

Aubert, Stephanie; Stephan, Andreas

Working Paper

Regionale Infrastrukturpolitik und ihre Auswirkung auf die Produktivität: Ein Vergleich von Deutschland und Frankreich

WZB Discussion Paper, No. FS IV 00-02

Provided in Cooperation with:

WZB Berlin Social Science Center

Suggested Citation: Aubert, Stephanie; Stephan, Andreas (2000) : Regionale Infrastrukturpolitik und ihre Auswirkung auf die Produktivität: Ein Vergleich von Deutschland und Frankreich, WZB Discussion Paper, No. FS IV 00-02, Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB), Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/51055>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

discussion papers

FS IV 00 – 02

**Regionale Infrastrukturpolitik und ihre
Auswirkung auf die Produktivität: Ein
Vergleich von Deutschland und Frankreich**

Stephanie Aubert*
Andreas Stephan**

* Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung

** Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung

Februar 2000

ISSN Nr. 0722 - 6748

**Forschungsschwerpunkt
Marktprozeß und Unter-
nehmensentwicklung**

**Research Area
Market Processes and
Corporate Development**

Zitierweise/Citation:

Stephanie Aubert, Andreas Stephan, **Regionale Infrastrukturpolitik und ihre Auswirkung auf die Produktivität: Ein Vergleich von Deutschland und Frankreich**, Discussion Paper FS IV 00-02, Wissenschaftszentrum Berlin, 2000.

Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung gGmbH,
Reichpietschufer 50, 10785 Berlin, Tel. (030) 2 54 91 - 0

ZUSAMMENFASSUNG

Regionale Infrastrukturpolitik und ihre Auswirkung auf die Produktivität: Ein Vergleich von Deutschland und Frankreich

von Stephanie Aubert und Andreas Stephan

Die Arbeit beschreibt die unterschiedlichen institutionellen Rahmenbedingungen, unter welchen Planung und Finanzierung von Infrastruktur in Deutschland und Frankreich realisiert werden. Weiterhin werden die wirtschaftlichen Effekte von Infrastruktur ökonomisch für deutsche und französische Regionen geschätzt. Es wird Evidenz dafür gefunden, dass regionale Straßeninfrastruktur in den meisten der getesteten Spezifikationen einen signifikanten Einfluss auf den regionalen Output hat. Wird allerdings auch Heterogenität der Parameter zwischen deutschen und französischen Regionen berücksichtigt, zeigt sich, dass nur für Frankreich der Produktivitätseffekt von Straßeninfrastruktur signifikant ist, während die Ergebnisse für die 11 deutschen Bundesländer, in Abhängigkeit von der verwendeten Spezifikation, nicht eindeutig sind.

ABSTRACT

Regional Infrastructure Policy and its Impact on Productivity: A Comparison of Germany and France

This paper describes the different institutional frameworks for planning and financing of infrastructure in Germany and France. Furthermore, the economic effects of infrastructure are estimated econometrically for German and French regions. We find evidence, that regional road infrastructure has a significant impact on regional output. However, if the heterogeneity of parameters between German and French regions is taken into account, we find that only for France the impact of infrastructure is significant, whereas the results for the 11 West German Bundesländer, depending on the specification, are not as clear-cut as for the French regions.

1 Einleitung

Die vorliegende Studie beschäftigt sich mit den Produktivitätseffekten von Infrastruktur sowie mit der institutionellen Ausgestaltung von Infrastrukturpolitik als Instrument der Regionalpolitik in Deutschland und Frankreich. Die zentrale und empirisch in dieser Arbeit zu überprüfende Hypothese zur Bedeutung von Infrastruktur für die Wirtschaftsentwicklung lautet: Infrastruktur erhöht den Output von Unternehmen bzw. senkt die Kosten für einen gegebenen Output. Theoretisch betrachtet ist dies der Fall, wenn Infrastruktur entweder direkt als ein kostenlos zur Verfügung gestellter Produktionsfaktor in die Produktionsfunktion von Unternehmen eingeht oder indirekt einen positiven Einfluss auf die privaten Faktorproduktivitäten ausübt (Pfähler, Hofmann, und Bönte 1996).

Die ökonomische Forschung hat sich erst gegen Ende der 60er Jahre verstärkt mit der Thematik zur Bedeutung von Infrastruktur für die Wirtschaftsentwicklung auseinandergesetzt. Frühe Arbeiten wie z.B. Frey (1970), Jochimsen (1966), Jochimsen und Simonis (1970) oder Simonis (1977) haben sich insbesondere mit theoretischen Aspekten der Infrastrukturbereitstellung sowie mit begrifflichen und konzeptionellen Grundlagen von Infrastruktur beschäftigt.

Seit Ende der 80er Jahre kann man ein verstärktes Interesse auch an empirischer Infrastrukturforschung feststellen. In diesen empirischen Studien werden unter Verwendung eines Produktionsfunktionsansatzes direkte und indirekte Effekte einer Verbesserung von Infrastruktur auf die private Produktivität geschätzt. Die Studien beispielsweise von Aschauer (1988, 1989a, 1989b) haben nicht nur in der Wissenschaft starke Beachtung gefunden, sondern sich auch wirtschaftspolitisch ausgewirkt. So wurden in der ersten Amtsperiode von Präsident Clinton in den USA die Ausgaben für öffentliche Infrastruktur erheblich erhöht (Gramlich 1994).

Für den Zeitraum 1949-1985 ermittelt Aschauer (1989a) für die USA auf aggregierter Ebene für das öffentliche nicht-militärische Kapital eine signifikante Outputelastizität zwischen 0,38 und 0,56. Damit übersteigt die in dieser Studie geschätzte Grenzproduktivität des öffentlichen Kapitals die des privaten Kapitals erheblich. Dieses Ergebnis impliziert, dass die Rendite von öffentlichen Investitionsprojekten in den USA im Beobachtungszeitraum höher war als die von privaten Investitionsprojekten.

Weiterhin stellt Aschauer die These auf, dass der Rückgang des Produktivitäts-

wachstums in den USA in den 70er und 80er Jahren bis zu 60 Prozent durch den gleichzeitigen Rückgang der öffentlichen Infrastrukturinvestitionen erklärt werden kann.

Einige Ökonomen haben allerdings Zweifel an der Plausibilität der Ergebnisse der Studien von Aschauer geäußert (Aaron 1990, Gramlich 1994, Hulten und Schwab 1991, Tatom 1991). Kritik wurde unter anderem am hohen Aggregationsgrad der von Aschauer benutzten Daten geübt. In neueren Forschungsarbeiten werden daher die Auswirkungen von Infrastruktur oftmals auf einer regional stärker disaggregierten Ebene untersucht (Baltagi und Pinnoi 1995, Munnell 1990, Munnell 1992, Garcia-Milà und McGuire 1992, Holtz-Eakin 1994).

Die Ergebnisse dieser neueren Studien sind aber nicht eindeutig. Während beispielsweise Munnell (1990, 1992) und Garcia-Milà und McGuire (1992) die von Aschauer formulierte Hypothese bestätigen, zeigt sich in den Studien von Holtz-Eakin (1994) oder Baltagi und Pinnoi (1995) kein signifikanter Einfluss von Infrastruktur auf die Produktivität.

Autoren wie Holtz-Eakin (1994) oder Baltagi und Pinnoi (1995) weisen darauf hin, dass bei ökonometrischen Untersuchungen auf disaggregierter Ebene regionale Effekte berücksichtigt werden sollten. Die Unterschiede zwischen den Regionen hinsichtlich geographischer Lage (Zentrum versus Peripherie), Klima oder Faktorausstattung können beispielsweise durch ökonometrische Ansätze mit festen oder zufälligen Querschnittseffekten modelliert werden. In unserer Studie wird dieser Kritik Rechnung getragen, in dem Methoden zum Einsatz kommen, die solche regional-spezifischen Einflüsse schätzen können.

Zur Abgrenzung einzelner Infrastrukturbereiche wird in der Literatur oftmals zwischen haushalts- und unternehmensbezogener bzw. wirtschaftsnaher Infrastruktur unterschieden. Haushaltsbezogene Infrastruktur umfasst die Bereiche Gesundheitswesen, Bildungs-, Freizeit- und Kultureinrichtungen. Straßeninfrastruktur dagegen kann dem Bereich der unternehmensbezogenen Infrastruktur zugeordnet werden. Zu diesem Bereich gehören nicht nur Verkehrs-, sondern auch Energie-, Wasserversorgungs- und Telekommunikationsinfrastruktur (Frey 1978). Unsere Studie konzentriert sich auf den Bereich der Straßeninfrastruktur, da uns für diesen Bereich sowohl für die französischen als auch für die deutschen Regionen vergleichbare Daten vorliegen.

Für Deutschland wurden bereits eine Reihe von Untersuchungen zu den Produktivitätseffekten von Infrastruktur durchgeführt (Conrad und Seitz 1992, Conrad und Seitz 1994, Erber 1995, Hofmann 1996, Licht und Seitz 1994, Schlag 1999, Seitz 1993, Seitz 1994, Seitz 1995, Stephan 1997). Dagegen gibt es für Frankreich nach unserem Kenntnisstand bisher nur zwei Studien, die sich mit dem Einfluss von Infrastruktur auf die regionale Entwicklung beschäftigen (Fritsch 1995, Prud'homme 1996).

Die meisten der bisherigen Studien für Deutschland verwenden einen Kostenfunktionsansatz, nur wenige Studien basieren auf einem Produktionsfunktionsansatz. Die regionalen und sektoralen Bezugsgrößen der jeweiligen Studien sind teilweise sehr verschieden, so dass Ergebnisse zwischen den Studien kaum sinnvoll zu vergleichen sind.

Licht und Seitz (1994) beispielsweise untersuchen die wirtschaftliche Bedeutung von Infrastruktur auf Ebene der 11 alten Bundesländer. Die Untersuchungsmethodik basiert auf einem Kostenfunktionsansatz. Die geschätzte Kostenelastizität für öffentliches Kapital ist signifikant und liegt im Bereich von $-0,01$ bis $-0,36$. Auch die Studien Seitz (1993), Conrad und Seitz (1992) sowie Schlag (1999) können auf der aggregierten Ebene von (West-)Deutschland die Evidenz von Kosteneffekten von Infrastruktur bestätigen. Die Studie von Erber (1995), in welcher die Analyse sowohl für Deutschland als auch den USA durchgeführt wird, findet für Deutschland allerdings nur für 4 von 26 Branchen einen Einfluss des öffentlichen Kapitalstocks auf die Kosten.

Bei Seitz (1995) dienen 85 kreisfreie Städte in Deutschland als regionale Bezugsgröße. Auch in dieser Studie werden signifikante Effekte von Infrastruktur auf die Kosten in der privaten Produktion gefunden. Hofmann (1996) analysiert die Produktivitätseffekte der öffentlichen Infrastruktur mit verschiedenen Ansätzen für Hamburg, erhält jedoch keine plausiblen Ergebnisse, so daß keine Rückschlüsse auf die Bedeutung von öffentlicher Infrastruktur für Hamburg möglich sind.

In Stephan (1997) wird der Einfluss von Straßeninfrastruktur auf die Produktivität im verarbeitenden Gewerbe für die 11 alten Bundesländer im Zeitraum 1970-1995 basierend auf einem Produktionsfunktionsansatz untersucht. Für fast alle Spezifikationen werden dabei signifikante Produktivitätseffekte von Infrastruktur gefunden. Allerdings zeigt sich bei dieser Untersuchung, dass die Va-

riation im Querschnitt für dieses Ergebnis bedeutsamer ist als die Variation im Längsschnitt.

Fritsch (1995) schätzt für die 21 französischen Regionen basierend auf einem Produktionsfunktionsansatz signifikante Effekte von Infrastruktur auf die Produktivität. Auch Prud'homme (1996), dessen Studie ebenfalls auf den 21 französischen Regionen basiert, kann signifikante Effekte von Infrastruktur nachweisen. Allerdings werden in diesen beiden Studien regional-spezifische Effekte in der ökonomischen Schätzung nicht spezifiziert.

Der Beitrag unserer Studie zur bestehenden empirischen Infrastrukturliteratur besteht darin, dass sie sich gleichzeitig sowohl auf französische wie auch auf deutsche Regionen bezieht. Darüber hinaus stellt diese Studie auch eine methodische Verbesserung gegenüber bisherigen Untersuchungen dar, da die Schätzungen zu den Produktivitätseffekten von Infrastruktur für französische Regionen unter Einbeziehung von regional-spezifischen Effekten durchgeführt werden.

Ein weiterer wichtiger Aspekt unserer Arbeit, der in den erwähnten Studien bisher kaum behandelt wurde, ist die Beschreibung der unterschiedlichen institutionellen Rahmenbedingungen, unter welchen Planung und Finanzierung von Infrastruktur in Deutschland und Frankreich realisiert werden.

Der weitere Aufbau des Aufsatzes ist wie folgt. Im zweiten Abschnitt werden zunächst einige theoretische Aspekte zur effizienten Allokation von Infrastrukturinvestitionen zusammengestellt und diskutiert. Im dritten Abschnitt werden Unterschiede bzw. Gemeinsamkeiten in der Infrastruktur- und Regionalpolitik zwischen Deutschland und Frankreich aufgezeigt. Der vierte Abschnitt beschreibt die Ergebnisse der empirischen Analyse zu den Produktivitätseffekten der Infrastruktur. Im fünften und letzten Abschnitt werden die Ergebnisse zusammengefasst und abschließend diskutiert.

2 Theoretische Vorüberlegungen zur effizienten regionalen Allokation von Infrastrukturinvestitionen

Regionale Einkommensdisparitäten führen oft dazu, dass Regierungen eine regional stärker ausgeglichene ökonomische Entwicklung anstreben. Ein wichtiges

Instrument der regionalen Wirtschaftsförderung ist traditionell die öffentliche Infrastrukturpolitik. Durch die Verbesserung der regionalen Infrastruktur sollen Wettbewerbsnachteile von Regionen vermindert und die privaten Investitionen gefördert werden. Die folgenden Überlegungen sollen dazu dienen, einige ökonomische Argumente für oder gegen eine solche Politik zusammenzustellen.

Unter neoklassischen Annahmen ist es optimal, bei gegebenem Budget die Infrastrukturinvestitionen regional so zu verteilen, dass die Grenzproduktivität der Infrastruktur in allen Regionen gleich wird. Im weiteren soll dies gezeigt werden. Die Überlegungen bauen auf dem Modell von Homburg (1993) auf. Wir gehen von einer neoklassischen regionalen Produktionsfunktion $Q_i = f(G_i, K_i, \bar{L}_i)$, $i = 1 \dots N$, mit konstanten Skalenerträgen aus.

Nach Homburg (1993) kann räumliche Effizienz als Maximierung des gemeinsamen Sozialprodukts Q_i bei gegebenem Gesamtkapitalbestand K und gegebener Infrastrukturausstattung G verstanden werden. Eine räumlich effiziente Verteilung löst das folgende Maximierungsproblem

$$\max \sum Q_i, \text{ gegeben } \sum K_i = K \text{ und } \sum G_i = G. \quad (1)$$

Homburg (1993) zeigt, dass die Bedingung für räumliche Effizienz genau dann erfüllt ist, wenn für die Grenzproduktivitäten von Infrastruktur, F_G , und privatem Kapital, F_K , gilt

$$F_G^i = \mu \text{ und } F_K^i = \theta \text{ für alle } i,$$

d.h. die Grenzproduktivitäten sind für alle Regionen gleich. Sind öffentliches und privates Kapital außerdem im neoklassischen Sinne homogen, muss darüber hinaus auch gelten $\mu = \theta$.

Wird nun angenommen, dass es sich bei der Gesamtheit der Regionen um eine kleine offene Volkswirtschaft handelt, die Kapital zum Zinssatz r borgen kann, so muss für die Bedingung der räumlichen Effizienz zusätzlich $\mu = r + \delta$ gelten, wobei δ die Abschreibungsrate darstellt. Für das Problem

$$\max \sum [Q_i - (r + \delta)(K_i + G_i)] \quad (2)$$

ist die Lösung gegeben durch $F_G^i = F_K^i = r + \delta$ für alle i . Dabei sind im Unterschied zum vorangegangenen Maximierungsproblem (1) die Gesamtbestände G und K endogen.

Ein wichtiges Ergebnis dieses Modells ist, dass das Effizienzkriterium unabhängig davon gilt, ob die Gesamtausstattung mit Infrastruktur optimal oder suboptimal ist. Sind die Annahmen des Modells erfüllt, wird das Gleichgewicht auch ohne staatlichen Eingriff erreicht. Die Anpassungsprozesse bis zum effizienten Gleichgewicht (steady state) sind jedoch durch eine ineffiziente räumliche Allokation gekennzeichnet. Es kann für diesen Fall gezeigt werden, dass Finanztransfers zwischen den Regionen sinnvoll sind. Um der räumlichen Effizienzbedingung zu genügen, sollte der Steuersatz vom Staat so gewählt werden, dass der Grenzertrag der Infrastruktur F_G^i mit den Grenzkosten $r + \delta$ übereinstimmt.

Dieses Resultat impliziert, dass bei einer ungleichgewichtigen Verteilung der Anfangsbestände der Infrastruktur über die Regionen durch regionale Infrastrukturpolitik das gemeinsame Sozialprodukt gesteigert werden kann. Zielsetzung einer solchen Politik müsste sein, das Verhältnis von G_i zu K_i in allen Regionen auszugleichen.

Zu anderen Ergebnissen hinsichtlich der möglichen Auswirkungen regionaler Infrastrukturpolitik kommen Arbeiten wie Martin (1998, 1999) oder Ottaviano und Thisse (1999). In diesen Modellen der "New Economic Geography" zeigt sich, dass die Konsequenz einer Politik, die darauf abzielt, eine ausgeglichene räumliche Verteilung wirtschaftlicher Aktivitäten zu erreichen, größere Disparitäten zur Folge haben kann. Der Grund hierfür ist, dass die Reduktion der Transportkosten beispielsweise durch eine verbesserte Verkehrsinfrastruktur die wirtschaftliche Entwicklung ärmerer Regionen dann negativ beeinflusst, wenn Firmen aus den ärmeren in reichere Regionen abwandern, um die dort vorhandenen Agglomerationsvorteile und Skalenerträge zu nutzen, gleichzeitig aber dennoch die Absatzmärkte in den ärmeren Regionen aufgrund der gesunkenen Transportkosten nicht verlieren.

Demnach können aufgrund von theoretischen Überlegungen keine eindeutigen Vorhersagen zu den Auswirkungen von Infrastrukturpolitik auf regionale Einkommensdisparitäten getroffen werden. Im folgenden Abschnitt wird die empirische Evidenz der Entwicklung regionaler Einkommensdisparitäten in Deutschland und Frankreich aufgezeigt.

Regionale Produktivitätsunterschiede in Deutschland und Frankreich für 11 westdeutsche Bundesländer 1970–95, 21 französische Regionen 1978–92

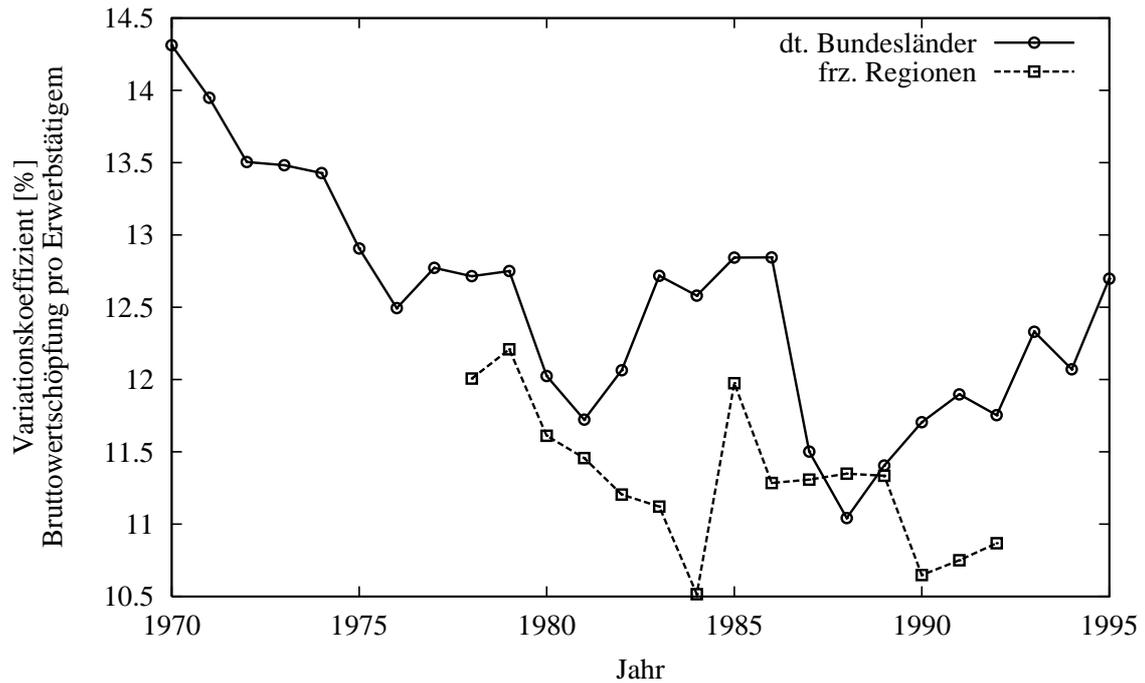


Abbildung 1: Regionale Produktivitätsunterschiede in Deutschland und Frankreich

3 Vergleich der Infrastrukturpolitik von Deutschland und Frankreich

Infrastrukturpolitik wird oftmals als Instrument der regionalen Wirtschaftsförderung eingesetzt, um regionale Einkommensdisparitäten zu verringern. Befürworter einer aktiven regionalen Wirtschaftsförderung führen an, dass ohne diese staatlichen Maßnahmen die Einkommensunterschiede zwischen den Regionen größer werden würden. Andererseits würde es den Gesetzmäßigkeiten der neoklassischen Wachstumstheorie zufolge auch ohne aktive Regionalpolitik zu einer Konvergenz der Einkommen in den Regionen kommen. Die so genannte "Dau-
menregel" einer 2-prozentigen Konvergenzrate konnte auch in einigen empirischen Arbeiten bestätigt werden (vgl. hierzu die Übersicht bei Barro und Sala-I-Martin 1995). Jedoch kann, wie im vorangegangenen Abschnitt am Beispiel des Modells von Homburg (1993) aufgezeigt wurde, auch unter neoklassischen Annahmen eine staatliche Regionalpolitik sinnvoll sein, da der Anpassungspfad zum

Gleichgewicht durch eine ineffiziente räumliche Allokation gekennzeichnet ist.

Abbildung 1 zeigt die Entwicklung der regionalen Produktivitätsunterschiede in Deutschland und Frankreich. Regionale Produktivität wird dabei als Bruttowertschöpfung pro Erwerbstätigem gemessen. Abbildung 1 verdeutlicht, dass regionale Produktivitätsunterschiede in Deutschland zwar im Zeitraum 1970-81 abgenommen haben, dann jedoch von 1982-86 wieder leicht angestiegen sind und nach einem Rückgang im Zeitraum 1987-88 seit 1989 weiter angestiegen sind. Für Deutschland lässt sich somit zumindest für den Zeitraum 1976-95 keine Konvergenz der regionalen Produktivitäten feststellen.

Ein ähnliches Bild ergibt sich auch für Frankreich. Zwar nehmen die regionalen Unterschiede in den Zeiträumen 1979-84 und 1986-90 ab, allerdings sind auch Zunahmen in den Jahren 1984-85 und seit 1991 festzustellen. Dieses Ergebnis, dass weder für Frankreich noch für Deutschland regionale Konvergenz gefunden wird, wird auch durch Abbildung 2 bestätigt. Hier werden die Variationskoeffizienten der absoluten Werte der logarithmierten regionalen Bruttowertschöpfung aufgezeigt. Durch die Logarithmierung werden Unterschiede in relative prozentuale Differenzen transformiert.

Während in Abbildung 1 neben den reinen Konvergenz- bzw. Divergenzeffekten auch die Auswirkungen regionaler Arbeitskräftewanderung erfasst werden, spielen in der Abbildung 2 nur die relativen Einkommensunterschiede unabhängig von der Entwicklung des Erwerbsspersonentials der Region eine Rolle. Es zeigt sich auch hier, dass in den Beobachtungszeiträumen weder für Frankreich noch für Deutschland Konvergenz der regionalen Einkommen beobachtet wird.

Als Ergebnis dieses Abschnitts soll festgehalten werden, dass eine Abnahme regionaler Einkommensdisparitäten weder in Deutschland noch in Frankreich im Zeitraum 1970-1995 (bzw. 1978-1991 für Frankreich) beobachtet werden kann. Wenn demnach keine Konvergenz der Regionen trotz mehr oder weniger ausgeprägter aktiver regionaler Wirtschaftsförderung in Deutschland und Frankreich beobachtet wird, stellt sich die Frage, ob die Disparitäten ohne eine solche Regionalpolitik größer ausgefallen wären. Diese hypothetische Frage kann und soll hier jedoch nicht beantwortet werden. Im folgenden Abschnitt werden zunächst die wesentlichen institutionellen Unterschiede der Infrastruktur- und Regionalpolitik in Deutschland und Frankreich dargestellt.

Regionale Unterschiede Bruttowertschöpfung in Deutschland und Frankreich für 11 westdeutsche Bundesländer 1970–95, 21 französische Regionen 1978–92

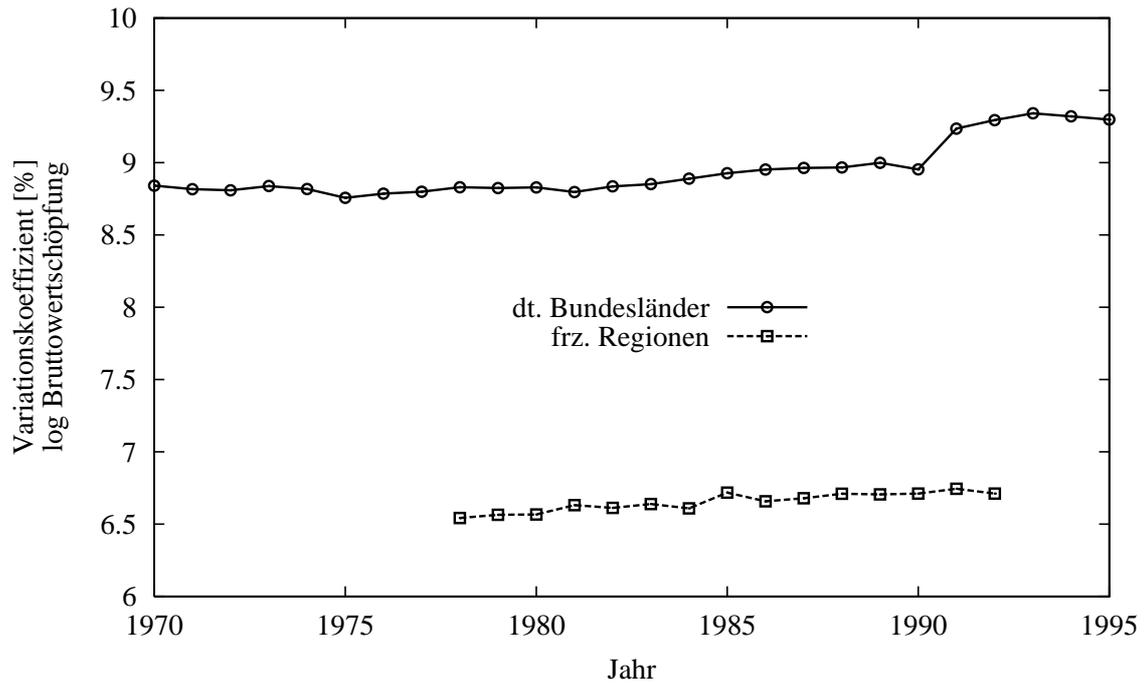


Abbildung 2: Regionale Unterschiede Bruttowertschöpfung

3.1 Die unterschiedlichen Rahmenbedingungen der Infrastrukturpolitik in Deutschland und Frankreich am Beispiel Straßenbau

Die geographischen Unterschiede (Bevölkerungsdichte 104 Einwohner pro km² in Frankreich, 223 Einwohner pro km² in Deutschland) verdeutlichen die verschiedenen Rahmenbedingungen für die Ausgestaltung der Infrastrukturpolitik in Deutschland bzw. Frankreich. Im Jahr 1992 gab es in Deutschland insgesamt 11.000 km Autobahnen, 42.200 km Bundesstraßen, 85.200 km Landesstraßen, 84.940 km Kreisstraßen und 413.000 km Gemeindestraßen (Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung 1994).

In Frankreich werden ebenfalls fünf Kategorien von Straßen unterschieden: "autoroutes" (Autobahnen), "routes nationales" (vergleichbar mit Bundesstraßen), "routes départementales" (Departementstraßen), "voies communales" (Gemeindestraßen) und "chemins ruraux" (Gemeindewege).

Die Länge des französischen Autobahnnetzes betrug 1992 insgesamt 9.081 km und ist damit mit der Länge des deutschen Netzes vergleichbar. Die Länge der "routes nationales" beträgt dagegen mit 27.500 km nur etwa die Hälfte im Vergleich zu den deutschen Bundesstraßen. Dagegen gibt es in Frankreich etwa 365.600 km "routes départementales" (Departementstraßen) und auch das Netz der Gemeindestraßen (voies communales) ist mit 579.000 km deutlich länger als in Deutschland, was auf die größere geographische Fläche Frankreichs zurückgeführt werden kann (Centre national de documentation pédagogique 1998).

Aber nicht nur die geographischen Unterschiede, sondern auch Geschichte und Politik haben zu einer unterschiedlichen Ausgestaltung der regionalen Infrastrukturpolitik in beiden Ländern beigetragen. Die französische Infrastrukturpolitik ist einerseits von starken regionalpolitischen Erwägungen geprägt und andererseits auf einzelne, große Infrastrukturvorhaben ausgerichtet (Kistenmacher, Marcou, und Clev 1994).

Durch die zentralstaatliche Tradition in Frankreich ist in den ersten Nachkriegsjahren eine interventionistisch geprägte Regionalpolitik begünstigt worden. Für lange Zeit stand in Frankreich bei der regionalen Entwicklung Paris und der Pariser Raum (Ile-de-France) im Vordergrund. Nach dem zweiten Weltkrieg wurde jedoch in Frankreich zunehmend eine Politik der Dekonzentration und der Schaffung von Industriezentren außerhalb des Pariser Raums verfolgt. Der 1963 zu diesem Zweck geschaffenen zentralen Raumordnungsbehörde DATAR wurden weitreichende Entscheidungsbefugnisse eingeräumt. Um die zentral gesteuerte und auf aktive Maßnahmen ausgerichtete Regionalpolitik besser durchsetzen zu können, wurde die DATAR direkt dem Premierminister unterstellt.

Allerdings lassen sich in Frankreich seit Beginn der 80er Jahre auch zunehmende Dezentralisierungstendenzen der Planung feststellen. Die hierarchische Steuerung der 60er und 70er Jahre wird seit den 80er Jahren durch Formen vertraglicher Abstimmung zwischen Zentralstaat und den Regionen abgelöst (Neumann und Uterwedde 1994).

In Frankreich spielt darüber hinaus der privatwirtschaftliche Bau und Betrieb von Autobahnen eine wichtige Rolle. Private oder gemischtwirtschaftliche Unternehmen mit Konzessionen betreiben den größten Teil des Autobahnnetzes (6490 km von insgesamt 9.081 km) und beziehen zu diesem Zweck Mautgebühren von den Nutzern. Durch die Konzessionierung gewährt die öffentliche Hand den pri-

vatwirtschaftlichen Unternehmen spezifische Rechte. Aus den eingenommenen Mautgebühren wird nicht nur die Instandhaltung und Bewirtschaftung, sondern auch der Neubau weiterer Autobahnen finanziert (Ministère de l'Équipement, des Transports, et du Logement 1998).

Für die Finanzierung und Planung der "routes nationales" und der staatlichen Autobahnen ist die "Direction des Routes" verantwortlich. Diese ist dem zuständigen Ministerium "Ministère de l'Équipement, des Transports et du Logement" untergeordnet. Die "Direction des Routes" setzt einerseits die langfristigen Ziele von Straßen- und Autobahnbau nach einem bestimmten Schema (Schéma directeur routier national) fest. Andererseits erlässt die "Direction des Routes" Gesetze, in denen Bau, Instandhaltung und Bewirtschaftung beschrieben werden. Außerdem stellt sie die benötigten Mittel zur Finanzierung der Vorhaben fest. Die 22 Regionen werden dabei durch die "Directions Régionales de l'Équipement" (DRE) vertreten und sind der "Direction des Routes" untergeordnet.

In Deutschland haben sich im Gegensatz zu Frankreich im Laufe der Zeit mehrere gleichwertige regionale Metropolen ausgebildet (polyzentrische Entwicklung). In der Nachkriegszeit kommt dem föderalen Prinzip in Deutschland eine entscheidende Rolle bei der Ausgestaltung der Regionalpolitik zu. Vor allem der verfassungsrechtliche Grundsatz von der Angleichung der Lebensverhältnisse zwischen den Regionen stellt in Deutschland eine wichtige Zielsetzung der Regionalpolitik dar.

Durch die föderalistische Struktur haben die Länder die Gesetzgebungskompetenz für Landstraßen, Kreisstraßen, Gemeindestraßen und für Wirtschaftswege. Dagegen ist der Bund Eigentümer und Baulastträger der Bundesfernstraßen; diese werden im Auftrag des Bundes von den Ländern gebaut und verwaltet (Bundesministerium für Verkehr 1995).

In den ersten Nachkriegsjahren wurde dem Bund bei Planung der Raumordnungspolitik zunächst nur eine Rahmenkompetenz zugedacht. Mit dem Raumordnungsgesetz von 1965 wurde jedoch die Bedeutung des Bundes im föderalen System gestärkt. Durch die Bundesverkehrswegeplanung wurde 1968 ein "verkehrspolitisches Programm" eingeführt, das eine Koordinierung der Planung für alle Bundesverkehrswege (Bundesstraßen, Bundesschienenwege und Bundeswasserstraßen) ermöglichen sollte. Bundesverkehrswegepläne werden vom Bundeskabinett beschlossen und in regelmäßigen Abständen neu aufgestellt. Ei-

ne vergleichbare langfristig ausgerichtete Verkehrsplanung gibt es in Frankreich nicht.

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass in Deutschland die Infrastruktur- und Regionalpolitik von der Zielsetzung einer Angleichung der Lebensverhältnisse in den Regionen geleitet wird, während in Frankreich in den letzten Jahrzehnten vor allem eine Dezentralisierung sowie die Entlastung des konzentrierten Pariser Raums im Vordergrund stand. Die noch bestehenden Unterschiede in der Ausgestaltung der Infrastrukturpolitik in Deutschland und Frankreich werden sich zukünftig im Zuge der europäischen Integration weiter verringern (Kistenmacher und Clev 1996). Im folgenden Abschnitt wird der Frage nachgegangen, welche Determinanten bzw. Kriterien für die regionale Allokation von Infrastrukturinvestitionen in Deutschland und Frankreich empirisch von Bedeutung sind.

3.2 Determinanten der Allokation von Investitionen in die Straßeninfrastruktur

Die Studie von de la Fuente und Vives (1995) identifiziert 3 Kriterien, die für die Allokation von öffentlichen Investitionen in die Straßeninfrastruktur von Bedeutung sein könnten. Nach dem ersten Kriterium, das als *Effizienzkriterium* bezeichnet werden kann, müssten Infrastrukturinvestitionen dorthin fließen, wo die marginale Produktivität der Investitionen am höchsten ist. Bei einer Cobb-Douglas Produktionsfunktion F ist die Grenzproduktivität des Infrastrukturkapitals in Region i gegeben durch

$$\frac{\partial F}{\partial G_i} = \alpha_G \frac{Q_i}{G_i},$$

wobei α_G die Elastizität des Outputs Q im Hinblick auf das Infrastrukturkapital G bezeichnet. Wird α_G als konstant für alle Regionen angenommen, dann hängt die Grenzproduktivität vom Verhältnis Q/G in den Regionen ab.

Wenn die Regierung gleiche Lebensverhältnisse für alle Regionen anstrebt, dann sollte sie nach dem zweiten, dem so genannten *Gleichheitskriterium*, Infrastrukturinvestitionen dorthin lenken, wo das regionale Pro-Kopfeinkommen bzw. die Produktivität nur unterdurchschnittlich sind. Ziel einer solchen Politik wäre es,

Regionale Unterschiede Investitionen Straßeninfrastruktur in
 Deutschland und Frankreich für 11 westdeutsche Bundesländer 1970–95,
 21 französische Regionen 1978–92

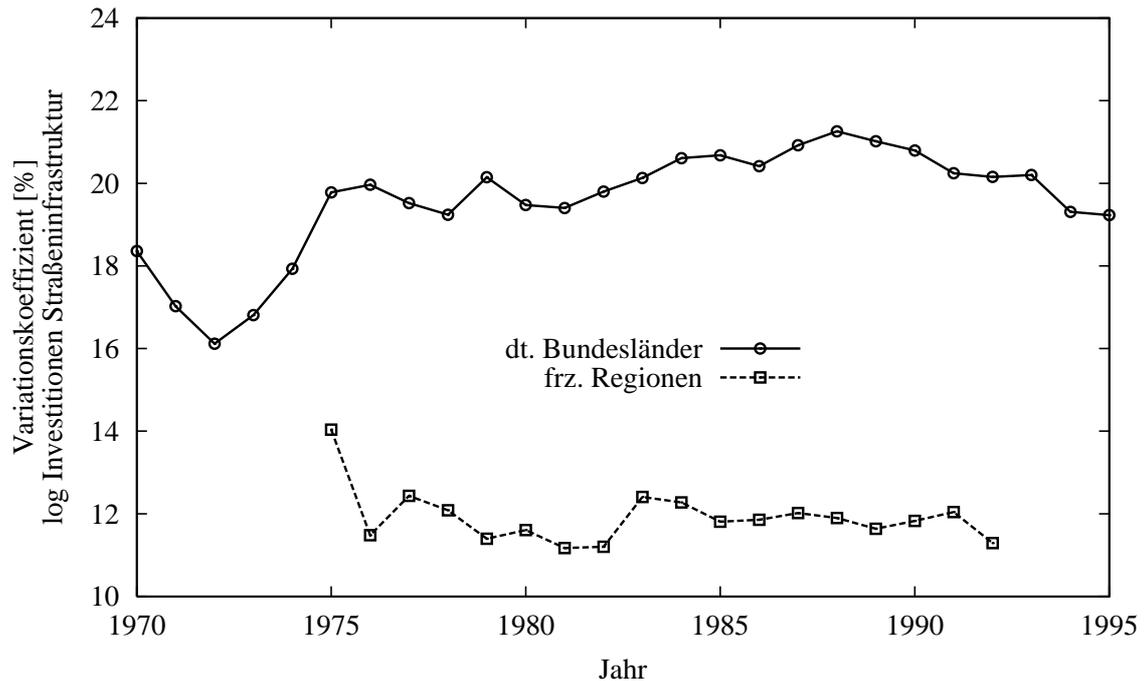


Abbildung 3: Regionale Unterschiede Infrastrukturinvestitionen

durch eine Verbesserung des öffentlichen Infrastrukturangebots die sonstigen Wettbewerbsnachteile der Region zu verringern und privates Kapital in diese Regionen “zu locken”. Als Kriterium für eine solche Infrastrukturpolitik kann das Pro-Kopfeinkommen Q /Einwohner oder die durchschnittliche Arbeitsproduktivität, Q/L , verwendet werden.

Ein drittes Kriterium für die Allokation von Infrastrukturinvestitionen kann nach de la Fuente und Vives (1995) als *Neutralitätskriterium* bezeichnet werden. Ziel hierbei wäre, die Ausgangsbedingungen in allen Regionen gleich zu gestalten. Dieses Kriterium ist dann erfüllt, wenn G/L , also die Infrastrukturkapitalintensität, in allen Regionen gleich ist.

Die 3 Kriterien lassen sich in der Realität bei der Entscheidung über die Allokation meistens nicht gleichzeitig erfüllen, sondern führen in der Regel zu Zielkonflikten. Für die spanischen Regionen finden de la Fuente und Vives (1995) beispielsweise, dass ein Zielkonflikt zwischen dem Effizienzkriterium auf der einen und dem Neutralitäts- bzw. Gleichheitskriterium auf der anderen Seite vorliegt.

Determinanten der regionalen Allokation von Investitionen in
Straßeninfrastruktur für 11 westdeutsche Bundesländer 1970–95

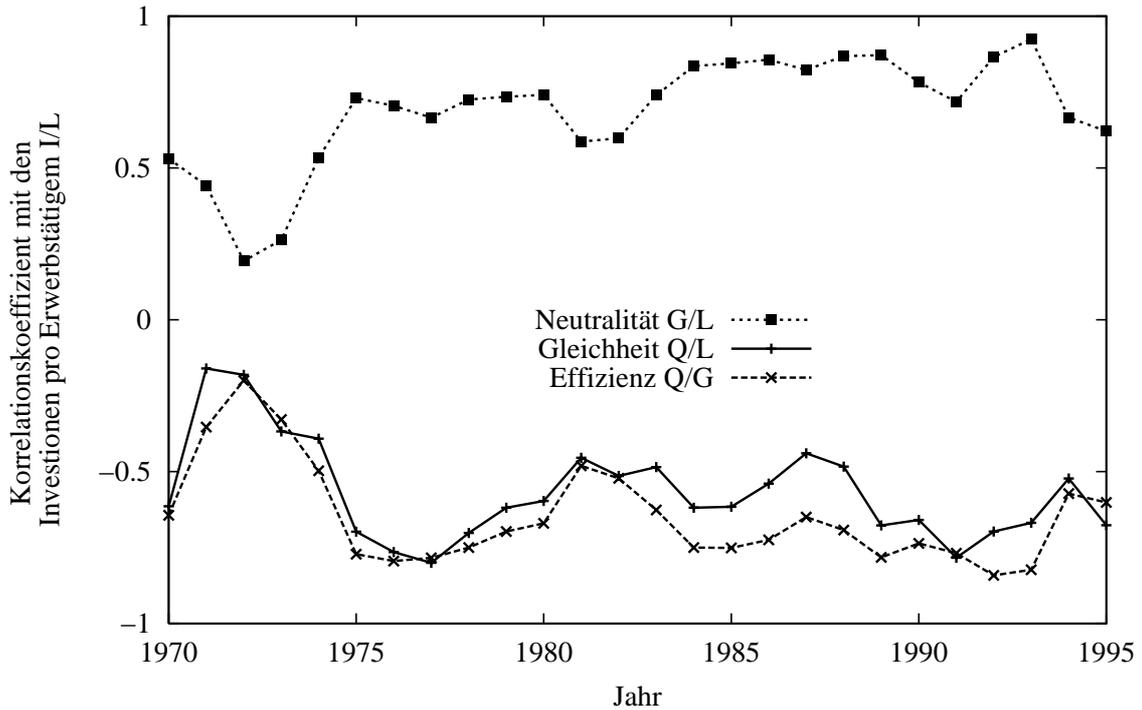


Abbildung 4: Determinanten der Infrastrukturallokation in Deutschland

Abbildung 3 zeigt zunächst die Variation der Allokation der regionalen Straßeninfrastrukturinvestitionen in Deutschland bzw. Frankreich. In Deutschland nimmt die Variation der Allokation von 1972-88 relativ stetig zu, fällt jedoch danach wieder ab. Für Frankreich kann weder eine konstante Ab- oder Zunahme der Variation beobachtet werden, d.h. die Varianz der Allokation ist im Zeitverlauf relativ konstant. Insgesamt betrachtet ist also keine Abnahme in der Variation der Allokation festzustellen.

Abbildung 4 zeigt die zeitliche Entwicklung der (jährlich berechneten) Korrelation von regionalen Infrastrukturinvestitionen in Deutschland mit den 3 Kriterien *Effizienz*, gemessen als Q/G , *Gleichheit* der Lebensbedingungen, gemessen als Q/L und *Neutralität* der Verteilung, gemessen als G/L . Falls die Regierung eine regionale Infrastrukturpolitik nach dem Kriterium der Neutralität verfolgt, erwarten wir, dass die Korrelation zwischen den Investitionen pro Erwerbstätigem (I/L) und dem Infrastrukturbestand pro Erwerbstätigem (G/L) *negativ* ist.

Abbildung 4 zeigt für Deutschland allerdings eine positive Korrelation zwischen

Determinanten der regionalen Allokation von Investitionen in
Straßeninfrastruktur für 21 frz. Regionen 1975–92

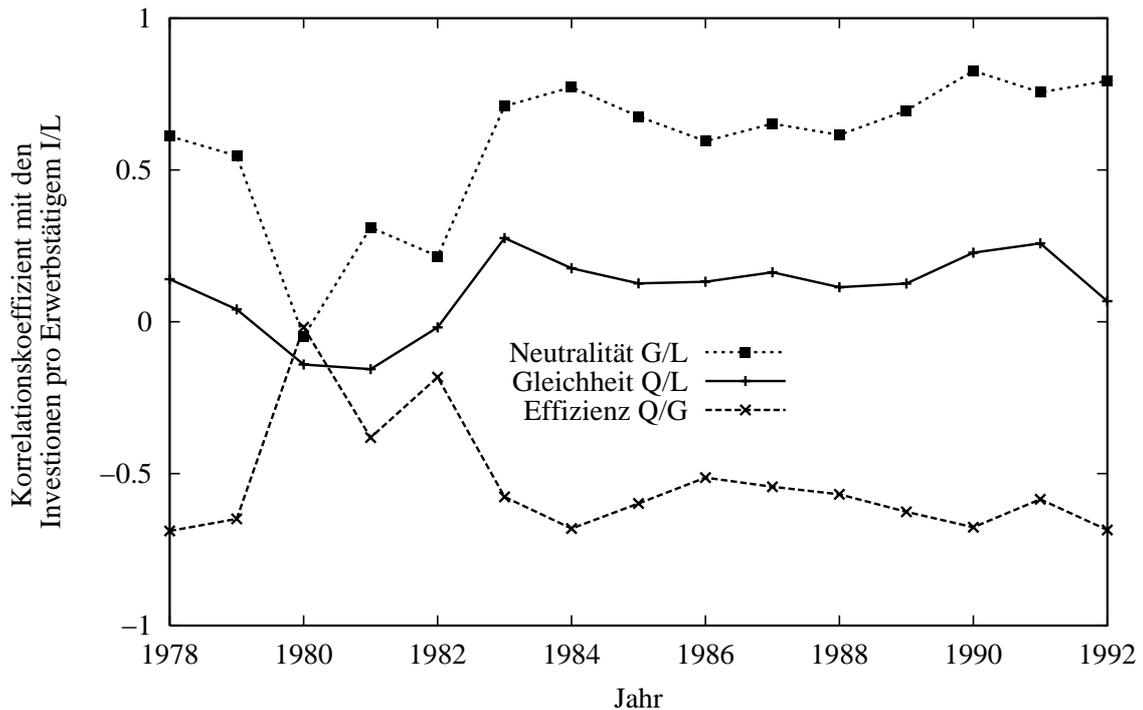


Abbildung 5: Determinanten der Infrastrukturallokation in Frankreich

I/L und G/L . Demnach scheint das Neutralitätskriterium für die regionale Allokation der Infrastrukturinvestitionen in Deutschland nicht von Bedeutung zu sein.

Eine negative Korrelation mit den Investitionen ergibt sich für das *Gleichheitskriterium*. Demnach sind die öffentlichen Investitionen also vor allem in Regionen mit geringer Arbeitsproduktivität, d.h. geringem Wert von Q/L , geflossen. Dagegen macht die negative Korrelation der Investitionen mit dem *Effizienzkriterium* Q/G nur wenig Sinn. Wir vermuten daher, dass diese negative Korrelation dadurch entsteht, dass die Allokation überwiegend nach dem *Gleichheitskriterium* erfolgt, und Regionen mit geringer Arbeitsproduktivität auch gleichzeitig Regionen mit geringem Verhältnis von Q/G sind.

Abbildung 5 zeigt die zeitliche Entwicklung der Korrelation von regionalen Infrastrukturinvestitionen mit den 3 Kriterien in Frankreich. Der wesentliche Unterschied ist, dass für Frankreich das *Gleichheitskriterium* bei der Allokation von Infrastrukturinvestitionen keine Rolle zu spielen scheint, da die Korrelation im

Zeitverlauf nicht wesentlich von Null verschieden ist. Die negative Korrelation für das *Effizienzkriterium* Q/G macht genauso wie für Deutschland auch hier nur wenig Sinn. Das Neutralitätskriterium scheint auch für Frankreich nicht erfüllt zu sein, da die Korrelation zwischen I/L und G/L für Frankreich ebenfalls positiv ist.

Als Fazit dieses Abschnitts kann festgehalten werden, daß im Gegensatz zu Frankreich für Deutschland das *Gleichheitskriterium* bei der Allokation von öffentlichen Infrastrukturinvestitionen eine Rolle zu spielen scheint, d.h. öffentliche Investitionen sind vor allem in Regionen mit unterdurchschnittlicher Arbeitsproduktivität geflossen. Im nächsten Abschnitt wird der grundsätzlichen Frage nachgegangen, ob von Infrastrukturinvestitionen überhaupt positive Effekte für die Wirtschaftsentwicklung ausgehen. Dazu wird basierend auf einer Produktionsfunktion mit Paneldaten für die französischen Regionen und den deutschen Bundesländern eine ökonometrische Analyse durchgeführt.

4 Produktivitätseffekte von regionaler Straßeninfrastruktur in Deutschland und Frankreich

Im folgenden werden die Produktivitätseffekte von Straßeninfrastruktur mit 4 verschiedenen Ansätzen untersucht:

1. Cobb-Douglas Produktionsfunktion mit 5-Jahresdurchschnittswerten der Variablen
2. Modell mit Gesamtwachstumsraten der Variablen des Zeitraums 1978-92
3. Cobb-Douglas Produktionsfunktion mit jährlichen Werten der Variablen, Heterogenität der Parameter zwischen Deutschland und Frankreich
4. Modell mit jährlichen Wachstumsraten der Variablen, Heterogenität der Parameter zwischen Deutschland und Frankreich

Dabei kommen Schätzverfahren aus der Paneldatenanalyse zur Anwendung (Baltagi 1995, Hsiao 1986). Unser empirisches Basismodell basiert auf einer Produk-

tionsfunktion für Region $i, i = 1 \dots N$, im Jahr $t, t = 1 \dots T$,

$$Q_{it} = A(t)F(t, X_{1t}, \dots, X_{Mt}), \quad (3)$$

wobei Q_{it} den Output, $A(t)$ die technische Effizienz (bzw. den Hicks-neutralen technischen Fortschritt), und X_{1t}, \dots, X_{Mt} die M Faktorinputs bezeichnen. Unter Annahme einer Cobb-Douglas Produktionsfunktion und mit den Faktorinputs Arbeit L_{it} , privates Kapital K_{it} , und Straßeninfrastruktur G_{it} , sowie nach Logarithmieren und Division durch L_{it} und erhält man das folgende empirische Modell, das die Grundlage für unsere empirischen Auswertungen bildet

$$\ln q_{it} = \ln A_{0it} + \alpha_t t + \alpha_k \ln k_{it} + \alpha_g \ln g_{it} + \tilde{\alpha}_L \ln L_{it} + \epsilon_{it}, \quad (4)$$

mit $\tilde{\alpha}_L = \alpha_k + \alpha_g + \alpha_L - 1$,

wobei wir annehmen, dass $A_{it}(t) = A_{0it} \exp(\alpha_t t)$, und Größen in kleinen Buchstaben als $x = X/L$ definiert sind. Die Parameter $\alpha_k, \alpha_g, \alpha_L$ stellen die Elastizitäten des Outputs Q_{it} im Hinblick auf die Inputs K_{it}, G_{it} und L_{it} dar. Die Störgröße ϵ_{it} wird als eine unabhängig identisch normalverteilte Zufallsvariable angenommen.

Der Vorteil der von uns gewählten Spezifikation Glg. (4) für die Produktionsfunktion ist, dass wir zum einen durch die Division durch L_{it} das Problem von Heteroskedastizität für die empirische Schätzung verringern können, zum anderen wir *a priori* aber keine Restriktion hinsichtlich der Konstanz von Skalenerträgen verwenden, wie dies sonst oft in empirischen Arbeiten mit Cobb-Douglas Produktionsfunktionen zu finden ist. Wenn der Parameter $\tilde{\alpha}_L$ als nicht signifikant von Null verschieden geschätzt wird, kann gleichzeitig auch die Nullhypothese konstanter Skalenerträge nicht verworfen werden.

4.1 Cobb-Douglas Produktionsfunktion mit fünfjährigen Durchschnittswerten

Durch Bilden von fünfjährigen Durchschnittswerten kann der Einfluss von jährlichen Konjunkturlagen in den Daten gemildert werden. Für diese Spezifikation spricht auch die Vermutung, dass sich die Erhöhung beispielsweise der Straßeninfrastruktur in einer Region nicht unmittelbar in demselben Jahr, son-

	OLS		Paneldaten Analysen			
	(1) gepoolt		(2) fixed		(3) random	
Zeiteffekte	—	—	<i>fest***</i>		<i>zufällig</i>	
Querschnittseffekte	—	—	<i>fest***</i>		<i>zufällig</i>	
Intercept	4,658	(28,15)	2,153	(1,68)	4,112	(11,21)
ln <i>k</i>	0,126	(3,15)	0,213	(3,86)	0,173	(4,04)
ln <i>g</i>	-0,090	(-1,76)	0,124	(1,70)	0,026	(0,52)
ln <i>L</i>	0,011	(0,65)	0,140	(1,18)	-0,004	(-0,11)
R ²	0,115		0,982		0,187	
Beobacht.	106		106		106	

t-Statistiken in Klammern. Signifikanz F-Test: * 10 %, ** 5 %, *** 1 %.

Abhängige Variable ist der natürliche Logarithmus der regionalen Bruttowertschöpfung als 5-Jahresdurchschnitt.

Tabelle 1: Modell mit 5-Jahres-Durchschnittswerten

dern erst in den Folgejahren einen Effekt auf den Output hat.

Für Deutschland gehen damit vier Beobachtungen (1972-77, 1978-82, 1983-87 und 1988-92) für jedes der 11 Bundesländer (außer West-Berlin, wo keine Beobachtung für 1988-92 vorliegt) in die Analyse ein, während für Frankreich für jede der 21 Regionen insgesamt drei Beobachtungen (1978-82, 1983-87, 1988-92) in die Analyse eingehen. Die Gesamtzahl der Beobachtungen beträgt somit 106. Zu beachten ist auch, dass wir Homogenität der Parameter für Deutschland und Frankreich annehmen.

Tabelle 1 gibt die Resultate der Schätzungen wieder, die mit der Prozedur PROC TSCSREG mit SAS 6.12 durchgeführt wurden. In Spalte (1) von Tabelle 1 sind die Ergebnisse für das so genannte "gepoolte" Modell (ohne Zeit- und Querschnittseffekte) dargestellt. Diese Spezifikation ist mit der Annahme äquivalent, dass für alle Regionen gilt: $\ln A_{0t} = \ln A_{0it}$. In Spalte (2) sind die Ergebnisse für ein Modell mit festen Zeit- und Querschnittseffekten wiedergegeben; in Spalte (3) werden die Ergebnisse für ein Modell mit zufälligen Zeit- und Querschnittseffekten dargestellt. Zu beachten ist, dass die festen Zeiteffekte eine Verallgemeinerung der linearen Trendvariable t in (4) darstellen, d.h. das Modell mit einem linearen Trend t kann durch Restriktionen aus dem Modell mit festen Zeiteffekten abgeleitet werden.

Die Ergebnisse für Tabelle 1 zeigen, dass die Straßeninfrastrukturvariable bei der

Spezifikation von Spalte (2), d.h. mit festen Zeit- und Querschnittseffekten, auf einem Niveau von 10 Prozent statistisch signifikant ist. Die Querschnitts- und Zeiteffekte sind signifikant, was auch aus dem Anstieg des R^2 von Spalte (1) mit 0,115 zu 0,982 in Spalte (2) deutlich wird.

Die Spezifikation in Spalte (3) mit zufälligen Effekten wird gegenüber der Spezifikation in Spalte (2) durch einen Hausman-Test auf einem Signifikanzniveau von 10 Prozent nicht abgelehnt (zu den Details des Hausman-Tests, siehe z.B. Baltagi 1995, Hsiao 1986). Die Hypothese konstanter Skalenerträge wird in keiner der Spezifikationen auf einem Niveau von 10 Prozent abgelehnt.

4.2 Modell mit Gesamtwachstumsraten der Variablen 1978-92

Der zweite Teil der empirischen Analyse wird ebenfalls auf Grundlage der Cobb-Douglas Produktionsfunktion Glg. (4) durchgeführt. Die Gesamtwachstumsraten der einzelnen Variablen werden durch Bildung der Differenzen der logarithmierten Werte $\ln X_T - \ln X_0$ erhalten, wobei X_T der Wert für 1992 und X_0 der Wert für 1978 ist. Stellt man die Wachstumsrate einer Variablen X_t im Zeitraum 0 bis T als \widehat{X}_{0T} dar, so lässt sich das empirische Modell schreiben als

$$\widehat{q}_{0T} = \alpha_t + \alpha_k \widehat{k}_{0T} + \alpha_g \widehat{g}_{0T} + \tilde{\alpha}_L \widehat{L}_{0T} + \gamma_i, \quad (5)$$

mit $\tilde{\alpha}_L = \alpha_k + \alpha_g + \alpha_L - 1,$

wobei die Störgröße $\gamma_i = \epsilon_{iT} - \epsilon_{i0}$ ist. Im Prinzip können also mit diesem Modell dieselben Parameter wie in der Spezifikation Glg. (4) geschätzt werden. Im Vergleich zum ersten Teil liegt bei der empirischen Schätzung jedoch eine andere Betrachtungsweise zugrunde. Bei dieser Spezifikation werden nur die Wachstumsraten der Variablen im Querschnitt berücksichtigt, d.h. die Variation der Wachstumsraten innerhalb der einzelnen Regionen geht nicht in die Auswertung ein.

Für die empirische Umsetzung wird für jede Region die Wachstumsrate der Variablen \widehat{q} , \widehat{k} , \widehat{g} und \widehat{L} für den Zeitraum 1978-92 berechnet. Für das Bundesland West-Berlin wird, da hier keine Werte für 1991-92 vorliegen, der Wert für den Zeitraum 1978-1990 als Beobachtung genommen. Tabelle 2 zeigt die Resultate der Schätzungen. Diese wurden mit der Prozedur PROC REG in SAS 6.12 ermittelt.

	OLS (1)		OLS (2)		OLS (3)	
<i>Dummy-Var.</i>						
Paris	—	—	—	—	0,012	(6,55)
PACA	—	—	—	—	0,006	(3,58)
Hessen	—	—	—	—	0,009	(5,01)
Intercept	0,001	(3,61)	0,051	(1,99)	0,073	(5,12)
\hat{k}	0,232	(3,14)	0,151	(1,74)	0,135	(2,83)
\hat{g}	0,160	(1,67)	0,085	(0,82)	0,115	(2,13)
\hat{L}	0,187	(1,19)	0,128	(0,82)	0,132	(1,59)
\hat{q}_0	—	—	0,011	(-1,65)	-0,272	(-4,73)
R ²	0,408		0,462		0,871	
Beobacht.	32		32		32	

Die t-Statistiken sind in Klammern angegeben.

Abhängige Variable ist die Wachstumsrate der regionalen Bruttowertschöpfung im Zeitraum 1978-92.

Tabelle 2: Modell mit Wachstumsraten im Querschnitt

Spalte (1) in Tabelle 2 zeigt, dass bei dieser Spezifikation nur der Parameter für das private Kapital auf einem Niveau von 10 Prozent signifikant ist. Beachtenswert ist die Ähnlichkeit der Ergebnisse von Spalte (1) in Tabelle 2 mit den Ergebnissen der Spalte (2) in Tabelle 1. Wie bereits erwähnt, liegt dies darin begründet, dass Spezifikation Glg. (5) aus Spezifikation Glg. (4) abgeleitet werden kann.

In Spalte (2) von Tabelle 2 ist die Ausgangsarbeitsproduktivität q_0 des Jahres 1978 zur Spezifikation Glg. (5) hinzugefügt. Falls eine Konvergenz der Arbeitsproduktivitäten zwischen den Regionen im Zeitraum 1978-92 zu beobachten wäre, würde dies mit einem negativ geschätzten Koeffizienten α_{q_0} korrespondieren, weil in diesem Fall die erwartete Arbeitsproduktivität in Regionen mit einem niedrigeren Ausgangswerten im Jahr 1978 schneller wachsen würde (Barro und Sala-I-Martin 1995).

Durch Hinzufügen der Ausgangsarbeitsproduktivität q_0 erhöht sich R^2 etwas von 0,408 in Spalte (1) auf 0,462 in Spalte (2). Allerdings sind in Spalte (2) weder α_{q_0} , noch die Koeffizienten des privaten Kapital- oder der Straßeninfrastrukturinputs auf einem Niveau von 10 Prozent signifikant.

In der Spezifikation Spalte (3) in Tabelle 2 werden drei Dummy-Variablen für die

beiden französischen Regionen Ile-de-France (Paris) und Provence-Alpes-Cote D'Azur (PACA) sowie für das Bundesland Hessen hinzugefügt. Die erwartete durchschnittliche Wachstumsrate im Zeitraum 1978-92 liegt bei diesen Regionen höher als durch die Modellvariablen erklärt werden kann (bei Paris liegt die erwartete Wachstumsrate sogar 1,2 Prozent höher als durch die Modellvariablen erklärt werden).

Durch das Hinzufügen dieser drei Dummy-Variablen erhöht sich R^2 auf 0,871. In Spalte (3) sind sowohl der Parameter für das private Kapital, α_k , sowie der Parameter für Straßeninfrastruktur, α_g , und der Parameter α_{q_0} signifikant.

4.3 Cobb-Douglas Produktionsfunktion mit jährlichen Werten und Parameterheterogenität

Im dritten Teil der empirischen werden die Schätzungen auf Basis von jährlichen Daten durchgeführt, um auch etwaige kurzfristigere (jährliche) Effekte von Infrastruktur berücksichtigen zu können. Außerdem erlaubt die größere Anzahl von Beobachtungen auch eine sinnvolle Modellierung von Parameterheterogenität zwischen deutschen und französischen Regionen.

Die Regressionsgleichung in diesem dritten Teil basiert ebenfalls auf der Cobb-Douglas Produktionsfunktions-Spezifikation Glg. (4). Bei der ökonometrischen Auswertung werden wiederum Verfahren der Paneldatenanalyse, d.h. Modelle mit festen oder auch zufälligen Effekten, verwendet.

Bei dieser Analyse auf Basis von jährlichen Daten liegen insgesamt 596 Beobachtungen vor (281 für die 11 Bundesländer, wobei 5 Beobachtungen für West-Berlin im Zeitraum 1991-95 nicht eingeschlossen sind, sowie 315 Beobachtungen für die 21 französischen Regionen).

Um die Zeitreiheneigenschaften der verwendeten Daten hinreichend zu berücksichtigen, werden zwei verschiedene Varianten des Modells geschätzt. Bei der ersten Variante wird das Modell mit Variablen in Levels und einem Zeittrend t , und mit einem Korrekturterm für einen autoregressiven Prozess erster Ordnung (AR(1)) geschätzt. Bei der zweiten Variante, die im vierten Abschnitt der empirischen Analyse beschrieben wird, werden von alle Variablen Differenzen erster Ordnung gebildet und das Modell wird folglich ohne Zeittrend geschätzt. Sofern

		MLS		MLS Paneldaten Analysen			
		(1) gepoolt		(2) fixed		(3) random	
Intercept	<i>dt.</i>	-32,608	(-10,73)	<i>feste Quer-</i>		<i>zufällig Quer-</i>	
	<i>frz.</i>	-18,786	(-5,54)	<i>schnittseffekte***</i>		<i>schnittseffekte</i>	
<i>t</i>	<i>dt.</i>	0,0180	(10,97)	0,0115	(7,05)	0,0178	(11,26)
	<i>frz.</i>	0,0106	(6,06)	0,0140	(7,58)	0,0116	(8,00)
ln <i>k</i>	<i>dt.</i>	0,1263	(1,32)	0,2232	(2,93)	0,1407	(1,51)
	<i>frz.</i>	0,1936	(4,66)	0,1224	(3,27)	0,1735	(4,59)
ln <i>g</i>	<i>dt.</i>	-0,0277	(-0,41)	0,0904	(1,46)	-0,0355	(-0,54)
	<i>frz.</i>	0,1752	(3,54)	0,1307	(2,14)	0,1772	(3,83)
ln <i>L</i>	<i>dt.</i>	-0,0051	(-0,15)	0,3220	(3,51)	-0,0031	(-0,10)
	<i>frz.</i>	0,0535	(2,62)	-0,3011	(-3,46)	0,0561	(2,54)
AR(1)	<i>dt.</i>	0,9890	(164,71)	0,8543	(26,47)	0,9748	(26,34)
	<i>frz.</i>	0,9403	(43,12)	0,6507	(12,75)	0,7450	(12,65)
Log-Likelihood		1444,5		1525,9		1450,0	
Beobacht.	<i>dt.</i>	281		281		281	
	<i>frz.</i>	315		315		315	

Die t-Statistiken sind in Klammern angegeben. Signifikanz F-Test: * 10 %, ** 5 %, *** 1 %.

Abhängige Variable ist der natürliche Logarithmus der regionalen Bruttowertschöpfung.

Tabelle 3: AR(1)-Modell mit Parameterheterogenität

die Ausgangszeitreihen der einzelnen Variablen integriert vom Grad eins (I(1)) sind, so sind sie nach einmaligem Differenzieren stationär.

Tabelle 3 zeigt die Schätzergebnisse für das AR(1)-Modell. Die Schätzungen wurden mit PROC MIXED in SAS 6.12 durchgeführt. Wir verwenden für alle Spezifikationen Maximum-Likelihood (MLS) als Schätzmethode. Heterogenität der Parameter zwischen Deutschland und Frankreich wird berücksichtigt. Da in dieser Spezifikation ein Zeittrend enthalten ist, können wir hier wegen sonst auftretender Singularität keine zusätzlichen Zeiteffekte schätzen.

Spalte (1) zeigt die Ergebnisse für das Modell ohne Querschnittseffekte. Die AR(1) Parameter sind sowohl für Deutschland als auch für Frankreich signifikant von Null verschieden. Die Schätzungen der Parameter der Inputfaktoren *k*, *g* und *L* sind jedoch nur für die französischen Regionen statistisch signifikant. In Spalte (2) werden zusätzlich noch feste Querschnittseffekte für alle Regionen geschätzt. Die Resultate der durchgeführten F-Tests zeigen, dass die Querschnittseffekte ebenfalls signifikant von Null verschieden sind.

Durch die Einbeziehung von festen Querschnittseffekten in Spalte (2) wird die

Variation innerhalb der einzelnen Zeitreihen, nicht jedoch die Variation im Querschnitt berücksichtigt. Im Gegensatz zu Spalte (1) ist der geschätzte Parameter α_k in Spalte (2) für die Bundesländer signifikant, wogegen der Parameter α_g bei beiden Spezifikationen nicht signifikant ist. Die geschätzten Parameter in Spalte (3) mit zufälligen Querschnittseffekten können auch als eine gewichtete Kombination der geschätzten Parameter aus den Spalten (1) und (2) interpretiert werden.

4.4 Cobb-Douglas Produktionsfunktion mit jährlichen Wachstumsraten und Parameterheterogenität

Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse für das Modell mit Variablen in ersten Differenzen. Dadurch, dass erste Differenzen von den Variablen in Gleichung (4) gebildet wurden, ist bei den Spezifikationen in Tabelle 4 kein Zeittrend mehr enthalten. Vielmehr sollte hier der geschätzte Wert für den Intercept in etwa dem geschätzten Wert für den Parameter des Zeittrends in Tabelle 3 entsprechen.

Die Spalte (1) von Tabelle 4 korrespondiert daher auch zu Spalte (2) in Tabelle 3, da durch das Bilden von ersten Differenzen der Variablen in Gleichung (4) die festen Querschnittseffekte ebenfalls wegfallen. Tatsächlich sind die geschätzten Werte der Parameter von Spalte (1) in Tabelle 4, den aus Spalte (2) in Tabelle 3 sehr ähnlich. Im Unterschied zu Spalte (2) in Tabelle 4, ist jedoch in Spalte (1) der geschätzte Parameter α_g für die Straßeninfrastruktur der Bundesländer auf einem Niveau von 10 Prozent signifikant.

In Spalte (2) werden zusätzlich noch feste Zeiteffekte eingeführt. Mit diesen Zeiteffekten, die hoch signifikant sind, können beispielsweise Schocks modelliert werden, die sich gleichermaßen auf den Output in allen Regionen ausgewirkt haben. Außerdem werden (lineare) Trends in den Zeitreihen, sofern sie trotz des einmaligen Differenzierens noch Vorhanden sind, ebenfalls berücksichtigt.

Es zeigt sich, dass bei dieser Spezifikation der Wert des Parameters für die Straßeninfrastruktur in den französischen Regionen signifikant von Null verschieden bleibt, während er für die Bundesländer nicht signifikant von Null verschieden ist. In der abschließenden Spezifikation Spalte (3) werden die Zeiteffekte als zufällige Effekte modelliert. Die für diese Spezifikation erhaltenen Ergebnisse sind denen aus Spalte (2) sehr ähnlich.

		MLS (1) gepoolt		MLS Paneldaten Analysen (2) fixed (3) random			
Intercept	<i>dt.</i>	0,0131	(5,03)	<i>feste</i>		<i>zufällig</i>	
	<i>frz.</i>	0,0123	(4,16)	<i>Zeiteffekte***</i>		<i>Zeiteffekte</i>	
\hat{k}	<i>dt.</i>	0,0631	(0,49)	0,2348	(2,06)	0,2337	(2,05)
	<i>frz.</i>	0,1317	(2,96)	0,1396	(3,28)	0,1432	(3,35)
\hat{g}	<i>dt.</i>	0,1746	(1,81)	-0,1161	(-1,17)	-0,0333	(-0,35)
	<i>frz.</i>	0,1467	(1,45)	0,1439	(1,92)	0,1626	(2,20)
\hat{L}	<i>dt.</i>	0,2471	(2,02)	0,2007	(0,48)	0,2531	(2,00)
	<i>frz.</i>	-0,5825	(-4,97)	-0,5210	(-4,04)	-0,5178	(-4,64)
Log-Likelihood		1420,3		1521,0		1478,7	
Beobacht.	<i>dt.</i>	270		270		270	
	<i>frz.</i>	294		294		294	

Die t-Statistiken sind in Klammern angegeben. Signifikanz F-Test: * 10 %, ** 5 %, *** 1 %.

Abhängige Variable ist die Wachstumsrate der regionalen Bruttowertschöpfung.

Tabelle 4: Modell in ersten Differenzen mit Parameterheterogenität

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass insgesamt betrachtet diese Studie Evidenz dafür findet, dass regionale Straßeninfrastruktur in den meisten der verwendeten Spezifikationen einen signifikanten Einfluss auf den regionalen Output hat. Wird allerdings auch Heterogenität der Parameter zwischen deutschen und französischen Regionen berücksichtigt, zeigt sich, dass nur für Frankreich der Produktivitätseffekt von Straßeninfrastruktur auf den Output bei den meisten Spezifikationen signifikant ist, während die Ergebnisse für die 11 deutschen Bundesländer, in Abhängigkeit von der jeweiligen Spezifikation, nicht eindeutig sind.

5 Zusammenfassung und abschließende Bemerkungen

In dieser Arbeit wurden zunächst die Unterschiede in der Infrastruktur- und Raumordnungspolitik von Deutschland und Frankreich dargestellt. Beispielsweise kann in Frankreich eine einseitige Dominanz der Stadt Paris und des Pariser Raums im Vergleich zu den anderen Regionen in Frankreich ausgemacht werden. Ein weiterer zentraler Unterschied der Infrastrukturplanung zwischen Deutschland und Frankreich ist, daß die Planung in Deutschland hierarchisch

zwischen den Gebietskörperschaften aufgegliedert wird und außerdem mittel- bis langfristig angelegt ist, während die Planung in Frankreich auf so genannten Planverträgen zwischen dem Staat und den Regionen beruht, wobei die einzelnen Gebietskörperschaften gleichberechtigt sind, und außerdem die Planung eher mittel- bis kurzfristig angelegt ist.

Nach der Beschreibung der institutionellen Konzepte der regionalen Infrastrukturpolitik in Deutschland und Frankreich wurden empirisch die Determinanten der Allokation von Infrastrukturinvestitionen für Deutschland und Frankreich untersucht. Dabei stellte sich heraus, dass für Deutschland im Gegensatz zu Frankreich das Gleichheitskriterium bei der Allokation von öffentlichen Infrastrukturinvestitionen eine Rolle zu spielen scheint, d.h. öffentliche Investitionen fließen in Deutschland vor allem in Regionen mit unterdurchschnittlichem Pro-Kopfeinkommen. Andererseits lassen sich weder für Deutschland noch für Frankreich Abnahmen der Einkommensdisparitäten im Beobachtungszeitraum feststellen.

Im sich daran anschließenden Teil der Arbeit wurden die Produktivitätseffekte von Straßeninfrastruktur für deutsche und französische Regionen untersucht. Dazu wurde eine einfache Cobb-Douglas Produktionsfunktion mit den Daten eines so genannten unbalancierten Panels, bestehend aus den 21 französischen Regionen im Zeitraum 1978-1992 und den 11 westdeutschen Bundesländern im Zeitraum 1970-1995, geschätzt.

Insgesamt zeigt sich, dass regionale Straßeninfrastruktur einen signifikanten Einfluss auf den regionalen Output hat. Wird jedoch auch die Heterogenität der Parameter zwischen deutschen und französischen Regionen berücksichtigt, zeigt sich, dass nur für Frankreich der Produktivitätseffekt von Straßeninfrastruktur auf den Output bei den meisten Spezifikationen signifikant ist, während die Ergebnisse für die 11 deutschen Bundesländer, in Abhängigkeit von der jeweiligen Spezifikation, nicht eindeutig sind.

Allerdings ist es schwierig, die institutionellen Unterschiede in der Infrastrukturplanung und -finanzierung in Deutschland und Frankreich mit der empirischen Evidenz von wirtschaftlichen Effekten von Infrastruktur zu verknüpfen. Erschwerend für eine solche Interpretation der Ergebnisse ist auch die Tatsache, dass die empirischen Resultate über die wirtschaftlichen Effekte von Infrastruktur nicht eindeutig ausfallen, sondern stark von der in der empirischen Analyse

verwendeten Spezifikation abhängen.

Literatur

- AARON, H. J. (1990): "Discussion on D. A. Aschauer 'Why is Infrastructure Important?'," in *Is There a Shortfall in Public Capital Investment?*, ed. by A. H. Munnell, pp. 51–63. Federal Reserve Bank of Boston, Conference Series No. 34.
- ASCHAUER, D. A. (1988): "Government Spending and the 'Falling Rate of Profit'," *Federal Reserve Bank of Chicago, Economic Perspectives*, 12, May / June, 11–17.
- ASCHAUER, D. A. (1989a): "Is Public Expenditure Productive?," *Journal of Monetary Economics*, 23, 177–200.
- (1989b): "Does Public Capital Crowd Out Private Capital?," *Journal of Monetary Economics*, 24, 178–235.
- BALTAGI, B. H. (1995): *Econometric Analysis of Panel Data*. Wiley, Chichester.
- BALTAGI, B. H., UND N. PINNOI (1995): "Public Capital Stock and State Productivity," *Empirical Economics*, 20, 351–359.
- BARRO, R. J., UND X. SALA-I-MARTIN (1995): *Economic Growth*. McGraw-Hill, New York.
- BARTHOLMAI, B. (1973): "Regionale Verkehrsinfrastruktur in der BRD," Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Heft 26.
- BUNDESMINISTERIUM FÜR VERKEHR (1995): "Straßen in Deutschland," Bonn.
- CADOT, O., L.-H. RÖLLER, UND A. STEPHAN (1999): "A Political Economy Model of Infrastructure Investment: An Empirical Assessment," Discussion Paper FS IV 99-15, Wissenschaftszentrum Berlin.
- CENTRE NATIONAL DE DOCUMENTATION PÉDAGOGIQUE (1998): "Les autoroutes, Au cœur de l'aménagement du territoire," in *Tdc. textes et documents pour la classe*, Nr. 753.
- CONRAD, K., UND H. SEITZ (1992): "The 'Public Capital Hypothesis': The Case of Germany," *Recherches Economiques de Louvain*, 58, 309–327.

- (1994): "The Economic Benefits of Public Infrastructure," *Applied Economics*, 26, 303–311.
- DE LA FUENTE, A., UND X. VIVES (1995): "Infrastructure and Education as Instruments of Regional Policy-Evidence from Spain," *Economic Policy*, 20, 11–51.
- DEUTSCHES INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG (1994): "Verkehr in Zahlen," Berlin.
- ERBER, G. (1995): "Public Infrastructure, Productivity and Competitiveness: Analysis of Relative Differences and Impacts with Regard to U.S. and German Industries," Discussion Paper No. 115, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung.
- FREY, R. L. (1970): *Infrastruktur. Grundlagen der Planung öffentlicher Investitionen*. Tübingen, Zürich.
- (1978): "Infrastruktur," in *Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaften Bd. 4*, pp. 201–215. Stuttgart u. a.
- FRITSCH, B. (1995): *La contribution des infrastructures au developpement economique des regions francaises*. Dissertation, Institut D'Urbanisme de Paris, Université de Paris XII.
- GARCIA-MILÀ, T., UND T. J. MCGUIRE (1992): "The Contribution of Publicly Provided Inputs to States' Economies," *Regional Science and Urban Economics*, 22, 229–241.
- GRAMLICH, E. M. (1994): "Infrastructure Investment: A Review Essay," *Journal of Economic Literature*, 32, 1176–1196.
- HOFMANN, U. (1996): *Produktivitätseffekte der öffentlichen Infrastruktur: Meßkonzepte und empirische Befunde für Hamburg*, Europäische Hochschulschriften: Reihe 5, Volks- und Betriebswirtschaft. Frankfurt am Main, Bern, New York.
- HOLTZ-EAKIN, D. (1994): "Public-Sector Capital and the Productivity Puzzle," *The Review of Economics and Statistics*, 76, 12–21.
- HOMBURG, S. (1993): "Eine Theorie des Länderfinanzausgleichs: Finanzausgleich und Produktionseffizienz," *Finanzarchiv*, 50, 458–486.

- HSIAO, C. (1986): *Analysis of Panel Data*, Econometric Society Monographs 11. Cambridge Univ. Press.
- HULTEN, C. R., UND R. M. SCHWAB (1991): "Public Capital Formation and the Growth of Regional Manufacturing Industries," *National Tax Journal*, XLIV, 121–134.
- JOCHIMSEN, R. (1966): *Theorie der Infrastruktur. Grundlagen der marktwirtschaftlichen Entwicklung*. Tübingen.
- JOCHIMSEN, R., UND U. E. SIMONIS (1970): *Theorie und Praxis der Infrastrukturpolitik*. Berlin.
- KISTENMACHER, H., UND H.-G. CLEV (1996): "Das Französische Raumordnungs- und Raumentwicklungsrahmengesetz (Raumordnungsgesetz)," *Raumordnung und Raumentwicklung*, 4, 265–276.
- KISTENMACHER, H., G. MARCOU, UND H.-G. CLEV (1994): *Raumordnung und raumbezogene Politik in Frankreich und Deutschland*. Hannover/Paris.
- LICHT, G., UND H. SEITZ (1994): "The Impact of the Provision of Public Infrastructure Capital on Regional Economic Development in Germany," *Regional Studies*, 29, 231–240.
- MARTIN, P. (1998): "Regional Policies, Growth and Geography in Europe," *World Economy*, 21, 757–774.
- (1999): "Public Policies, Regional Inequality and Growth," *Journal of Public Economics*, 73, 85–105.
- MINISTÈRE DE L'ÉQUIPEMENT, DES TRANSPORTS, ET DU LOGEMENT (1998): "Les concessions autoroutières, l'expérience française," Paris.
- MUNNELL, A. H. (1990): "How Does Public Infrastructure Affect Regional Economic Performance?," *New England Economic Review*, pp. 11–32.
- (1992): "Policy Watch, Infrastructure Investment and Economic Growth," *Journal of Economic Perspectives*, 6, 189–198.
- NEUMANN, W., UND H. UTERWEDDE (1994): *Raumordnungspolitik in Frankreich und Deutschland*. Deutsch-Französisches Institut, Ludwigsburg, Stuttgart.

- OTTAVIANO, G. I. P., UND J. THISSE (1999): "Agglomeration, Integration and the Political Economies of Factor Mobility," mimeo.
- PFÄHLER, W., U. HOFMANN, UND W. BÖNTE (1996): "Does Extra Infrastructure Capital Matter? An Appraisal of the Empirical Literature," Discussion paper, Institut für Allokation und Wettbewerb, Universität Hamburg.
- PRUD'HOMME, R. (1996): "Assessing the Role of Infrastructure in France by Means of Regionally Estimated Production Functions," in *Infrastructure and the Complexity of Economic Development*, ed. by D. F. u. C. K. Batten, pp. 37–47. Berlin, Heidelberg, New York.
- SCHLAG, C. H. (1999): *Die Bedeutung der öffentlichen Infrastruktur für das Wachstum der Wirtschaft in Deutschland*. Europäische Hochschulschriften, Frankfurt am Main.
- SEITZ, H. (1993): "A Dual Economic Analysis of the Benefits of the Public Road Network," *The Annals of Regional Science*, 27, 223–239.
- (1994): "Public Capital and the Demand for Private Inputs," *Journal of Public Economics*, 54, 287–307.
- (1995): "The Productivity and Supply of Urban Infrastructures," *Annals of Regional Science*, 29, 121–141.
- SIMONIS, U. E. (1977): *Infrastruktur*. Köln.
- STEPHAN, A. (1997): "The Impact of Road Infrastructure on Productivity and Growth: Some Preliminary Results for the German Manufacturing Sector," Discussion Paper FS IV 97-47, Wissenschaftszentrum Berlin.
- TATOM, J. A. (1991): "Public Capital and Private Sector Performance," *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 73, 3–15.

Anhang

A Daten

Die deutsch-französischen Regionaldaten umfassen 21 der 22 Regionen in Frankreich (Korsika wird aufgrund lückenhafter statistischer Angaben nicht berücksich-

sichtigt) im Zeitraum 1978-1992, und 11 westdeutsche Bundesländer im Zeitraum 1970-1995, wobei für West-Berlin nur Daten für den Zeitraum 1970-1990 vorliegen. Alle Werte sind in ECU zu konstanten Preisen von 1991 umgerechnet worden. Bei den Investitionen in Verkehrsinfrastruktur können wir für Frankreich die Bereiche Straßen, Schiene- und Wasserwege unterscheiden. Die Daten für Frankreich sind auch an anderer Stelle beschrieben worden (Cadot, Röller, und Stephan 1999). Für Deutschland liegen uns dagegen nur Investitionsdaten in die Straßeninfrastruktur vor.

Bei den Investitionsdaten für Deutschland können wir nach der Straßenkategorie (Bundesfernstraßen, Kreis- und Gemeindestraßen) unterscheiden. Als Quelle für die vom Bund und den Ländern getätigten Investitionen wird ein interner Bericht des Bundesverkehrsministeriums verwendet (Straßenbaubericht 1996). Die Angaben über die Investitionen der Gemeinden in Straßeninfrastruktur werden aus einer Veröffentlichung des Statistischen Bundesamts in Wiesbaden, *Rechnungsergebnisse des öffentlichen Gesamthaushalts*, Fachserie 14, Reihe 3.1, entnommen. Dadurch ist es möglich zu bestimmen, welche Gebietskörperschaft, d.h. Bund, Länder oder Gemeinden, die Investitionen vorgenommen haben. Um die Vergleichbarkeit der Daten zwischen Deutschland und Frankreich zu gewährleisten, werden in der empirischen Analyse sowohl für Deutschland als auch für Frankreich nur die Investitionen in Straßeninfrastruktur berücksichtigt.

Aus den regionalen Investitionszeitreihen (französische Regionen 1975-1992, Bundesländer 1970-1995) werden unter Anwendung der so genannten Perpetual Inventory Method (PIM) die regionalen Straßeninfrastrukturkapitalbestände bestimmt, wobei für Deutschland und Frankreich jeweils verschiedene Verfahren verwendet werden. Für Frankreich besteht dabei das Problem, den Anfangskapitalbestand für das Jahr 1975 für jede Region zu ermitteln. Zu diesem Zweck wurde der von der Federation Nationale des Travaux Publics (FNTP) ausgewiesene aggregierte nationale Verkehrsinfrastrukturbestand in Frankreich anhand der Investitionsanteile der einzelnen Regionen in den Jahren 1975-78 an den Gesamtinvestitionen anteilig auf die einzelnen Regionen verrechnet. Der so geschätzte Wert wird dann als Anfangsbestand für die Perpetual Inventory Method (PIM) verwendet. Für die lineare Abschreibungsrate werden 2,5 Prozent angenommen. Als Kontrolle der so erhaltenen regionalen Infrastrukturkapitalbestände wird die Summe über die einzelnen Regionen gebildet und mit dem aggregierten Wert verglichen. Dabei zeigt sich, daß die Abweichung zwischen der Summe der re-

gionalen und dem aggregierten Bestand nur zwischen 1 und 2 Prozent liegt.

Dagegen kann für Deutschland auf eine Untersuchung des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW) zurückgegriffen werden (Bartholmai 1973), in der für die westdeutschen Bundesländer die regionalen Straßeninfrastrukturkapitalbestände für das Jahr 1970 ausgewiesen sind. Um diese Anfangsbestände fortzuschreiben, wird auch für Deutschland die Perpetual Inventory Method verwendet. Da in der jährlich erscheinenden Publikation "Verkehr in Zahlen" des DIW für Deutschland auch aggregierte Verkehrsinfrastrukturbestände des Zeitraums 1970-1995 ausgewiesen werden, können wir für die Berechnung der regionalen Bestände eine Restriktion verwenden. Diese Restriktion beinhaltet, dass die Summe über die Bestände in den Regionen gleich dem vom DIW angegebenen aggregierten Wert für Deutschland ist.

Darüber hinaus werden für die Analyse überwiegend regional-spezifische Kennzahlen aus der amtlichen Statistik wie z.B. regionale Bruttowertschöpfungen, verwendet, wobei für Deutschland der größte Teil der verwendeten Daten aus der Reihe Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Länder, einer Veröffentlichung des Statistischen Landesamtes Baden-Württemberg, stammt.

Als Output Q der Bundesländer im Zeitraum 1970-1995 wird die in der Veröffentlichung "Entstehung des Bruttoinlandsprodukts in den Ländern der Bundesrepublik Deutschland, 1970-1996", Heft 30, ausgewiesene Bruttowertschöpfung aller Bereiche zu Marktpreisen verwendet. Als Arbeitsinput L wird die in derselben Veröffentlichung ausgewiesene Zahl der Erwerbstätigen aller Bereiche verwendet. Als Kapitalinput K wird das Nettoanlagevermögen aller Wirtschaftsbereiche aus der Veröffentlichung "Anlageinvestitionen, Anlagevermögen und Abschreibungen in den Ländern des früheren Bundesgebietes 1970-1995", verwendet.

Für Frankreich wird die Anzahl der Erwerbstätigen aller Bereiche der EUROSTAT Datenbank "New Cronos", Ausgabe Juni 1999, entnommen. Die regionalen Bruttowertschöpfungen zu Marktpreisen für die Jahre 1980-1992 stammen aus den EUROSTAT Veröffentlichungen Regions - Statistical Yearbook, Serie 1A, 1993, 1995. Die Werte für 1979 und 1978 werden durch Extrapolation unter Einbeziehung der für die Jahre 1978 und 1979 vorhandenen Angaben für das Bruttoinlandsprodukt gewonnen.

Die Daten für die regionalen privaten Kapitalbestände in Frankreich im Zeitraum

1978-1991 wurden uns von Professor Remy Prud'homme, Universität Paris, zur Verfügung gestellt. Eine Beschreibung dieser Daten findet man in Prud'homme (1996). Die Bestände für das Jahr 1992 werden mit Hilfe der Perpetual Inventory Method aus den Beständen im Jahr 1991 und den der Datenbank "New Cronos" entnommenen regionalen Bruttoanlageinvestitionen aller Bereiche für das Jahr 1992 unter Annahme einer linearen Abschreibungsrate von 10 Prozent fortgeschrieben.

Bücher des Forschungsschwerpunkts Marktprozeß und Unternehmensentwicklung

Books of the Research Area Market Processes and Corporate Development

(nur im Buchhandel erhältlich/available through bookstores)

Horst Albach, Ulrike Görtzen, Rita Zobel (Hg.)

Information Processing as a Competitive Advantage of Japanese Firms

1999, edition sigma

Dieter Köster

Wettbewerb in Netzproduktmärkten

1999, Deutscher Universitäts-Verlag/Gabler Verlag

Christian Wey

Marktorganisation durch Standardisierung: Ein Beitrag zur Neuen Institutionenökonomik des Marktes

1999, edition sigma

Horst Albach, Meinolf Dierkes, Ariane Berthoin Antal, Kristina Vaillant (Hg.)

Organisationslernen – institutionelle und kulturelle Dimensionen

WZB-Jahrbuch 1998

1998, edition sigma

Lars Bergman, Chris Doyle, Jordi Gual, Lars Hultkrantz, Damien Neven, Lars-Hendrik Röller, Leonard Waverman

Europe's Network Industries: Conflicting Priorities - Telecommunications

Monitoring European Deregulation 1

1998, Centre for Economic Policy Research

Manfred Fleischer

The Inefficiency Trap

Strategy Failure in the

German Machine Tool Industry

1997, edition sigma

Christian Göseke

Information Gathering and Dissemination

The Contribution of JETRO to

Japanese Competitiveness

1997, Deutscher Universitäts-Verlag

Andreas Schmidt

Flugzeughersteller zwischen globalem Wettbewerb und internationaler Kooperation Der Einfluß von Organisationsstrukturen auf die Wettbewerbsfähigkeit von Hochtechnologie-Unternehmen

1997, edition sigma

Horst Albach, Jim Y. Jin, Christoph Schenk (eds.)

Collusion through Information Sharing?

New Trends in Competition Policy

1996, edition sigma

Stefan O. Georg

Die Leistungsfähigkeit japanischer Banken Eine Strukturanalyse des Bankensystems in Japan

1996, edition sigma

Stephanie Rosenkranz

Cooperation for Product Innovation

1996, edition sigma

Horst Albach, Stephanie Rosenkranz (eds.)

Intellectual Property Rights and Global Competition - Towards a New Synthesis

1995, edition sigma.

David B. Audretsch

Innovation and Industry Evolution

1995, The MIT Press.

Julie Ann Elston

US Tax Reform and Investment: Reality and Rhetoric in the 1980s

1995, Avebury

Horst Albach

The Transformation of Firms and Markets: A Network Approach to Economic Transformation Processes in East Germany

Acta Universitatis Upsaliensis, Studia Oeconomiae Negotiorum, Vol. 34

1994, Almqvist & Wiksell International (Stockholm).

Horst Albach

"Culture and Technical Innovation: A Cross-Cultural Analysis and Policy Recommendations"

Akademie der Wissenschaften zu Berlin (Hg.)

Forschungsbericht 9, S. 1-597

1994, Walter de Gruyter.

Horst Albach

Zerissene Netze. Eine Netzwerkanalyse des ostdeutschen Transformationsprozesses

1993, edition sigma.

Zoltan J. Acs/David B. Audretsch (eds)

Small Firms and Entrepreneurship: An East-West Perspective

1993, Cambridge University Press.

Anette Boom

Nationale Regulierungen bei internationalen Pharma-Unternehmen: Eine theoretische Analyse der Marktwirkungen

1993, Nomos Verlagsgesellschaft.

DISCUSSION PAPERS 1998

Horst Albach	Unternehmensgründungen in Deutschland Potentiale und Lücken	FS IV 98 - 1
Dietmar Harhoff	Vertical Organization, Technology Flows and R&D Incentives - An Exploratory Analysis	FS IV 98 - 2
Karel Cool Lars-Hendrik Röller Benoit Leleux	Der Einfluß des tatsächlichen und des potentiellen Wettbewerbs auf die Rentabilität von Unternehmen der pharmazeutischen Industrie	FS IV 98 - 3
Horst Albach	Blühende Landschaften? Ein Beitrag zur Transformationsforschung	FS IV 98 - 4
Shiho Futagami Tomoki Waragai Thomas Westphal	<i>Shukko</i> in Japanese Companies and its Economic and Managerial Effects	FS IV 98 - 5
Dietmar Harhoff Timm Körting	Lending Relationships in Germany: Empirical Results from Survey Data	FS IV 98 - 6
Johan Lagerlöf	Are We Better Off if Our Politicians Know How the Economy Works?	FS IV 98 - 7
Justus Haucap Christian Wey Jens Barmbold	Location Costs, Product Quality, and Implicit Franchise Contracts	FS IV 98 - 8
Manfred Fleischer	Patenting and Industrial Performance: The Case of the Machine Tool Industry	FS IV 98 - 9
Dieter Köster	Was sind Netzprodukte? - Eigenschaften, Definition und Systematisierung von Netzprodukten	FS IV 98 - 10
Andreas Blume	Coordination and Learning with a Partial Language	FS IV 98 - 11
Andreas Blume Uri Gneezy	An Experimental Investigation of Optimal Learning in Coordination Games	FS IV 98 - 12
Andreas Blume Douglas V. DeJong George R. Neumann Nathan E. Savin	Learning in Sender-Receiver Games	FS IV 98 - 13
Hans Mewis	The Stability of Information Cascades: How Herd Behavior Breaks Down	FS IV 98 - 14
Lars-Hendrik Röller Mihkel M. Tombak Ralph Siebert	The Incentives to Form Research Joint Ventures: Theory and Evidence	FS IV 98 - 15
Christine Zulehner	Econometric Analysis of Cattle Auctions	FS IV 98 - 16
Catherine Matraves	Market Structure, R&D and Advertising in the Pharmaceutical Industry	FS IV 98 - 17

DISCUSSION PAPERS 1999

Suchan Chae Paul Heidhues	Bargaining Power of a Coalition in Parallel Bargaining: Advantage of Multiple Cable System Operators	FS IV 99 - 1
Christian Wey	Compatibility Investments in Duopoly with Demand Side Spillovers under Different Degrees of Cooperation	FS IV 99 - 2
Horst Albach	Des paysages florissants? Une contribution à la recherche sur la transformation	FS IV 99 - 3
Jeremy Lever	The Development of British Competition Law: A Complete Overhaul and Harmonization	FS IV 99 - 4
Damien J. Neven Lars-Hendrik Röller Zhentang Zhang	Union Power and Product Market Competition: Evidence from the Airline Industry	FS IV 99 - 5
Justus Haucap Uwe Pauly Christian Wey	The Incentives of Employers' Associations to Raise Rivals' Costs in the Presence of Collective Bargaining	FS IV 99 - 6
Jianbo Zhang Zhentang Zhang	Asymptotic Efficiency in Stackelberg Markets with Incomplete Information	FS IV 99 - 7
Justus Haucap Christian Wey	Standortwahl als Franchisingproblem	FS IV 99 - 8
Yasar Barut Dan Kovenock Charles Noussair	A Comparison of Multiple-Unit All-Pay and Winner-Pay Auctions Under Incomplete Information	FS IV 99 - 9
Jim Y. Jin	Collusion with Private and Aggregate Information	FS IV 99 - 10
Jos Jansen	Strategic Information Revelation and Revenue Sharing in an R&D Race with Learning Labs	FS IV 99 - 11
Johan Lagerlöf	Incomplete Information in the Samaritan's Dilemma: The Dilemma (Almost) Vanishes	FS IV 99 - 12
Catherine Matraves	Market Integration and Market Structure in the European Soft Drinks Industry: Always Coca-Cola?	FS IV 99 - 13
Pinelopi Koujianou Goldberg Frank Verboven	The Evolution of Price Discrimination in the European Car Market	FS IV 99 - 14
Olivier Cadot Lars-Hendrik Röller Andreas Stephan	A Political Economy Model of Infrastructure Allocation: An Empirical Assessment	FS IV 99 - 15
Holger Derlien Tobias Faupel Christian Nieters	Industriestandort mit Vorbildfunktion? Das ostdeutsche Chemiedreieck	FS IV 99 - 16
Christine Zulehner	Testing Dynamic Oligopolistic Interaction: Evidence from the Semiconductor Industry	FS IV 99 - 17

Johan Lagerlöf	Costly Information Acquisition and Delegation to a “Liberal” Central Banker	FS IV 99 - 18
Ralph Siebert	New Product Introduction by Incumbent Firms	FS IV 99 - 19
Ralph Siebert	Credible Vertical Preemption	FS IV 99 - 20
Ralph Siebert	Multiproduct Competition, Learning by Doing and Price-Cost Margins over the Product Life Cycle: Evidence from the DRAM Industry	FS IV 99 - 21
Michael Tröge	Asymmetric Information Acquisition in Credit Auction	FS IV 99 - 22
Michael Tröge	The Structure of the Banking Sector, Credit Screening and Firm Risk	FS IV 99 - 23
Michael Tröge	Monitored Finance, Usury and Credit Rationing	FS IV 99 - 24
Silke Neubauer	Multimarket Contact, Collusion and the International Structure of Firms	FS IV 99 - 25

DISCUSSION PAPERS 2000

Justus Haucap
Uwe Pauly
Christian Wey

**Collective Wage Setting When Wages Are
Generally Binding: An Antitrust Perspective**

FS IV 00 - 01

Absender/From:

Versandstelle - WZB
Reichpietschufer 50
D-10785 Berlin

BESTELLSCHEIN / ORDERFORM

Bitte schicken Sie mir aus der Liste der
Institutsveröffentlichungen folgende Papiere zu:

Bitte schicken Sie bei Ihren Bestellungen von WZB-Papers
unbedingt eine **1-DM-Briefmarke pro paper** und einen an
Sie adressierten **Aufkleber** mit. Danke.

For each paper you order please send a **"Coupon-
Réponse International"** (international money order)
plus a **self-addressed adhesive label**. Thank You.

Please send me the following papers from your Publication List:

Paper Nr./No. Autor/Author + Kurztitel/Short Title
