955	0,07539158	0,01067204	0,00804361	0,00512088	0,07080757	0,01182591
1956	0,07468415	0,00934705	0,00839607	0,00582541	0,07603331	0,01106858
1957	0,07388222	0,00907131	0,00855939	0,00653238	0,06947766	0,01043757
1958	0,07220040	0,00952419	0,00800060	0,00632352	0,05826044	0,01027616
1959	0,06960396	0,01307009	0,00801250	0,00662046	0,06059753	0,00988821
1960	0,06582407	0,01536510	0,00877218	0,00777385	0,06140589	0,00946972
1961	0,06449607	0,01542777	0,00924082	0,00859654	0,06614162	0,00871914
1962	0,06625636	0,01290582	0,00999051	0,00895876	0,05767838	0,00829598
1963	0,06435819	0,01334112	0,01088441	0,00957977	0,05734427	0,00838178
1964	0,06407588	0,01238879	0,01115291	0,01005735	0,05910556	0,00778711
1965	0,06262026	0,01233434	0,01221433	0,01033627	0,06131538	0,00783709
1966	0,05906804	0,01294352	0,01329941	0,01123922	0,05856779	0,00778139
1967	0,05926149	0,01648469	0,01442491	0,01264740	0,06388610	0,00804149
1968	0,05724700	0,01659258	0,01490640	0,01374446	0,06407376	0,00819119
1969	0,05336819	0,01752795	0,01502972	0,01482903	0,05895268	0,00807019
1970	0,05166821	0,01825460	0,01639067	0,01633395	0,06363628	0,00803802
1971	0,05329792	0,01711787	0,01576320	0,01635376	0,06557347	0,00747535
1972	0,04542893	0,01522053	0,01529365	0,01665044	0,06766743	0,00759875
1973	0,04801190	0,01440459	0,01600020	0,01822258	0,06960746	0,00785992
1974	0,04354864	0,01501104	0,01644761	0,01875908	0,06910134	0,00923589
1975	0,04639721	0,01269627	0,01348843	0,01743369	0,06593474	0,00944080
1976	0,04395639	0,00926766	0,01315711	0,01630402	0,06225672	0,00973207
1977	0,04224271	0,01280895	0,01447564	0,01769215	0,06568974	0,01087012
1978	0,04143677	0,01290102	0,01377280	0,01611956	0,05670153	0,01110049
1979	0,04101062	0,01668939	0,01483531	0,01682025	0,05991850	0,01196268
1980	0,04264185	0,01663328	0,01438882	0,01710023	0,06283872	0,01483293
1981	0,03854150	0,01103305	0,01426701	0,01606263	0,05905840	0,01576169
1982	0,03695463	0,01144405	0,01237484	0,01398730	0,05150150	0,01456880
1983	0,03512287	0,01252305	0,00973124	0,01242860	0,04890973	0,01229948
1984	0,01829015	0,01289770	0,01004348	0,01319875	0,05454103	0,01322300
1985	0,03079708	0,01400108	0,00977367	0,01234295	0,05178821	0,01295930
1986	0,03449386	0,01609397	0,00985645	0,01205554	0,04881938	0,01136817
1987	0,03349573	0,01664538	0,00981279	0,01160815	0,05413032	0,01237982
1988	0,03353117	0,01831436	0,00938965	0,01223507	0,05463507	0,01204567
1989	0,03267409	0,01871584	0,00965188	0,01255223	0,05082395	0,01189365
1990	0,03070088	0,01811103	0,01004846	0,01277812	0,05134964	0,01193570
Δ90%	-0,970252 %	0,885971 %	1,441093 %	2,216796 %	0,949757 %	1,564690 %

Jahr	Neu-Seeland	Niederlande	Norwegen	Österreich	Portugal	Schweden
1900	0,01541000	0,01384221	0,01394604	0,04981565	0,00247527	0,00891672
1901	0,01693045	0,01333981	0,01342540	0,05067692	0,00242143	0,00822609
1902	0,01836514	0,01298414	0,01421084	0,04891931	0,00258955	0,00844197
1903	0,01863340	0,01367803	0,01431153	0,04927448	0,00252303	0,00922911
1904	0,01958989	0,01438959	0,01438347	0,05056040	0,00256372	0,00972811
1905	0,01963995	0,01455034	0,01452520	0,05176685	0,00249061	0,00950305
1906	0,02081606	0,01574053	0,01492304	0,05612344	0,00283742	0,01061877
1907	0,02152110	0,01627761	0,01640957	0,06420347	0,00309391	0,01209465
1908	0,02129438	0,01631578	0,01841405	0,07895311	0,00306589	0,01273372
1909	0,02127843	0,01693092	0,01850724	0,06513313	0,00307963	0,01164600
1910	0,02398391	0,01749626	0,01891031	0,07662427	0,00309574	0,01194811
1911	0,02209835	0,01840338	0,01930782	0,06721658	0,00299489	0,01146773
1912	0,02276255	0,02059838	0,02106604	0,06948398	0,00343797	0,01266091
1913	0,01920769	0,02273069	0,02138797	0,02807426	0,00365732	0,01432793
1914	0,02273622	0,02099270	0,02306815	0,02159974	0,00323568	0,01347423
1915	0,02190302	0,01979046	0,02489569	0,02899687	0,00300320	0,01362318
1916	0,02233124	0,01792420	0,02406313	0,02482495	0,00292541	0,01453519
1917	0,02052207	0,01404148	0,01500127	0,02246955	0,00178361	0,00616166
1918	0,02012738	0,01178443	0,01700666	0,01951235	0,00130012	0,00724251
1919	0,01768715	0,01834548	0,01904579	0,01720777	0,00233384	0,00706428
1920	0,01701047	0,01854241	0,01956361	0,01429246	0,00234062	0,01004059
1921	0,01624465	0,01768788	0,01459349	0,01689922	0,00220763	0,00543722
1922	0,01632136	0,02038311	0,02073601	0,01635650	0,00290514	0,00899919
1923	0,01702586	0,02006565	0,02153620	0,01586049	0,00269728	0,01104583
1924	0,01768181	0,02203998	0,02309214	0,01751919	0,00292663	0,01289905
1925	0,01753993	0,02237400	0,02227170	0,01622603	0,00288890	0,01137069
1926	0,01818883	0,02181152	0,01935174	0,01505090	0,00269132	0,01011957
1927	0,01890048	0,02381160	0,02259081	0,01638421	0,00322348	0,01439376
1928	0,01923010	0,02412183	0,02347527	0,01687448	0,00320383	0,01267161
1929	0,01979066	0,02576358	0,02667613	0,01903160	0,00349154	0,01556044
1930	0,01955906	0,02509390	0,02500065	0,01497154	0,00370042	0,01506548
1931	0,01637398	0,02699262	0,01982898	0,01378467	0,00310628	0,01477951
1932	0,01386215	0,02461940	0,02415761	0,01167551	0,00231494	0,01511311
1933	0,01359574	0,02253002	0,02614875	0,01109722	0,00266325	0,01614151
1934	0,01526811	0,02227608	0,02690376	0,01053092	0,00265486	0,01732353
1935	0,01572687	0,02067955	0,02683528	0,01056762	0,00278492	0,01807293
1936	0,01566572	0,02202024	0,02842934	0,01023898	0,00257484	0,01974815
1937	0,01653292	0,02406675	0,02957318	0,01151336	0,00302707	0,02220591
1938	0,01596066	0,02320026	0,02744537	0,01133610	0,00244849	0,02009441
1939	0,01659115	0,02471544	0,03165315	0,01234165	0,00303682	0,02424029
1940	0,01773333	0,02368092	0,01988756	0,01260990	0,00242101	0,01588546
1941	0,01867988	0,02558364	0,01784026	0,01235614	0,00233154	0,01373292
1942	0,01886351	0,02418045	0,01706439	0,01240628	0,00199541	0,01255139
1943	0,01970470	0,02472546	0,01850318	0,01268982	0,00199909	0,01458690
1944	0,01958514	0,01883660	0,01640145	0,01253634	0,00211772	0,01160211
1945	0,01938606	0,01441427	0,01178065	0,00894608	0,00213736	0,00469806
1946	0,01835165	0,01945018	0,01940589	0,00959351	0,00244724	0,01475410
1947	0,01769784	0,02290443	0,02566190	0,01398199	0,00356960	0,02097983

Jahr	Neu-Seeland	Niederlande	Norwegen	Österreich	Portugal	Schweden
1948	0,01750543	0,02289348	0,02449234	0,01795305	0,00309450	0,02427268
1949	0,01739329	0,02467515	0,02262528	0,01885571	0,00311120	0,02070910
1950	0,01522463	0,02968133	0,00936509	0,01537660	0,00234156	0,01390611
1951	0,01341026	0,03310474	0,01229905	0,01768398	0,00235006	0,01582464
1952	0,01493579	0,03401034	0,00819239	0,01658222	0,00229275	0,01461687
1953	0,01340172	0,03382581	0,00773012	0,01608292	0,00184375	0,01239958
1954	0,01358462	0,03603607	0,00706714	0,01779524	0,00255674	0,01173550
1955	0,01317500	0,03804851	0,00749272	0,02009970	0,00288799	0,01268750
1956	0,01324380	0,04062411	0,00712575	0,02115076	0,00300923	0,01157149
1957	0,01297465	0,03904735	0,00672768	0,02176459	0,00336924	0,01217703
1958	0,01313897	0,03584865	0,00569799	0,01851003	0,00313617	0,01014302
1959	0,01331107	0,03391854	0,00539175	0,01696684	0,00302689	0,01031053
1960	0,01406282	0,03661225	0,00593813	0,01741592	0,00294743	0,01084815
1961	0,01344213	0,03534399	0,00936910	0,01621290	0,00292208	0,01040263
1962	0,01146311	0,03664720	0,01081165	0,01677741	0,00278003	0,01021832
1963	0,01202834	0,03770647	0,01068463	0,01848605	0,00302988	0,01003715
1964	0,01544482	0,03728157	0,01127806	0,01783803	0,00295802	0,01066112
1965	0,01747946	0,03506366	0,01086205	0,01670711	0,00299355	0,00981538
1966	0,01749974	0,03354808	0,01050076	0,01612659	0,00293316	0,00975761
1967	0,01606502	0,03270214	0,01115922	0,01506208	0,00289487	0,01141932
1968	0,01527932	0,03245639	0,01449385	0,01507475	0,00290049	0,01385612
1969	0,01541919	0,03425614	0,01496265	0,01428518	0,00300660	0,01486007
1970	0,01499021	0,03621365	0,01654400	0,01569084	0,00361303	0,01586995
1971	0,01420731	0,03231912	0,01512776	0,01527056	0,00324000	0,01542455
1972	0,01439129	0,03285286	0,01590530	0,01596567	0,00368995	0,01422427
1973	0,01511712	0,03423725	0,01668465	0,01617162	0,00376785	0,01416351
1974	0,01612954	0,03312966	0,01770355	0,01662123	0,00472633	0,01607359
1975	0,01474390	0,02803970	0,01677738	0,01531451	0,00440226	0,01661780
1976	0,01374779	0,02945982	0,01927899	0,01522061	0,00423793	0,01854496
1977	0,01339257	0,02951438	0,01975863	0,01463413	0,00465236	0,01894607
1978	0,01170775	0,02618557	0,01854533	0,01491925	0,00444332	0,01927126
1979	0,01142580	0,02886524	0,01863580	0,01622078	0,00579417	0,02048048
1980	0,01258565	0,02772695	0,01782954	0,01500762	0,00619643	0,02293264
1981	0,01119977	0,02332740	0,01438677	0,01667566	0,00546859	0,02094330
1982	0,01020560	0,02094975	0,01272631	0,01539274	0,00503433	0,01975198
1983	0,00976225	0,01898727	0,00927485	0,01331703	0,00461425	0,02083609
1984	0,00943979	0,02262816	0,00955257	0,01438104	0,00452778	0,02210059
1985	0,00773494	0,02040426	0,00877493	0,01405512	0,00516083	0,02347665
1986	0,00823648	0,02191731	0,00912193	0,01281497	0,00592327	0,02376872
1987	0,00994366	0,02329187	0,00975756	0,01297185	0,00702482	0,02281540
1988	0,00984129	0,02408238	0,00688743	0,01164789	0,00762651	0,02128095
1989	0,01046182	0,02354328	0,00675287	0,01137337	0,01497283	0,02074410
1990	0,00978020	0,02447952	0,00876381	0,01214088	0,01971062	0,02089022
Δ90%	-0,505174 %	0,633460 %	-0,516183 %	-1,568612 %	2,305341 %	0,945948 %

Jahr	Schweiz	Spanien	Türkei	U.S.A.	Gesamt
1900	0,00832591	0,00414077	0,00058235	0,06412833	0,02826206
1901	0,00751686	0,00443399	0,00070507	0,06794357	0,02907671
1902	0,00743033	0,00454026	0,00082616	0,06934032	0,02970406
1903	0,00798900	0,00451135	0,00009520	0,08015698	0,03258547
1904	0,00835851	0,00471712	0,00109097	0,07788890	0,03231991
1905	0,00879195	0,00484419	0,00123857	0,08517576	0,03444852
1906	0,00954758	0,00495772	0,00126590	0,08777320	0,03591747
1907	0,01114482	0,00492458	0,00153402	0,09846868	0,03936282
1908	0,01098291	0,00533457	0,00157951	0,08491008	0,03629652
1909	0,01088752	0,00553263	0,00137597	0,09286663	0,03823070
1910	0,01035028	0,00551647	0,00142234	0,09815876	0,04007769
1911	0,01141810	0,00555968	0,00145194	0,09566241	0,03992159
1912	0,01154697	0,00637332	0,00149103	0,10125261	0,04131315
1913	0,01226355	0,00647507	0,00167047	0,10546411	0,04292920
1914	0,01111387	0,00538398	0,00130392	0,09373968	0,03850188
1915	0,01203777	0,00555586	0,00097509	0,09752272	0,03959698
1916	0,01168489	0,00594290	0,00047698	0,10871410	0,04335413
1917	0,00866833	0,00570893	0,00071650	0,11639144	0,04524390
1918	0,00818263	0,00529699	0,00068764	0,12011033	0,04586052
1919	0,00686909	0,00488822	0,00107775	0,09697885	0,03942186
1920	0,01105059	0,00398958	0,00101083	0,11173146	0,04424521
1921	0,00622448	0,00487477	0,00065206	0,08531227	0,03396178
1922	0,00862960	0,00432885	0,00077804	0,08537897	0,03609352
1923	0,01094014	0,00454593	0,00112070	0,11147134	0,04470444
1924	0,01008621	0,00501428	0,00143314	0,09755390	0,04156674
1925	0,01008645	0,00539662	0,00177308	0,09798760	0,04114065
1926	0,00918908	0,00508592	0,00230073	0,10507030	0,03972830
1927	0,01072033	0,00585253	0,00250716	0,10100785	0,04284334
1928	0,01054497	0,00554948	0,00235231	0,09490299	0,04055022
1929	0,01205254	0,00593975	0,00263629	0,09960416	0,04293219
1930	0,01106102	0,00531338	0,00289227	0,08529005	0,03826686
1931	0,01114562	0,00498400	0,00273884	0,06994424	0,03255032
1932	0,01137870	0,00431657	0,00274220	0,05600842	0,02760177
1933	0,01102788	0,00397086	0,00317422	0,05893581	0,02852046
1934	0,01088737	0,00394337	0,00391425	0,06324194	0,03059759
1935	0,01060277	0,00400967	0,00395095	0,06529128	0,03111760
1936	0,01067011	0,00317599	0,00390223	0,07656032	0,03446761
1937	0,01144127	0,00231187	0,00396568	0,07880113	0,03601294
1938	0,01091312	0,00313427	0,00315121	0,06236757	0,03088842
1939	0,01412301	0,00266985	0,00347319	0,07005859	0,03339899
1940	0,00945579	0,00272852	0,00388574	0,07924712	0,03566125
1941	0,00739242	0,00313360	0,00404426	0,08636281	0,03745441
1942	0,00639443	0,00334265	0,00348351	0,09436389	0,03961198
1943	0,00654527	0,00354636	0,00430415	0,10814711	0,04349850
1944	0,00459896	0,00355486	0,00483356	0,09791251	0,03963759
1945	0,00086307	0,00372204	0,00474479	0,08964648	0,03634895
1946	0,00625458	0,00379312	0,00455127	0,08114189	0,03490049
1947	0,01098162	0,00384859	0,00474322	0,09205166	0,03928820

Jahr	Schweiz	Spanien	Türkei	U.S.A.	Gesamt
1948	0,01074782	0,00434827	0,00483926	0,08824569	0,03858911
1949	0,00834847	0,00462175	0,00488147	0,06765507	0,03283943
1950	0,00479077	0,00410785	0,00497364	0,07749388	0,03534151
1951	0,00708805	0,00424030	0,00520259	0,07552002	0,03637098
1952	0,00544859	0,00487781	0,00518362	0,06786453	0,03422185
1953	0,00383480	0,00517663	0,00616047	0,06672252	0,03372726
1954	0,00470940	0,00517890	0,00622783	0,05763287	0,03144016
1955	0,00493350	0,00509904	0,00595695	0,06319500	0,03345407
1956	0,00651972	0,00521574	0,00621707	0,06495267	0,03451389
1957	0,00708612	0,00656718	0,00662959	0,06098596	0,03337030
1958	0,00450191	0,00730170	0,00660661	0,05248107	0,03021406
1959	0,00426056	0,00671744	0,00628466	0,05236590	0,02985514
1960	0,00483455	0,00593016	0,00584694	0,05246652	0,02982290
1961	0,00396565	0,00615456	0,00591192	0,05033583	0,02915649
1962	0,00394392	0,00708810	0,00671933	0,05089009	0,02955208
1963	0,00526369	0,00728926	0,00735840	0,05278285	0,03043926
1964	0,00423587	0,00747271	0,00796824	0,05444288	0,03102098
1965	0,00391979	0,00754165	0,00773641	0,05569955	0,03135481
1966	0,00452538	0,00776121	0,00833639	0,05709697	0,03156308
1967	0,00575381	0,00862642	0,00831020	0,05679808	0,03205574
1968	0,00603344	0,01013241	0,00838040	0,05664933	0,03216783
1969	0,00587291	0,00957050	0,00803731	0,05778297	0,03217487
1970	0,00591121	0,01029314	0,00784670	0,06003355	0,03338602
1971	0,00524762	0,01075139	0,00815188	0,05529902	0,03179419
1972	0,00444698	0,01109872	0,00888227	0,05870865	0,03227298
1973	0,00551985	0,01151267	0,00916129	0,05914095	0,03314459
1974	0,00606791	0,01272672	0,00996982	0,05945407	0,03329686
1975	0,00430864	0,01258266	0,00991885	0,06146884	0,03316396
1976	0,00369236	0,01354119	0,01034584	0,06438214	0,03371742
1977	0,00420888	0,01472472	0,01065657	0,06452994	0,03442152
1978	0,00374112	0,01498923	0,01029388	0,05840084	0,03176340
1979	0,00444113	0,01618287	0,01284375	0,06134261	0,03355203
1980	0,00498348	0,02039679	0,01232205	0,05784332	0,03317840
1981	0,00492724	0,02331905	0,01353874	0,05239104	0,03105739
1982	0,00397288	0,02326563	0,01467342	0,04962463	0,02896809
1983	0,00390868	0,02195961	0,01551466	0,04460611	0,02624621
1984	0,00385855	0,02232492	0,01774724	0,04977790	0,02720858
1985	0,00342970	0,02226001	0,02226490	0,04505460	0,02663145
1986	0,00370918	0,02180277	0,02510010	0,04588399	0,02707848
1987	0,00360838	0,02027554	0,02548655	0,04744337	0,02774764
1988	0,00338705	0,01917428	0,02165359	0,04640875	0,02705182
1989	0,00261447	0,02193641	0,02650207	0,04742328	0,02800138
1990	0,00256943	0,02126245	0,02405160	0,05008010	0,02865197
$\Delta 90\%$	-1,306319 %	1,817846 %	4,134311 %	-0,274736 %	0,015224 %

$\Delta 90\%$ = durchschnittliche, jährliche Wachstumsrate der Pro-Kopf Schwefel-Emissionen zwischen 1900 und 1990

E h r e n w ö r t l i c h e E r k l ä r u n g

Hiermit versichere ich, dass ich die vorliegende Diplomarbeit selbständig und ohne Benutzung anderer als der angegebenen Hilfsmittel angefertigt, noch nicht einer anderen Prüfungsbehörde vorgelegt und noch nicht veröffentlicht habe.

München, den 10.06.2002