

**Die sektorale Dimension der Konvergenz
Eine empirische Untersuchung
für die Bundesrepublik Deutschland**

Christoph Balz / Peter M. Schulze

Arbeitspapier Nr. 19 (Januar 1999)

Institut für Statistik und Ökonometrie
Johannes Gutenberg-Universität Mainz
Fachbereich Rechts- und Wirtschafts-
wissenschaften
Haus Recht und Wirtschaft II

D 55099 Mainz

Herausgeber: Univ.-Prof. Dr. P.M. Schulze

© 1999 Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz
ISSN Nr. 1430 - 2136

Die sektorale Dimension der Konvergenz
Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland

Christoph Balz / Peter M. Schulze

Gliederung

1 Einleitung	2
2 Daten	3
3 Modellansatz	4
4 Ergebnisse	5
5 Fazit	13
Literatur	14

Zusammenfassung

In der vorliegenden Analyse wird mittels sektoral disaggregierter Daten untersucht, inwieweit in Deutschland wirtschaftliche Konvergenz der Bundesländer (Kreise) im Zeitraum 1970 (1980) bis 1995 (1994) vorliegt. Der Beitrag der verschiedenen Branchen wird anhand der Beta- und der Sigma-Konvergenz überprüft. Dabei zeigte sich eine Wachstumskonvergenz dahingehend, daß die Arbeitsproduktivität in ärmeren Regionen eine höhere Wachstumsrate aufwies als in reicheren. Einen wesentlichen Beitrag dazu lieferte die Reallokation von Erwerbstätigen aus der Landwirtschaft in andere Branchen, insbesondere in zurückgebliebenen Regionen.

Summary

This paper uses German sectorally disaggregated data to analyze the extent of economic convergence of the Bundesländer (Kreise) between 1970 (1980) and 1995 (1994). The contribution of the sectors to beta - and sigma-convergence is measured. It is shown that the growth rate of productivity of labour in poorer regions is higher than in richer ones. A prominent role plays the effect of reallocation of employment from agriculture to other sectors.

1 Einleitung

Kaum ein Thema wurde in den letzten Jahren in wirtschaftswissenschaftlichen Zeitschriften so ausgiebig diskutiert wie die Frage der Wachstumskonvergenz von Ländern und Regionen mit unterschiedlicher Wirtschaftskraft. Im Bereich der Wachstumstheorie ist damit die Kontrastierung der neoklassischen Wachstumstheorie mit neueren Ansätzen endogenen Wachstums verbunden.¹ Während die neoklassischen Modelle Konvergenz prognostizieren, erlaubt die Theorie endogenen Wachstums das Auseinanderdriften von Ökonomien.

Wirtschaftspolitische Relevanz ergibt sich für Deutschland z. B. aus der grundgesetzlichen Forderung nach einer Einheitlichkeit der Lebensverhältnisse. Auch die Frage der Notwendigkeit eines staatlichen Eingreifens in den Wirtschaftsablauf wird berührt.

Empirisch kann die Überprüfung der Konvergenzhypothese anhand der Sigma- oder der Beta-Konvergenz erfolgen.² Sigma-Konvergenz betrachtet die Entwicklung des Variationskoeffizienten der Pro-Kopf-Einkommen der betrachteten Länder über die Zeit. Eine Verringerung dieses Maßes deutet dabei auf eine Angleichung der wirtschaftlichen Situation hin. Dagegen zielt die Beta-Konvergenz auf den Einfluß des Ausgangsniveaus des Pro-Kopf-Einkommens auf die Wachstumsraten in der Folgezeit ab. Hat das Ausgangsniveau einen negativen Einfluß auf das spätere Wachstum, so wird daraus geschlossen, daß arme Länder schneller wachsen als reiche und somit ein Aufholprozeß stattfindet.³ Zusätzlich wird hier unterschieden, ob die Angleichung auf absolut gleiche Niveaus (absolute Konvergenz) oder nur unter Berücksichtigung struktureller Unterschiede der Regionen (bedingte Konvergenz) erfolgt.

In dieser Untersuchung wird die Konvergenzdiskussion für Deutschland auf die sektorale Ebene heruntergebrochen und der Beitrag der verschiedenen Branchen zur absoluten Beta-Konvergenz sowie der Sigma-Konvergenz überprüft. Weiterhin wird analysiert, inwieweit die Konvergenz zwischen Bundesländern bzw. Kreisen auf einen Aufholeffekt der armen Regionen in der Produktivität innerhalb der Sektoren oder auf Verschiebungen der Erwerbstätigen zwischen den Sektoren zurückzuführen ist. Dabei orientiert sich die Vorgehensweise an dem Ansatz von Bernard und Jones in ihren

¹ Zu einem Überblick über ältere und neuere Wachstumsmodelle siehe z. B. Barro und Sala-i-Martin (1995).

² Ausführlich gehen z. B. Barro und Sala-i-Martin (1995) sowie Sala-i-Martin (1996) auf diese Konzepte ein.

³ Zur Kritik an diesem Konzept siehe z. B. Quah (1993).

Studien zu US-Staaten und OECD-Ländern.⁴ Diese Autoren teilen das aggregierte Produktivitätswachstum in einen sektoralen Produktivitätssteigerungseffekt (productivity growth effect, PGE) und einen Anteils- bzw. Allokationseffekt (share effect, SE). Die aggregierte Produktivität steigt, wenn c. p. entweder die Produktivität in einem der Sektoren zunimmt oder eine Reallokation der Erwerbstätigen von unterdurchschnittlich produktiven zu überdurchschnittlich produktiven Branchen stattfindet. Dies läßt sich auf das Konvergenzphänomen übertragen, wobei Konvergenz zu beobachten ist, wenn in den armen Regionen entweder die Produktivität in einem Sektor im Vergleich zum Landesdurchschnitt überdurchschnittlich stark steigt oder sich der Reallokationseffekt dort positiver auswirkt.

Eine ähnliche Untersuchung für Westdeutschland wurde bereits von Schmidt durchgeführt.⁵ Der vorliegende Beitrag bietet jedoch zwei neue Aspekte. Einerseits wurde die sektorale Untergliederung von Schmidt von drei auf zehn Branchen in den alten Bundesländern erweitert. Außerdem wird die Analyse nicht nur – wie bei Schmidt – für Bundesländer, sondern auch für die 327 westdeutschen Kreise (ohne Berlin West) durchgeführt. Hier erlaubt das Datenmaterial allerdings nur eine branchenmäßige Untergliederung in 5 Sektoren.

2 Daten

Die Daten wurden vom Statistischen Landesamt Baden-Württemberg sowie dem Statistischen Bundesamt zur Verfügung gestellt.⁶ Auf der Ebene der 10 alten Bundesländer (ohne Berlin West) liegen Bruttowertschöpfung und Erwerbstätigenzahl disaggregiert nach 10 Sektoren für die Jahre 1970 bis 1995 vor. Bei den 327 westdeutschen Kreisen beschränkt sich das Zahlenmaterial in sektoraler Hinsicht auf 5 Branchen und in zeitlicher Hinsicht auf die Jahre 1980 und 1994.

⁴ Vgl. Bernard und Jones (1996a, 1996b).

⁵ Vgl. Schmidt (1997). Ausführlich beschäftigt sich auch Seitz (1995a, 1995b) mit regionaler Konvergenz auf der Kreisebene. Er verwendet jedoch eine andere Methodik. Dies gilt noch mehr für die zeitreihenanalytischen Untersuchungen von Funke und Strulik (1997) sowie Bohl (1998), die auf Einheitswurzeln in den relativen Pro-Kopf-Einkommen der Bundesländer testen.

⁶ Teile des Datenmaterials können auch den Heften 26 und 30 des Arbeitskreises VGR der Länder sowie Heft 2 des Arbeitskreises Erwerbstätigenrechnung der Länder entnommen werden. Auf Länderebene lag die Bruttowertschöpfung in Preisen von 1991 vor, für die Kreise wurden die nominalen Werte für 1994 mittels nationaler, branchenspezifischer Preisindizes mit dem Basisjahr 1980 preisbereinigt.

3 Modellansatz

Das Grundmodell von Bernard und Jones ist sehr einfach strukturiert.⁷ Die regionale Produktivität y , gemessen als Output Y dividiert durch die Anzahl der Erwerbstätigen L , kann als Summe der sektoralen Produktivitäten gewichtet mit den sektoralen Anteilen w_i an der Beschäftigung ausgedrückt werden:⁸

$$(1) \quad y = \sum_i \frac{Y_i}{L_i} \frac{L_i}{L} = \sum_i y_i w_i \quad (\text{Branchenindex } i = 1, \dots, I).$$

In einem zweiten Schritt kann die Änderung der aggregierten Produktivität Δy in einer Region zwischen zwei Perioden $t = 0$ und $t = T$ in einen Produktivitätseffekt (PGE) und einen Allokationseffekt (SE) aufgespalten werden. Während ersterer die hypothetische Veränderung der Produktivität mißt, die sich eingestellt hätte, wenn die Beschäftigungsanteile in beiden Perioden identisch gewesen wären, zielt letzterer auf die hypothetische Gesamtproduktivitätsentwicklung bei Ausschluß des Effekts steigender Produktivitäten in den einzelnen Sektoren. Dazu spaltet man Δy auf in

$$(2) \quad \Delta y = \sum_i \Delta y_i \bar{w}_i + \sum_i \Delta w_i \bar{y}_i$$

mit den arithmetischen Mitteln $\bar{y} = \frac{y_T + y_0}{2}$ und $\bar{w} = \frac{w_T + w_0}{2}$ und den Veränderungen $\Delta y_i = y_{i,T} - y_{i,0}$ und $\Delta w_i = w_{i,T} - w_{i,0}$. Als prozentuale Veränderung der Arbeitsproduktivität, $\% \Delta y$, erhält man durch Umstellung

$$(3) \quad \% \Delta y = \underbrace{\sum_i \% \Delta y_i \left(\frac{y_{i,t=0}}{y_{t=0}} \right) \bar{w}_i}_{\text{PGE}} + \underbrace{\sum_i \Delta w_i \left(\frac{\bar{y}_i}{y_{t=0}} \right)}_{\text{SE}}$$

woraus der Produktivitätseffekt (PGE) und der Anteilseffekt (SE) folgen.

Der Beitrag der beiden Effekte zum Konvergenzphänomen läßt sich ermitteln, wenn man Konvergenz dahingehend interpretiert, daß reiche Regionen ein relativ zur Entwicklung auf Bundesebene unterdurchschnittliches und arme Regionen ein überdurchschnittliches Wachstum aufweisen. Dazu teilt man die J Regionen in J_1 arme Gebiete ein, für die in der Ausgangsperiode die Arbeitsproduktivität unterhalb

⁷ Vgl. Bernard und Jones (1996a, 1996b).

⁸ Zur Verbesserung der Übersichtlichkeit wird auf den Regionalindex verzichtet.

des Bundesdurchschnitts liegt, d. h. $y_{j_1,t=0} < y_{\text{Bund},t=0}$ mit $j_1 = 1, \dots, J_1$, sowie J_2 reiche Gebiete, für die $y_{j_2,t=0} > y_{\text{Bund},t=0}$ mit $j_2 = 1, \dots, J_2$ und $J_1 + J_2 = J$ gilt. Nun berechnet man den Beitrag der sektoralen Produktivitätssteigerungen zur Konvergenz als

$$(4) \text{ KPGE} = \frac{1}{J} \left[\sum_{j_1} (\text{PGE}_{j_1} - \text{PGE}_{\text{Bund}}) + \sum_{j_2} (\text{PGE}_{\text{Bund}} - \text{PGE}_{j_2}) \right]$$

sowie den Beitrag der Reallokation der Erwerbstätigen zur Konvergenz als

$$(5) \text{ KSE} = \frac{1}{J} \left[\sum_{j_1} (\text{SE}_{j_1} - \text{SE}_{\text{Bund}}) + \sum_{j_2} (\text{SE}_{\text{Bund}} - \text{SE}_{j_2}) \right].$$

Ein positiver Wert für KPGE gibt dabei an, um welchen Prozentsatz eine arme (reiche) Region im Durchschnitt schneller (langsamer) gewachsen wäre als die gesamte Bundesrepublik, wenn sich die Aufteilung der Erwerbstätigen auf die verschiedenen Branchen nicht geändert hätte. Entsprechend läßt sich an einem negativen Wert eine wirtschaftliche Divergenz ablesen.

Analog bezieht sich KSE auf das relative Wachstum der Gesamtproduktivität bei Konstanthaltung der sektoralen Arbeitsproduktivitäten der Ausgangsperiode. Ein positiver Wert ergäbe sich bspw., falls in den armen Regionen eine Verschiebung der Beschäftigten von Branchen mit geringer zu solchen hoher Produktivität in größerem Ausmaß als in der gesamten Bundesrepublik stattgefunden hätte.

4 Ergebnisse

Zunächst geht es um die Quantifizierung der Größen in Gleichung (3) für die Bundesländer. Es ist anhand von Tabelle 1 festzustellen, daß die Verbesserung der Arbeitsproduktivität in Deutschland zwischen 1970 und 1995 um fast 70% zum weit überwiegenden Teil auf die Steigerung der Produktivität (PGE) in den einzelnen Branchen zurückzuführen ist. Sämtliche Branchen liefern jeweils positive Beiträge, wenn auch das Ausmaß stark schwankt. Eine herausragende Stellung nimmt das Produzierende Gewerbe ein, das 22,62 Prozentpunkte beisteuert. An den Anteilseffekten (SE) ist die Wanderung der Arbeitskräfte vom primären und

sekundären Sektor hin zu den dienstleistungsorientierten Branchen ablesbar. Positiver Nebeneffekt dieser Entwicklung ist ein Wachstumsimpuls von fast 14%.

Tabelle 1: Quellen des Produktivitätswachstums
10 Bundesländer 1970 - 1995

	PGE in %	SE in %	Σ
Land- und Forstwirtschaft, Fischerei	3,76	-3,10	0,66
Energie/Wasser/Bergbau	2,82	-1,63	1,19
Produzierendes Gewerbe	22,62	-13,72	8,90
Bauwirtschaft	2,10	-2,15	-0,05
Handel	5,11	1,12	6,23
Verkehr	5,43	0,25	5,68
Kreditinstitute/Versich.	3,43	2,57	6,00
Sonstige Dienstleistungen	8,63	23,87	32,50
Staat	1,85	4,30	6,15
Private Haushalte	0,29	2,29	2,58
Σ	56,02	13,82	69,84

Im weiteren folgen die Konvergenzbetrachtungen nach Gleichungen (4) und (5) für die Bundesländer (Tabelle 2). Blickt man nun auf die Quellen der Konvergenz, verschieben sich die Akzente eindeutig in Richtung Anteilseffekt (KSE). Man kann festhalten, daß die ärmeren (reicherer) Länder um durchschnittlich 2,29% schneller (langsamer) gewachsen sind als der Bund. Davon entfällt mit 1,75 Prozentpunkten der Großteil auf die Ressourcenreallokation (KSE). Zwar hat sich in den ärmeren Regionen die Produktivität (KPGE) vor allem in der Landwirtschaft und dem Produzierenden Gewerbe überproportional verbessert, doch wurden diese Gewinne von unterproportionalen Verläufen in anderen Branchen, insbesondere Verkehr und Sonstige Dienstleistungen, fast wieder aufgezehrt. Im Rahmen des Anteilseffekts wurden überproportional viele Stellen in der Landwirtschaft abgebaut bei gleichzeitiger relativ geringer Reduktion des Gewichtes des Produzierenden Gewerbes.

Tabelle 2: Quellen der Konvergenz
10 Bundesländer 1970 - 1995

	KPGE in %	KSE in %	Σ
Land- und Forstwirtschaft, Fischerei	2,03	-1,73	0,30
Energie/Wasser/Bergbau	-0,30	0,30	0,00
Produzierendes Gewerbe	2,51	1,52	4,03
Bauwirtschaft	0,17	0,39	0,56
Handel	-0,53	0,69	0,16
Verkehr	-2,51	0,75	-1,76
Kreditinstitute/Versich.	-0,80	-0,29	-1,09
Sonstige Dienstleistungen	-0,94	0,10	-0,84
Staat	0,94	-0,67	0,27
Private Haushalte	-0,03	0,69	0,66
Σ	0,54	1,75	2,29

Da regionalökonomische Untersuchungen unter dem Problem leiden, daß sich die relevanten Wirtschaftsprozesse an ökonomischen Räumen orientieren, die Daten aber nur für Verwaltungseinheiten erhoben werden, empfiehlt es sich, neben den Bundesländern auch die Abgrenzung nach Kreisen zu verwenden. Deren Analyse folgt nun anhand Tabelle 3.

Tabelle 3: Quellen des Produktivitätswachstums
327 Kreise 1980 - 1994

	PGE in %	SE in %	Σ
Land- und Forstwirtschaft, Fischerei	1,75	-1,36	0,39
Verarbeitendes Gewerbe	5,93	-6,40	-0,47
Handel und Verkehr	4,71	0,63	5,34
Dienstleistungen	6,43	10,51	16,94
Staat und private Haushalte	1,08	1,19	2,27
Σ	19,90	4,57	24,47

Im Jahre 1994 überstieg die Arbeitsproduktivität den Wert des Jahres 1980 um 24,47% (Tabelle 3). Die Zusammensetzung dieser Entwicklung ähnelt sehr den obigen Ergebnissen bei den Bundesländern, d. h. der Produktivitätssteigerungseffekt dominiert und der Anteilseffekt zeigt die Tertiärisierung durch die Verringerung von SE im primären und sekundären Sektor sowie eine starke Erhöhung im tertiären Sektor (Dienstleistungen) an.

Im Zeitraum 1980 - 1994 war auf der Kreisebene der KPGE-Effekt für etwas mehr als die Hälfte der beobachteten Konvergenz verantwortlich (Tabelle 4). Maßgeblichen Anteil daran hatte die Produktivitätssteigerung im primären Sektor, die in den ärmeren Kreisen stärker ausfiel.⁹ Der Anteilseffekt zeigt auch hier für die unterentwickelten Regionen eine relativ starke Schrumpfung der Landwirtschaft bei einem relativ zum Durchschnitt geringeren Bedeutungsverlust des Verarbeitenden Gewerbes.

Tabelle 4: Quellen der Konvergenz
327 Kreise 1980 - 1994

	KPGE in %	KSE in %	Σ
Land- und Forstwirtschaft, Fischerei	1,66	-1,44	0,22
Verarbeitendes Gewerbe	0,42	1,81	2,23
Handel und Verkehr	0,03	0,45	0,48
Dienstleistungen	-0,71	0,22	-0,49
Staat und private Haushalte	0,35	0,18	0,53
Σ	1,75	1,22	2,97

Zur weiteren Analyse werden die Kreise in drei Kategorien eingeteilt: 91 kreisfreie Städte, 122 an eine kreisfreie Stadt angrenzende Umlandregionen sowie die restlichen 114 Kreise, die als Randregionen bezeichnet werden.¹⁰ Tabelle 5 gibt einen Überblick über einige Charakteristika.

⁹ Dies verwundert etwas, da die Differenzen in der Arbeitsproduktivität im primären Sektor sehr stark durch weitgehend konstante Unterschiede im Klima und der Bodenbeschaffenheit bestimmt werden. Vgl. Green und Kansal (1995), S. 30.

¹⁰ Diese Unterteilung verwendet Seitz (1995b).

Tabelle 5: Übersicht Regionstypen (alle Daten beziehen sich auf das erste Berichtsjahr 1980)¹¹

	Kreisfreie Städte	Umlandregionen	Randregionen
Ø Arbeitsproduktivität in DM pro Erwerbstätigen	53835	47212	44108
Standardabweichung der Arbeitsproduktivität in DM pro Erwerbstätigen	8473	9580	6932
Ø Erwerbstätigenzahl	123458	71925	54190
Anteil Beschäftigung LFF	1,1	10,4	11,5
Anteil Beschäftigung VG	41,3	45,3	44,2
Anteil Beschäftigung HV	21,4	15,9	15,0
Anteil Beschäftigung DL	15,0	12,1	11,5
Anteil Beschäftigung SPH	21,2	16,3	17,9

Anmerkung: LFF Land- und Forstwirtschaft sowie Fischerei, VG Verarbeitendes Gewerbe, HV Handel und Verkehr, DL Dienstleistungen, SPH Staat und Private Haushalte.

Kreisfreie Städte lassen sich als relativ wohlhabende, große Regionen mit sehr geringem Anteil des primären Sektors bei hoher Bedeutung des tertiären Bereichs charakterisieren. Umlandregionen sind im Vergleich dazu kleiner, heterogener und weisen eine geringere Produktivität auf. Der sekundäre Sektor ist hier relativ am stärksten vertreten. Für Randregionen ist eine geringe Größe, eine unterdurchschnittliche Produktivität und ein relativ hoher Anteil der Beschäftigten in der Landwirtschaft kennzeichnend.

Betrachtet man die Konvergenz nach den drei genannten Regionstypen, so ergibt sich folgendes Bild (Tabelle 6).

Tabelle 6: Konvergenz nach Regionstypen

	KPGE in %	KSE in %	Σ
Kreisfreie Städte	1,05	1,18	2,23
Umlandregionen	2,54	1,43	3,97
Randregionen	1,45	0,99	2,44
alle Kreise	1,75	1,22	2,97

¹¹ Durchschnittswerte beziehen sich auf das ungewichtete arithmetische Mittel.

Zwar zeigen alle drei Gruppen Konvergenz, doch ist sie bei den Umlandregionen besonders ausgeprägt. Hier wirkte sich besonders der Produktivitätseffekt (KPGE) konvergenzfördernd. Da die meisten Umlandregionen eine unterdurchschnittliche Produktivität aufwiesen, kann man hieraus insbesondere ein deutlich überdurchschnittliches Wachstum ablesen. Bei den Randregionen ist die Konvergenzbewegung eher gering, obwohl sie besonders rückständige Produktivitätskennziffern aufweisen.

Die beobachtete Beta-Konvergenz ist nur eine notwendige, aber keine hinreichende Bedingung für das Vorliegen von Sigma-Konvergenz.¹² Im folgenden soll daher Sigma-Konvergenz gesondert betrachtet werden. Auch hier gilt die spezielle Aufmerksamkeit dem Beitrag der Branchen-Zusammensetzung. Abbildung 1 zeigt den Verlauf des Variationskoeffizienten der regionalen Arbeitsproduktivität für die Bundesländer. Neben der tatsächlichen Entwicklung sind zwei hypothetische Verläufe abgebildet, einmal bei Konstanzhaltung der im Jahr 1970 gegebenen sektoralen Struktur und zum anderen bei unveränderten sektoralen Produktivitäten.

Eine Konservierung der Branchenstruktur hätte bis ca. Ende der 80er Jahre eine deutlich höhere Variation der Arbeitsproduktivitäten bedeutet. Erst in den letzten Jahren hat sich dieser Effekt abgeschwächt, und der Variationskoeffizient bei konstanter Branchenstruktur liegt heute nur noch geringfügig über dem tatsächlichen Wert. Bei unveränderten sektoralen Produktivitäten wäre der Variationskoeffizient heute sogar geringer, was darauf hindeutet, daß innerhalb der Sektoren sogar eher (sigma-) divergente Kräfte wirkten.

¹² Vgl. Sala-i-Martin (1996), S. 1330.

Abbildung 1 Variationskoeffizient der Bundesländer

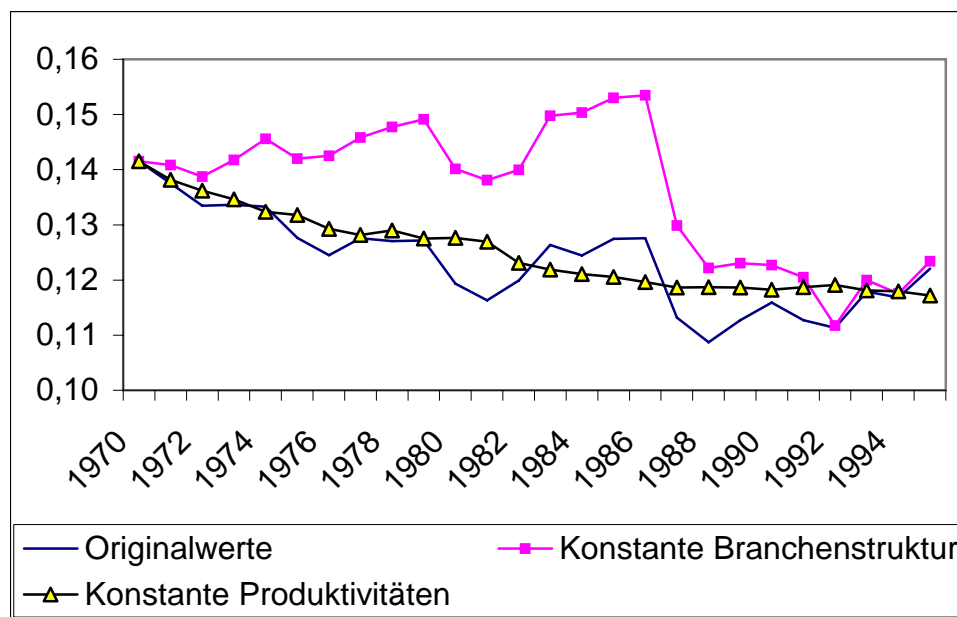
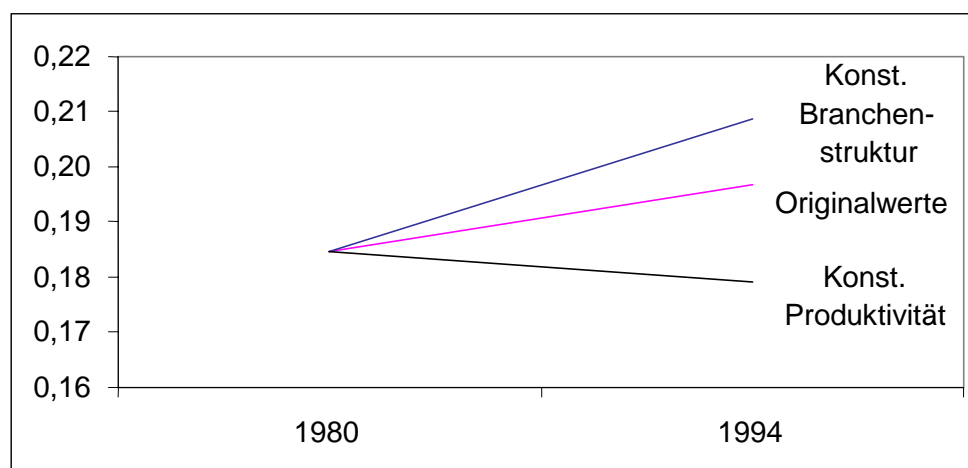


Abbildung 2 überträgt die genannte Fragestellung auf die Kreisebene.

Abbildung 2 Variationskoeffizient der Kreise



Der Variationskoeffizient der Originalwerte stieg zwischen 1980 und 1996 von 0,185 auf 0,197 und weist somit auf eine Sigma-Divergenz hin. Ohne die sektorale Reallokation läge der Wert allerdings heute bereits bei 0,209. Die Verschiebung der Erwerbstätigen zwischen den Sektoren dämpfte somit die divergierenden Kräfte, die von der Produktivitätsentwicklung innerhalb der Sektoren ausgingen, was sich an der fallenden Kurve bei konstanter Produktivität zeigt.

Als Hypothese bleibt somit eine Angleichung der sektoralen Struktur in den einzelnen Regionen als Ursache konvergenter Entwicklungen. Dies soll anhand der Standardabweichung der Beschäftigtenanteile in den einzelnen Branchen überprüft werden. Die Ergebnisse können den Tabellen 7 und 8 entnommen werden.

Tabelle 7: Standardabweichung der Anteile der Beschäftigung
Bundesländer

Branche	1970	1995
Land- und Forstwirtschaft, Fischerei	4,89%	1,53%
Energie/Wasser/Bergbau	2,15%	1,35%
Produzierendes Gewerbe	5,79%	4,94%
Bauwirtschaft	0,72%	0,90%
Handel	2,42%	1,39%
Verkehr	3,33%	2,15%
Kreditinstitute/Versicherungen	0,73%	0,94%
Sonstige Dienstleistungen	1,52%	2,99%
Staat	2,82%	1,34%
Private Haushalte	0,33%	0,96%

Man erkennt sehr deutlich in Tabelle 7, daß 1995 im Vergleich zu 1990 in der Mehrzahl der Branchen die Standardabweichungen geringer geworden sind, somit also eine Angleichung der Beschäftigungsanteile stattgefunden hat. Speziell gilt dies für die Landwirtschaft. Gegenläufige Bewegungen weisen in nennenswertem Umfang nur die Sonstigen Dienstleistungen auf, was wiederum die Tertiärisierungshypothese stützt. Gleichzeitig ist die Angleichung im Produzierenden Gewerbe vergleichsweise gering, was die Hypothese stützt, daß von einer De-Industrialisierung in der Bundesrepublik nicht gesprochen werden kann, und ohne den sekundären Sektor der tertiäre keine zusätzliche Beschäftigung schaffen kann.

Für die Kreise zeigt sich eine ganz ähnliche Entwicklung (Tabelle 8).

Tabelle 8: Standardabweichung der Anteile der Beschäftigung
Kreise

Branche	1980	1994
Land- und Forstwirtschaft, Fischerei	7,23%	4,08%
Verarbeitendes Gewerbe	9,73%	9,51%
Handel und Verkehr	4,52%	4,17%
Dienstleistungen	3,68%	4,54%
Staat und Private Haushalte	6,40%	6,11%

Allerdings ist auf der Kreisebene ein höherer Grad an Spezialisierung vorhanden, der sich im Vergleich zur Betrachtung der Bundesländer in größeren Werten für die Standardabweichungen widerspiegelt. Die grundsätzliche Entwicklung hin zu einer ähnlicheren Branchenstruktur, vor allem aufgrund der Verringerung der Standardabweichung im primären Sektor, kann jedoch auch hier beobachtet werden.

5 Fazit

In Westdeutschland ist eine Wachstumskonvergenz dahingehend zu verzeichnen, daß im betrachteten Zeitraum die Arbeitsproduktivität in ärmeren Regionen höhere Wachstumsraten aufwies als in reicheren. Dies belegten Berechnungen für unterschiedliche räumliche (Bundesländer, Kreise) und zeitliche (1970/95, 1980/94) Abgrenzungen. Einen sehr wesentlichen Beitrag lieferte die Reallokation von Erwerbstätigen aus der eine vergleichsweise geringe Produktivität aufweisenden Landwirtschaft in andere Branchen. Dieser Effekt war vor allem in den zurückgebliebenen Regionen besonders ausgeprägt. Angesichts des bereits stark verringerten Anteils des primären Sektors an der Gesamtzahl der Beschäftigung droht diese Quelle der Angleichung der Lebensverhältnisse in den verschiedenen Regionen allerdings langsam zu versiegen. Hier gibt es für eine weitere Reallokationsreserve wenig Spielraum.

Die Ergebnisse zeichnen sich damit durch eine starke Parallelität mit Untersuchungen für Italien, Spanien und die USA aus.¹³

¹³ Vgl. Paci und Pigliaru (1997) für Italien, De la Fuente (1996) für Spanien sowie Green und Kansal (1995) für die USA im Zeitraum 1939/93. Allerdings attestieren Bernard und Jones (1996b) der sektoralen Reallokation in den USA in dem kürzeren Zeitraum 1963/89 nur eine geringe Bedeutung.

Im Zeitraum 1970/95 konnte darüberhinaus eine allerdings nur geringfügige Verringerung der relativen regionalen Variation der Produktivitäten auf Bundeslandebene beobachtet werden (Sigma-Konvergenz). Diese Entwicklung fand jedoch überwiegend bereits in den 70er Jahren statt. Zuletzt gewannen - dies machten vor allem Untersuchungen der Kreise deutlich - eher die von den sektoralen Produktivitäten ausgehenden, divergierenden Kräfte die Oberhand. Daran änderte auch eine konvergenzfördernde Angleichung der regionalen Wirtschaftsstrukturen nichts.

Literatur:

Barro, Robert J. und Xavier Sala-i-Martin (1995): *Economic Growth*, New York.

Bernard, Andrew B. und Charles I. Jones (1996a): *Productivity Across Industries and Countries. Time Series Theory and Evidence*, in: *Review of Economics and Statistics*, Vol. 78, S. 135-146.

Bernard, Andrew B. und Charles I. Jones (1996b): *Productivity and Convergence Across U.S. States and Industries*, in: *Empirical Economics*, Vol. 21, S. 113-135.

Bohl, Martin T. (1998): *Konvergenz westdeutscher Regionen?*, in: *Konjunkturpolitik*, 44. Jg., S. 82-99.

De la Fuente, Angel (1996): *On the Sources of Convergence: A Close Look at the Spanish Regions*, CEPR Discussion Paper No. 1543, London.

Funke, Michael und Holger Strulik (1997): *Regional Growth in West Germany: Convergence or Divergence?*, Discussion Paper No. DP 10-97, London Business School Centre for Economic Forecasting, London.

Green, R. Jeffery und Vinay K. Kansal (1995): *Convergence and the Sectoral Composition of Employment*, Working Papers in Economics No. 95-002, Indiana University, Bloomington/IN.

Paci, Raffaele und Francesco Pigliaru (1997): *Structural Change and Convergence: An Italian Regional Perspective*, in: *Structural Change and Economic Dynamics*, Vol. 8, S. 297-318.

Quah, Danny (1993): Galton's Fallacy and the Convergence Hypothesis, in: Scandinavian Journal of Economics, Vol. 95, S. 427-443.

Sala-i-Martin, Xavier (1996): Regional Cohesion: Evidence and Theories of Regional Growth and Convergence, in: European Economic Review, Vol. 40, S. 1325-1352.

Seitz, Helmut (1995a): Regional Convergence and Spatial Effects, Discussion Paper 520-95, Beiträge zur angewandten Wirtschaftsforschung, Universität Mannheim, Mannheim.

Seitz, Helmut (1995b): Konvergenz: Theoretische Aspekte und empirische Befunde für westdeutsche Regionen, in: Konjunkturpolitik, Vol. 41, S. 168-198.