

Interregionales Risk Sharing zwischen den deutschen Bundesländern

Von Kersten Kellermann*

Abstract

Interstate Risk Sharing in Germany

This paper studies patterns of interregional risk sharing between the German "Bundesländer" during the 1970–1990 period. We examine the importance of the risk sharing level achieved by private and public interregional transfers. We use two different frameworks to quantify the stabilization effect of interregional private and public flows, one suggested by Asdrubali et al. (1996) and a modified version suggested by Bayoumi and Masson (1995). Public interregional transfer schemes seem to cushion the effects of temporary productivity shocks by 79%. They play an even larger role than asset income in insuring regional disposable income.

JEL classification: E60, H70, R50

1. Einleitung

Die interregionale Versicherungs- und Stabilisierungsfunktion von Finanzausgleichssystemen ist in Hinblick auf die sich herausbildende europäische Finanzordnung Gegenstand der aktuellen wirtschaftspolitischen Diskussion geworden. In der Literatur wird argumentiert, daß die Mitglieder einer Währungsunion durch die Integration in ein gemeinsames fiskalisches System eine gewisse Absicherung gegen regionale Instabilitäten erfahren, die die fehlende Währungsautonomie kompensiert (vgl. Mundell, 1961, Sala-i-Martin/Sachs, 1993)¹. Die Versiche-

* Die Verfasserin dankt zwei anonymen Gutachtern für Anregungen und Kommentare. Ihr Dank gilt darüber hinaus den Teilnehmern der Sitzung des Ausschusses für Regionaltheorie und -politik des Vereins für Socialpolitik vom Oktober 2000 in Fribourg (Schweiz) sowie Carsten-Henning Schlag für hilfreiche Diskussionsbeiträge. Zuschriften: Seminar für Finanzwissenschaft, Universität Fribourg (Schweiz), Beaugard Centre, Av. de Beaugard 11–13, CH-1700 Fribourg, Email: kerstenkellermann@bluewin.ch

¹ Die Bedeutung fiskalischer Transfers für den Ausgleich regionaler Leistungsbilanzen wurde bereits von Ingram (1959) hervorgehoben und in den 70er Jahren

rungsfunktion der Finanzausgleichssysteme kommt zum Tragen, wenn kurzfristige, regionale Produktivitätsschocks durch Finanzausgleichszuweisungen absorbiert und damit nicht vollständig auf das in der Region verfügbare Einkommen reflektiert werden.

Im vorliegenden Beitrag wird die Versicherungsleistung, die von der Verflechtung der öffentlichen Gesamthaushalte auf die deutschen Bundesländer ausgeht, untersucht². Die empirische Analyse zeigt, daß das durch den öffentlichen Sektor induzierte interregionale Risk Sharing beträchtlich ist. Die bislang von Hagen/Hepp (2000) sowie Buetner (2002) durchgeführten Untersuchungen für Deutschland werden dabei in zweierlei Hinsicht erweitert. Erstens wird argumentiert, daß die fiskalische Integration im Bundesstaat weit über den sogenannten Umsatzsteuervorwegausgleich, den Länderfinanzausgleich und die Bundesergänzungszuweisungen hinausgeht. Zweitens werden private und öffentliche Risk Sharing Kanäle unterschieden und deren Beiträge zur Absorption regionaler Produktivitätsschocks quantifiziert.

Der vorliegende Beitrag gliedert sich in 5 Abschnitte. In Abschnitt 2 werden verschiedene private und öffentliche interregionale Zahlungsströme abgegrenzt. In Abschnitt 3 werden Verfahren zur Quantifizierung der Stabilisierungsbeiträge der einzelnen Transferarten diskutiert. Die ökonomische Analyse sowie die Interpretation der Ergebnisse finden sich in Abschnitt 4. Die Untersuchungsergebnisse liefern Hinweise darauf, daß die vom öffentlichen Sektor ausgehende Versicherungsleistung die Versicherungsleistung marktlicher Institutionen um ein Vielfaches übersteigt. Abschnitt 5 faßt die Ergebnisse zusammen.

2. Private und öffentliche interregionale Transfers

Es lassen sich vier Institutionen bzw. Mechanismen unterscheiden, von denen potentiell eine Versicherungsleistung kurzfristiger, regionaler Produktivitätsschocks ausgehen kann: die öffentlichen Gesamthaushalte, die interregionale Vermögensdiversifizierung, Pendlerbewegungen

in der Europäischen Gemeinschaft diskutiert (vgl. MacDougall Report, 1977). Die interregionale Versicherungsfunktion fiskalischer Transfers wird von Persson/Tabellini (1996) modelltheoretisch abgebildet. Van der Ploeg (1991), Wyplosz (1991) und Goodhart/Smith (1993) weisen auf die wünschenswerte Versicherungsfunktion von fiskalischen Transfers innerhalb der Europäischen Union hin.

² Für die USA liegen bereits eine ganze Reihe von Untersuchungen vor, die die Versicherungsleistung fiskalischer Institutionen quantifizieren. Einen Überblick gibt von Hagen (2000).

und Arbeitseinsätze in fremden Regionen sowie die auswärtige Verschuldung (vgl. Asdrubali et al., 1996, Obstfeld/Peri, 1998).

Durch das Sozialversicherungssystem sowie die Gebietskörperschaften werden Steuern und Beiträge zwischen öffentlichen Institutionen, privaten Haushalten und Unternehmen der einzelnen Bundesländer umverteilt. Neben der Verteilung der Steuereinnahmen zwischen Bund und Ländern im Rahmen der verschiedenen Finanzausgleichsstufen³ finden auch Finanzausgleiche zwischen den Trägern der Sozialversicherungssysteme statt⁴. Darüber hinaus werden Beiträge und Leistungen der Arbeitslosenversicherung interregional zwischen privaten Haushalten umverteilt. Der Saldo der an den Bund sowie andere Bundesländer fließenden Steuern, Beiträge und Transfers wird im Weiteren vereinfachend als öffentlicher Nettotransfer bezeichnet. Öffentliche Transfers werden vor allem allokativ (Spillover, Skalenerträge) und distributiv (Gleichwertigkeit der Lebensverhältnisse) begründet, während ihre stabilisierenden Wirkungen als „Nebenprodukt“ interpretiert werden (vgl. Persson/Tabellini, 1996)⁵. Theoretisch läßt sich die Stabilisierungsfunktion öffentlicher Transfers jedoch – wie jede Form der Stabilisierungspolitik – durch die Präferenz rechtfertigen, Konsumströme intertemporal zu glätten⁶.

³ Zu nennen sind hier die vertikale Steuerverteilung nach dem Trenn- oder Verbundsystem, die primäre horizontale Steuerverteilung nach dem örtlichen Aufkommen, Wohnsitz-, Betriebsstätten oder Pro-Kopf-System (Zerlegungsgesetz), der Umsatzsteuervorwegausgleich, der Länderfinanzausgleich im engeren Sinne, die Bundesergänzungszuweisungen und die Finanzhilfen.

⁴ Hierzu zählen insbesondere der Risikostrukturausgleich zwischen den gesetzlichen Krankenkassen und der Finanzausgleich zwischen der Bundesversicherungsanstalt für Angestellte und den Landesversicherungsanstalten für Arbeiter, in den auch der Bund als Zuschusserbringer einbezogen ist.

⁵ Eine Ausnahme bilden beispielsweise die Gewerbesteuerumlage oder der Einkommenssteueranteil der Gemeinden. Durch sie soll die Finanzkraft der Gemeinden explizit stabilisiert werden.

⁶ Eine kritische Haltung gegenüber der Versicherungsfunktion öffentlicher Transfers nehmen Obstfeld/Peri (1998) ein. Sie betonen, daß interregionale öffentliche Transfers eine Tendenz aufweisen, vom Stabilisierungs- zum Umverteilungsinstrument zu mutieren. Die persistente Subventionierung bestimmter Regionen durch den Bund sowie die Solidargemeinschaft der Länder verringert den Anreiz, sich mittel- und langfristig an strukturelle Veränderungen anzupassen oder sich antizipatorisch gegen potentielle konjunkturelle Schwierigkeiten in der Region abzusichern (Moral-Hazard Problem des Finanzausgleichs). Von Hagen/Hepp (2000) zeigen hingegen im Rahmen einer modellgestützten Analyse, daß die Versicherungsleistung öffentlicher Transfers die Effizienz im öffentlichen Sektor erhöhen kann.

Im privaten Sektor stellt die interregionale Vermögensdiversifizierung das eigentliche Versicherungsinstrument gegen die Folgen idiosynkratischer Produktivitätsschocks und damit spezifischer regionaler Einbrüche der Vermögenserträge dar⁷. Die interregionale Diversifizierung der Vermögen, beispielsweise durch den Erwerb von Beteiligungen an gebietsfremden Unternehmen, führt zu Zu- bzw. Abflüssen von Vermögenseinkommen. Der sich hieraus ergebende Saldo stabilisiert potentiell die regionalen Einkommen (vgl. Atkeson/Bayoumi, 1993, Sorenson/Yosha, 1999).

Arbeitseinkommen sind im Vergleich zu den Vermögenseinkommen weit schwerer zu versichern (vgl. Obstfeld/Perri, 1998). Nichtsdestotrotz können Pendlerbewegungen oder sonstige Arbeitseinsätze außerhalb der Region, die zu einem Saldo an Erwerbseinkommen führen, – wiederum im Nebenprodukt – eine gewisse Stabilisierung der regional aggregierten Erwerbseinkommen bewirken. Pendlerbewegungen kommen insbesondere zwischen Stadtstaaten und den angrenzenden Flächenländern zum Tragen.

Sowohl dem privaten als auch dem öffentlichen Sektor steht die Möglichkeit offen, sich außerhalb des eigenen Bundeslandes zu verschulden. Die interregionale Verschuldung – die sich im entstehungsseitigen Außenbeitrag⁸ eines Bundeslandes widerspiegelt – stellt ein Anpassungsinstrument dar, um den regionalen Verbrauch gegen nicht antizipierte regionale Produktivitätsschocks zu stabilisieren. Der ursprünglich von Sachs (1982) formulierte intertemporale Ansatz der Ertragsbilanz liefert den theoretischen Hintergrund für diese Hypothese. Er kombiniert die Annahme der perfekten Kapitalmobilität mit der des intertemporalen Konsumoptimierungs- und -glättungsverhaltens. Ein negativer, nicht antizipierter und asymmetrisch wirkender Produktivitätsschock – der das permanente Nettoinlandsprodukt unverändert läßt

⁷ Eine normative Diskussion der Risk Sharing Leistung öffentlicher Transfers findet sich bei Persson/Tabellini (1996). Obstfeld (1994) betont, daß der Nutzen der Kapitalmobilität insbesondere aus der interregionalen Risikodiversifizierung der Kapitalanlage herrühre. Dabei darf jedoch nicht übersehen werden, daß regionale Schocks in Bezug auf Kapitalerträge Anpassungsprozesse in Form von Kapitalbewegungen auslösen können, die ihrerseits eine verstärkte Fluktuation der Löhne bzw. der Beschäftigung induzieren (vgl. Rodrik/Ypersele, 1999, Garrett, 1995). Der ursprüngliche Produktivitätsschock, der sich in einem Einbruch des Inlandsprodukts ausdrückt, wird dann verstärkt. Da die Fluktuation des Inlandsprodukts in der vorliegenden Untersuchung als exogen angenommen wird, bleibt dieser Aspekt unberücksichtigt.

⁸ Der entstehungsseitige Aussenbeitrag besteht aus dem Saldo von Exporten und Importen und dem Saldo der Übertragungen.

und nicht zu einer kompensatorischen Anpassung der Investitionen führt – verursacht einen Anstieg des Leistungsbilanzsaldos (vgl. Obstfeld/Rogoff, 1996, S. 74 ff., Gosh, 1995). Während die Vermögensdiversifizierung als Instrument zur intertemporalen Einkommensstabilisierung ex-ante eingesetzt wird, kommt die interregionale Ersparnisübertragung ex-post, d. h. nach Eintreten des exogenen Schocks, zum Einsatz.

Insgesamt gilt folgender saldenmechanischer Zusammenhang:

$$Y_{i,t} = E_{i,t} - SE_{i,t} \Rightarrow EV_{i,t} = E_{i,t} - T_{i,t} = C_{i,t} + I_{i,t} + (EX_{i,t} - IM_{i,t}) = C_{i,t} + S_{i,t}$$

Das Inlandsprodukt ($Y_{i,t}$) zuzüglich dem Saldo der über die Landesgrenzen fließenden Vermögens- und Erwerbseinkommen ($SE_{i,t}$) ergibt das Sozialprodukt ($E_{i,t}$) im Bundesland i zum Zeitpunkt t . Das verfügbare Einkommen ($EV_{i,t}$) entspricht dem Sozialprodukt abzüglich dem Saldo der an den Bund sowie an andere Bundesländer abfließenden Steuern und Beiträge ($T_{i,t}$). $T_{i,t}$ wird im Weiteren vereinfachend als öffentlicher Nettotransfer des Bundeslandes i bezeichnet. Das verfügbare Einkommen ist als Summe aus dem regionalen Verbrauch sowie der regionalen Ersparnis definiert, wobei der private und der öffentliche Sektor im Bundesland nicht unterschieden werden. Das verfügbare Einkommen umfaßt den Nettoersparnisexport aus dem Bundesland ($EX_{i,t} - IM_{i,t}$) zuzüglich der regionalen Absorption, d. h. dem Verbrauch ($C_{i,t}$) sowie den von den Inländern getätigten Investitionen ($I_{i,t}$).

3. Stabilisierungseffekte öffentlicher und privater Transfers

Wird das Risiko eines kurzfristigen, regionalen Produktivitätseinbruchs ex-post oder ex-ante interregional geteilt, so weisen Nettofinanztransfers eine Tendenz zur Absorption asymmetrischer Produktivitätsschocks auf. Zur Quantifizierung der Stabilisierungsbeiträge der verschiedenen Transferarten werden zwei – von Bayoumi/Masson (1995) bzw. Asdrubali et al. (1996) vorgeschlagene – Verfahren verwendet, die sich insbesondere in der Definition des kurzfristigen, regionalen Produktivitätsschocks unterscheiden. In Anlehnung an Bayoumi/Masson (1995) ergeben sich die Stabilisierungsbeiträge der drei Transfersalden ($SE_{i,t}$), ($T_{i,t}$) und ($EX_{i,t} - IM_{i,t}$) aus den Gleichungen

$$(1) \quad \Delta \frac{e_{it}^L}{e_{it}^B} = \alpha_{e,i,t} + \gamma_e \Delta \frac{y_{it}^L}{y_{it}^B} + u_{e,i,t}$$

$$(2) \quad \Delta \frac{ev_{it}^L}{ev_{it}^B} = \alpha_{ev,i,t} + \gamma_{ev} \Delta \frac{y_{it}^L}{y_{it}^B} + u_{ev,i,t}$$

$$(3) \quad \Delta \frac{c_{it}^L}{c_{it}^B} = \alpha_{c,i,t} + \gamma_c \Delta \frac{y_{it}^L}{y_{it}^B} + u_{c,i,t}$$

mit dem Index i für das jeweilige Bundesland und dem Index t für den jeweiligen Zeitpunkt. In die Gleichungen (1), (2) und (3) geht die erste Differenz der Relation von Nettoinlandsprodukt je Einwohner im Bundesland i (y_{it}^L) zum aggregierten Nettoinlandsprodukt je Einwohner (y_{it}^B) als exogene Größe ein. Der kurzfristige, regionale Produktivitätsschock wird damit als Abweichung der regionalen Produktivität von der bundesdurchschnittlichen Produktivität definiert. Durch die Verwendung relativer Größen werden bundesweite Schwankungen unterdrückt und damit symmetrische Schocks in der ökonomischen Schätzung kontrolliert. Die endogene Variable in Gleichung (1) entspricht der ersten Differenz des Nettoinlandsprodukts je Einwohner in der Region i (e_{it}^L) relativ zum Nettoinlandsprodukt je Einwohner im gesamten Bundesgebiet (e_{it}^B). $\alpha_{e,i,t}$ ist eine Konstante und $u_{e,i,t}$ bezeichnet den stochastischen Störterm der Regressionsgleichung⁹. Der Regressionskoeffizient γ_e gibt den Anteil an, zu dem kurzfristige, regionale Produktionsschwankungen durch das Einkommen je Einwohner reflektiert werden. Der Stabilisierungsanteil des Saldos der Faktoreinkommensübertragungen ($SE_{i,t}$) entspricht der Differenz ($1 - \gamma_e$). Ist der Koeffizient γ_e statistisch nicht signifikant, so wird dies als vollständiges Risk Sharing aufgrund interregionaler Vermögensdiversifikation und Pendlerbewegungen interpretiert. Nimmt der Koeffizient den Wert Eins an, so besteht kein entsprechendes Risk Sharing.

Das verfügbare Einkommen je Einwohner in Land i (ev_{it}^L) als Anteil der entsprechenden aggregierten Größe stellt – ebenfalls in der ersten Differenz – die Linke-Hand-Variablen in Gleichung (2) dar. Der isolierte Stabilisierungsanteil der öffentlichen Transfers ($T_{i,t}$) entspricht der Differenz ($\gamma_e - \gamma_{ev}$). Wären die betrachteten Regionen wirtschaftlich nicht miteinander durch Faktorwanderungen verknüpft und wären sie darüber hinaus auch nicht in ein fiskalisches System integriert, so würde

⁹ In der ökonomischen Analyse werden verschiedene Modellierungen von zeit- bzw. raumspezifischen Effekten unterschieden.

das verfügbare Einkommen je Einwohner dem Output je Einwohner entsprechen. Die Koeffizienten γ_e und γ_{ev} in den Gleichungen (1) und (2) würden theoretisch den Wert Eins annehmen.

Die Linke-Hand-Variablen in Gleichung (3) entspricht dem (öffentlichen und privaten) Verbrauch je Einwohner in Region i (c_{it}^L) relativ zur entsprechenden aggregierten Größe (c_{it}^B). Die Differenz ($\gamma_{ev} - \gamma_c$) gibt den Anteil an, zu dem Produktivitätsschocks durch Ersparnisbildung absorbiert werden. Dieser ist jedoch nicht vollständig auf interregionale Nettoersparnisstransfers zurückzuführen, sondern ist teilweise durch intertemporale Anpassung der Ersparnisbildung in den Bundesländern zu erklären.

Asdrubali et al. (1996) schlagen die Methode der Varianzkomponentenzerlegung zur Quantifizierung der Stabilisierungsbeiträge verschiedener Transferarten vor¹⁰. Es ergeben sich die Regressionsgleichungen

$$(4) \quad \Delta \ln y_{it}^L - \Delta \ln e_{it}^L = \omega_{e,i,t} + \beta_e \Delta \ln y_{it}^L + z_{e,i,t}$$

$$(5) \quad \Delta \ln ev_{it}^L - \Delta \ln ev_{it}^B = \omega_{ev,i,t} + \beta_{ev} \Delta \ln y_{it}^L + z_{ev,i,t}$$

$$(6) \quad \Delta \ln c_{it}^L - \Delta \ln c_{it}^B = \omega_{c,i,t} + \beta_c \Delta \ln y_{it}^L + z_{c,i,t}$$

$$(7) \quad \Delta \ln c_{it}^L = \omega_{n,i,t} + \beta_n \Delta \ln y_{it}^L + z_{n,i,t}$$

Die Symbole ω und z bezeichnen die jeweiligen Konstanten bzw. die stochastischen Störterme. Der Saldo der über die Landesgrenzen fließenden Vermögens- und Erwerbseinkommen trägt zur Stabilisierung der Einkommen bei, wenn die Wachstumsrate des Nettoinlandsprodukts je Einwohner ($\Delta \ln e_{it}^L$) nur abgeschwächt auf einen exogenen Produktivitätsschock – hier definiert als Abweichung der regionalen Wachstumsrate des Nettoinlandsprodukts je Einwohner ($\Delta \ln y_{it}^L$) von ihrem langfristigen Wert – reagiert. Bei vollständiger Korrelation der beiden Größen (wie das in einer geschlossenen Volkswirtschaft der Fall ist) ergibt sich $\beta_e = 0$, der Saldo der Faktoreinkommen leistet dann keinen Beitrag zur Einkommensglättung.

Die Koeffizienten β_{ev} und β_c geben den prozentualen Stabilisierungsbeitrag der öffentlichen Transfers sowie den der regionalen Ersparnisbildung an. Der Koeffizient β_n in Gleichung (7) mißt den nicht stabil-

¹⁰ Eine detaillierte Beschreibung der Methode der Varianzkomponentenzerlegung und der Ableitung der Regressionsgleichungen ist Anhang B zu entnehmen.

sierten Anteil des Produktivitätsschocks. Es gilt $\beta_e + \beta_{ev} + \beta_c + \beta_n = 1$. Wird der Produktivitätsschock in Bezug auf den Verbrauch vollständig stabilisiert ($\beta_n = 0$), so addieren sich die übrigen Koeffizienten β_e , β_{ev} und β_c zu Eins. Nimmt einer der β -Koeffizienten einen negativen Wert an, so ist dieser als Destabilisierungsbeitrag der entsprechenden Transferart zu interpretieren.

4. Schätzmethodik und empirische Ergebnisse

Untersucht werden die elf alten Bundesländer für den Zeitraum von 1970 bis 1990¹¹. Damit werden die Jahre nach der großen Finanzreform von 1969 bis hin zur Wiedervereinigung betrachtet. Die Regionsabgrenzung entsprechend der Bundesländer erscheint sinnvoll, da diese föderale Ebene im Finanzausgleich der Gebietskörperschaften sowie des Sozialversicherungssystems eine erhebliche Rolle spielt. Zur ökonomischen Schätzung der Gleichungen (1) bis (7) werden verschiedene Panelspezifikationen verwendet, die sich jeweils in der Berücksichtigung raum- und zeitspezifischer Effekte unterscheiden. Das „Fixed-Effect-Model“ (FEM) bzw. „Random-Effect-Model“ (REM) berücksichtigt – im Gegensatz zur einfachen Pooling-Variante – raum- oder zeitspezifische Effekte. Diese bilden zeitabhängige oder räumlich variierende Einflüsse ab, die durch die jeweilige Rechte-Hand-Variante in der Schätzung nicht aufgefangen werden. Technisch gesprochen weist die Regressionsgleichung raum- oder zeitspezifische Brüche auf, die sich als länder- bzw. zeitspezifische Niveauvariablen darstellen lassen (vgl. Hsiao, 1986). In Bezug auf die Schätzgleichungen (4) bis (7) ist zu erwarten, daß insbesondere zeitspezifische fixe Effekte eine Rolle spielen, da sie Fluktuationen der Produktivität auffangen, die auf symmetrische Schocks zurückzuführen sind. Trotzdem sollen im Rahmen der ökonomischen Untersuchung auch raumspezifische fixe Effekte berücksichtigt werden. Diese Effekte können insbesondere dort eine Rolle spielen, wo sich regionale Präferenzen unterscheiden und beispielsweise Einfluß auf die interregionale Vermögensdiversifizierung (home bias) oder auf die regionale Ersparnisbildung (subjektive Diskontrate) nehmen. Weiter findet auch das „Random-Effect-Model“ (REM) seine Anwendung. Dies berücksichtigt die für Panel-Untersuchungen typische

¹¹ Eine Analyse für die zehn alten Bundesländer unter Ausschluss von Berlin ergibt im Vergleich zu den hier dargestellten Ergebnissen kaum veränderte Resultate. Die verwendeten Daten sind in Anhang A beschrieben.

Interregionales Risk Sharing zwischen den deutschen Bundesländern 279
Form der Heteroskedastizität (vgl. Buettner, 2002, Asdrubali et al., 1996).

Die Resultate aus den Schätzungen der Gleichungen (1) bis (7) sind Tabelle 1 zu entnehmen. Die Schätzkoeffizienten reagieren insgesamt wenig sensitiv auf die Variation der Panelspezifikation. Die Ergebnisse von Spezifikationstests (im Beitrag nicht dargestellt) weisen jedoch für alle Gleichungen das FE-Modell mit raumspezifischen Effekten gegenüber dem Pool-Modell bzw. dem RE-Modell als überlegene Modellspezifikation aus. Dies kann als Hinweis gewertet werden, daß die erwähnten regionalen Eigenheiten der Bundesländer – beispielsweise der home bias – eine gewisse Rolle spielen¹². Wie erwartet sind zeitspezifische fixe Effekte in den Gleichungen (1) bis (3) statistisch nicht signifikant, was darauf zurückzuführen ist, daß die Daten bereits um symmetrische Produktivitätsschocks bereinigt sind. Für die Gleichungen (1) bis (3) wird deshalb das FE-Modell mit raumspezifischen Effekten zur Interpretation herangezogen. Für die Gleichungen (4) bis (7) werden dagegen die Ergebnisse des FE-Modells unter Berücksichtigung zeitspezifischer Effekte interpretiert, da sich diese in den entsprechenden Schätzungen signifikant nachweisen lassen. Die Berücksichtigung von zeitspezifischen fixen Effekten stellt neben der in den Gleichungen (1) bis (3) verwendeten Quotientenbildung eine weitere Möglichkeit dar, bundesweite Fluktuationen der Produktivität in der Schätzung zu kontrollieren und damit regionale Schocks isoliert zu betrachten.

In der Schätzgleichung (1) ergibt sich unter Berücksichtigung raumspezifischer fixer Effekte ein Koeffizient $\gamma_e = 0.88$. Der Saldo der über die Landesgrenzen fließenden Vermögens- und Erwerbseinkommen leistet damit einen Stabilisierungsbeitrag von 12%. Der statistisch nicht signifikante Koeffizient $\gamma_{ev} = 0.01$ in Schätzgleichung (2) deutet auf einen hohen Stabilisierungsbeitrag der öffentlichen Transfers hin. Eine Reflektion der kurzfristigen Produktivitätsschocks auf das verfügbare Einkommen ist in keiner der vier Panelvarianten statistisch nachweisbar. Der Absorptionsbeitrag der zentral staatlichen Transfers liegt damit in der Größenordnung von 88%, wobei die Schätzgleichung (2) nur ein geringes korrigiertes Bestimmtheitsmaß (R^2) von 0.13 aufweist. Die Schätzgleichung (3) ermittelt den Zusammenhang zwischen kurzfristigen Produktivitätsschwankungen und kurzfristigen Schwankungen des Verbrauchs. Der wiederum nicht signifikante Schätzkoeffizient γ_c – der

¹² Ein Ergebnis, das sich auch im Rahmen von Untersuchungen zur interregionalen Kapitalmobilität in Deutschland zeigt (vgl. Kellermann/Schlag, 1999).

unter Berücksichtigung raumspezifischer fixer Effekte den Wert 0.01 annimmt – zeigt, daß von der Ersparnisbildung kein weiterer Stabilisierungseffekt ausgeht, da $(\gamma_{ev} - \gamma_c) = 0$ gilt. Insgesamt legen die Resultate der Schätzgleichungen (1) bis (3) den Schluß nahe, daß die Produktivitätsschocks – in der Definition nach Bayoumi/Masson (1995) – vollständig absorbiert werden, wobei die interregionalen Nettoeinkommensströme einen Anteil von 12% und die öffentlichen Transfers einen Anteil von 88% leisten. Eine kurzfristige Anpassung durch die Ersparnisbildung ist damit nicht erforderlich und läßt sich auch statistisch nicht nachweisen.

Die Resultate, die sich aus den Schätzgleichungen (4) bis (7) ergeben, sind dem unteren Teil der Tabelle 1 zu entnehmen. Der Koeffizient $(1 - \beta_e)$ ist in allen vier Schätzvarianten der Gleichung (4) auf dem 1%-Niveau statistisch signifikant, unter Berücksichtigung von zeitspezifischen fixen Effekten nimmt er den Wert 0.88 an. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß beträgt 0.81. Für die Nettoeinkommenstransfers ergibt sich damit wiederum ein Absorptionsbeitrag von $(1 - 0.88) = 12\%$. Der Absorptionsbeitrag der öffentlichen Transfers liegt bei 79%. Der entsprechende Schätzkoeffizient $\beta_{ev} = 0.79$ ist auf dem 1%-Niveau signifikant und die Schätzgleichung weist einen Erklärungsgehalt von 80% auf. Das Niveau des jeweils hochsignifikanten Schätzkoeffizienten β_{ev} schwankt in den übrigen Panelvarianten zwischen 0.81 und 0.73. Ohne die Berücksichtigung zeitspezifischer fixer Effekte sinkt der Erklärungsgehalt der Schätzgleichungen jedoch erheblich ab.

Von der regionalen Ersparnisbildung geht in Bezug auf den regionalen Konsum ein negativer, destabilisierender Beitrag von 5% aus. Der entsprechende Koeffizient ist jedoch im Modell mit zeitspezifischen fixen Effekten nicht signifikant von Null verschieden. In den Panelvarianten mit raumspezifischen fixen bzw. stochastischen Effekten läßt sich zwar ein destabilisierender Einfluß der Ersparnisbildung statistisch nachweisen, die entsprechenden Schätzgleichungen erklären jedoch nur 1% bzw. 2% der Varianz der Wachstumsrate des Konsums. Der Koeffizient β_e ist in allen vier Modellvarianten auf hohem Niveau statistisch signifikant und nimmt Werte von 0.14 bzw. 0.2 an. Auf den Konsum reflektieren sich damit ca. 14% des Schocks, sie werden durch keine der Transferarten absorbiert. Diese Ergebnisse sind mit den Schätzresultaten der Gleichungen (1) bis (3) vergleichbar. Insgesamt werden regionale Produktivitätsschocks zu einem erheblichen Teil aufgrund der fiskalischen Integration der Bundesländer stabilisiert. Während 12% der Produkt-

Tabelle 1

Absorptionsbeiträge öffentlicher und privater Transfers^{a)}

| Modellvarianten | Pool-Modell | Raum-spezifisches FE-Modell | Raum-spezifisches FE-Modell | Zeit-spezifisches FE-Modell | Ab-sorptionsanteile |
|-----------------|-----------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|---|
| Gl. (1) | Const. | -0.01 | - | 0.01 | Saldo der Erwerbs- und Vermögenseinkommen 12% |
| | γ_e | 0.86*** (41.99) | 0.88*** (44.17) | 0.86*** (43.49) | 0.42*** (8.69) |
| | R ² | 0.90 | 0.92 | 0.89 | 0.92 |
| | DW | 1.65 | 1.83 | 1.45 | 1.54 |
| Gl. (2) | Const. | -0.01 | - | -0.01 | Saldo öffentlicher Transfers 88% |
| | γ_{ev} | 0.01 (0.37) | 0.01 (0.07) | 0.01 (0.11) | 0.04 (0.94) |
| | R ² | 0.01 | 0.13 | 0.11 | 0.09 |
| | DW | 1.97 | 1.98 | 2.1 | 1.78 |
| Gl. (3) | Const. | -0.01 | - | 0.01 | Ersparnis 0% (0% nicht absorbiert) |
| | γ_c | 0.01 (0.44) | 0.01 (0.47) | 0.01 (0.63) | 0.08*** (2.48) |
| | R ² | 0.03 | 0.08 | 0.14 | 0.08 |
| | DW | 1.90 | 1.91 | 1.69 | 1.44 |
| Gl. (4) | Const. | 0.01 | - | -0.01 | Saldo der Erwerbs- und Vermögenseinkommen 12% |
| | $(1 - \beta_e)$ | 0.95*** (28.51) | 0.95*** (29.21) | 0.95*** (29.25) | 0.88*** (20.75) |
| | R ² | 0.79 | 0.80 | 0.80 | 0.81 |
| | Const. | -0.02 | - | -0.02 | Saldo öffentlicher Transfers 79% |
| Gl. (5) | β_{ev} | 0.81*** (14.39) | 0.81*** (14.24) | 0.73*** (13.09) | 0.79*** (16.59) |
| | R ² | 0.48 | 0.47 | 0.43 | 0.80 |
| | Const. | -0.01 | - | -0.01 | Ersparnis -5% |
| | β_c | -0.06 (-1.65) | -0.06* (-1.75) | -0.06* (-1.67) | -0.05 (-1.33) |
| Gl. (6) | R ² | 0.01 | 0.01 | 0.02 | 0.33 |

Untersuchung werden die öffentlichen Nettozahlungen als Differenz aus dem Nettosozialprodukt und dem im Bundesland verfügbaren Einkommen ermittelt. Auf diese Weise werden sämtliche aus einem Bundesland herausfließende Nettozahlungen an zentralstaatliche Institutionen bzw. andere Bundesländer erfaßt. Buettner (2002) und von Hagen/Hepp (2000) hingegen betrachten im Rahmen ihrer Untersuchungen nur die Versicherungsbeiträge einzelner Finanzausgleichszahlungen. Damit werden ganz oder teilweise die Leistungen im Rahmen der vertikalen Steuerverteilung nach dem Trenn- und Verbundsystem, die erheblichen finanziellen Verflechtungen, die durch regionale Zuständigkeiten der Finanzämter sowie der anschließenden primären horizontalen Steuer- verteilung entstehen (Steuerzerlegung), die Finanzhilfen sowie die ent- sprechenden Nettozahlungen im Rahmen der Sozialversicherungen ver- nachlässigt.

Des weiteren ist die Diskrepanz in den Ergebnissen auch auf die Ver- wendung von Einkommens- oder Produktivitätsschocks bzw. Netto- oder Bruttogrößen zurückzuführen. Buettner (2002) verwendet die auf Asdrubali et al. (1996) zurückgehende Gleichung (5), wobei die Approxi- mation der Wachstumsrate des Nettosozialprodukts anstelle der des Nettoinlandsprodukts als Rechte-Hand-Variablen in die Schätzung ein- geht. Von Hagen/Hepp (2000) beziehen sich in ihrer Untersuchung auf das Bruttoinlandsprodukt.

Zur Veranschaulichung der Bedeutung dieser Effekte wurden einfache Kontrollschätzungen durchgeführt. Ausgangspunkt ist wiederum die von Asdrubali et al. (1996) vorgeschlagene Gleichungsform, wobei nun die logarithmische Approximation der Wachstumsrate des Brutto- inlandsprodukts je Einwohner als Rechte-Hand-Variablen verwendet wird. Die Linke-Hand-Variablen leiten sich aus dem Nettoinlands- produkt, dem Nettosozialprodukt, dem verfügbaren Einkommen ($ev_{i,t}$), dem verfügbaren Einkommen im privaten Sektor ($evp_{i,t}$) sowie dem ver- fügbaren Einkommen im Haushaltssektor ($evh_{i,t}$) ab. Auf diese Weise lassen sich Schockabsorptionsbeiträge für die Abschreibungen ($ABS_{i,t}$), den Saldo der über die Landesgrenzen fließenden Vermögens- und Erwerbseinkommen ($SE_{i,t}$), die öffentlichen Nettotransfers ($T_{i,t}$), das verfügbare Einkommen im öffentlichen Sektor ($ev_{i,t} - evp_{i,t}$) sowie die Nettoersparnis im Unternehmenssektor ($evp_{i,t} - evh_{i,t}$) bestimmen. Die Schätzungen wurden unter Berücksichtigung von zeitspezifischen fixen Effekten durchgeführt. Die Schätzergebnisse sind Tabelle 2 zu ent- nehmen.

Fortsetzung Tabelle 1

| Modell-varianten | Pool-Modell | Raum-spezifisches FE-Modell | Raum-spezifisches FE-Modell | Zeit-spezifisches FE-Modell | Ab-sorptions-anteile |
|------------------|-------------------|-----------------------------|-----------------------------|-----------------------------|----------------------|
| Const. | 0.02 | - | 0.02 | - | Nicht absorbiert |
| β_n | 0.20*** (4.91) | 0.20*** (4.79) | 0.20*** (4.91) | 0.14*** (3.41) | 14% |
| R^2 | 0.1 | 0.08 | 0.06 | 0.38 | |

a) Es wurden vier Modellvarianten geschätzt: Pool-Modell, raumspezifisches Fixed-Effect-Modell, raumspezifisches Random-Effect-Modell und zeitspezifisches Fixed-Effect-Modell. In den Klammern unter den Schätzkoeffizienten stehen die Ergebnisse für die t-Statistik (***) signifikant bei einem Signifikanzniveau von 1%, ** signifikant bei einem Signifikanzniveau von 5%, * signifikant bei einem Signifikanzniveau von 10%. Neben dem korrigierten Bestimmtheitsmaß (R^2) werden für die Gleichungen (1) bis (3) die Ergebnisse der Durbin-Watson Teststatistik (DW) ausgewiesen.

titätsschwankungen durch private Transfers aufzufangen werden, weisen die vorliegenden Ergebnisse auf einen Absorptionsanteil des öffentlichen Transfersystems von 79% und darüber hin.

Diese Absorptionsleistung liegt im internationalen Vergleich ausgesprochen hoch. Sala-i-Martin/Sachs (1993) weisen Absorptionsbeiträge öffentlicher Nettotransfers zwischen den US-amerikanischen Staaten von 40% aus. Andere Autoren wie von Hagen (1992), Bayoumi/Masson (1995), Asdrubali et al. (1996), Melitz/Zumer (1997) sowie Sorensen/Yosha (1999) ermitteln ebenfalls für die USA Absorptionsbeiträge zwischen 10% und 31%. Die für die deutschen Bundesländer durchgeführten Untersuchungen von Buettner (2002), von Hagen/Hepp (2000) sowie Pisani-Ferry/Italianer/Lescure (1993) weisen erheblich geringere Stabilisierungsbeiträge aus. Pisani-Ferry/Italianer/Lescure (1993) ermitteln im Rahmen von Simulationsanalysen Absorptionsbeiträge öffentlicher Nettotransfers in der Größenordnung von 34% bis 42%. Von Hagen/Hepp (2000) weisen eine Versicherungsebene des Länderfinanzausgleichs, des Umsatzsteuervorgangsausgleichs sowie der Bundesergänzungszuweisungen von insgesamt ca. 3% aus. In der Untersuchung von Buettner (2002) betragen die Stabilisierungsbeiträge der genannten Finanzausgleichsstufen 7%, die der Sozialversicherungen ca. 9%.

Methodisch unterscheidet sich das Vorgehen im vorliegenden Beitrag nicht wesentlich von dem der zitierten Autoren. Die Diskrepanz in den Ergebnissen ist insbesondere auf die unterschiedliche Abgrenzung der öffentlichen Transfers zurückzuführen. Im Rahmen der vorliegenden

114.1% des Schocks auf das Bruttoinlandsprodukt werden auf das Nettoinlandsprodukt reflektiert. Die Abschreibungen wirken damit destablisierend und die Fluktuation des Nettoinlandsprodukts ist teilweise auf Abschreibungsschocks zurückzuführen. Der entsprechende Absorptionsbeitrag beträgt -14.1%. Vom Saldo der Faktoreinkommensübertragungen werden 32.5% der Schocks auf das Bruttoinlandsprodukt absorbiert. Der Vergleich dieser Resultate mit den entsprechenden in Tabelle 1 ausgewiesenen Ergebnissen macht die Sensitivität der Absorptionsanteile in Bezug auf die Wahl der exogenen Größe sichtbar. Bei der Bestimmung der Stabilisierungseigenschaften von Transfers scheint es damit auch wesentlich zu sein, im Rahmen einer theoretischen Argumentation zu bestimmen auf die Schocks welcher Aggregate die jeweiligen Transfers reagieren. Insbesondere die korrigierten Bestimmtheitsmaße (R^2) zeigen, daß die Anpassungen des Saldos aus Erwerbs- und Vermögenseinkommen eher in Bezug auf die Schocks des Netto- als auf die Schocks des Bruttoinlandsprodukts erfolgen. Die entsprechende Kontrollschätzung weist einen geringen Erklärungsgehalt von nur 0.07 auf, während die Gleichungsspezifikation (4) in Tabelle 1 ein korrigiertes Bestimmtheitsmaß von 0.81 ergibt. Der Saldo aus Erwerbs- und Vermögenseinkommen scheint damit insbesondere Schocks des Nettoinlandsprodukts zu reflektieren.

In der ersten Kontrollschätzung ergibt sich ein Stabilisierungsbeitrag der öffentlichen Nettotransfers in Höhe von 61.5% am BIP-Schock. Dieser Wert liegt um gut 17 Prozentpunkte unter dem entsprechenden Wert aus Gleichung (5) in Tabelle 1, der 79% beträgt. Das korrigierte Bestimmtheitsmaß liegt mit 0.80 in Gleichung (5) wiederum über dem entsprechenden Wert von 0.53 aus der Kontrollschätzung.

Die zweite Kontrollschätzung, die allein auf der Grundlage publizierter VGR-Daten der Länder durchgeführt wurde – eine explizite Spezifikation öffentlicher Nettotransfers war somit nicht notwendig – zeigt, daß gut 55% der Schocks auf das Bruttoinlandsprodukt in Bezug auf das im privaten Sektor verfügbare Einkommen geglättet werden (vgl. zweite Spalte von rechts in Tabelle 2). Diese Absorptionsleistung ist also letztlich zu erklären. Die Differenz beider Aggregate entspricht den öffentlichen Nettotransfers ($T_{i,t}$) – wie sie im vorliegenden Beitrag definiert sind – zuzüglich dem im öffentlichen Sektor des jeweiligen Bundeslandes verbleibenden verfügbaren Einkommen ($ev_{i,t} - evp_{i,t}$). Damit ist die Absorptionsleistung von über 55% auf diese beiden Komponenten zurückzuführen. Eine Absorptionsleistung des verfügbaren Einkommens

mens im öffentlichen Sektor läßt sich statistisch nicht nachweisen. Das verfügbare Einkommen im öffentlichen Sektor – insbesondere die öffentlichen Personalausgaben sowie der laufende Sachaufwand – scheint von kurzfristigen, regionalen Produktivitätsschocks unabhängig zu sein. Der negative Koeffizient, der ein Niveau von -0.07 annimmt, erklärt sich damit hauptsächlich durch die Nettoersparnis der öffentlichen Gesamthaushalte, die prozyklisch reagiert.

Tabelle 2

Ergebnisse von Kontrollschätzungen für die Absorptionsbeiträge verschiedener Salden

| Salden | BIP Schock (1) | Ab-sorptions-anteile | (2) | Ab-sorptions-anteile |
|-------------------------|--|----------------------|---------------------|----------------------|
| $ABS_{i,t}$ | Abschreibungen | 1.1410*** (11.14) | - | - |
| | R^2 | 0.60 | - | -14.10% |
| $SE_{i,t}$ | Vermögens- und Erwerbseinkommen | 0.3253*** (4.19) | - | - |
| | R^2 | 0.07 | - | 32.53% |
| $T_{i,t}$ | Öffentliche Nettotransfers | 0.6153*** (4.75) | - | - |
| | R^2 | 0.53 | - | 61.53% |
| $ev_{i,t} - evp_{i,t}$ | Verfügbares Einkommen im öffentlichen Sektor | -0.0685 (-0.98) | 0.5551*** (4.76) | 55.51% |
| | R^2 | 0.24 | 0.57 | -6.85% |
| $evp_{i,t} - evh_{i,t}$ | Nettoersparnis im Unternehmenssektor | 0.0084 (0.51) | - | - |
| | R^2 | 0.02 | - | 0.84% |

5. Zusammenfassung

Im vorliegenden Beitrag wird aufgezeigt, daß die Risk Sharing Leistung der fiskalischen Integration der deutschen Bundesländer beachtlich ist. Darüber hinaus scheint das System öffentlicher Transfers zwischen den Bundesländern eine erheblich stärkere Versicherung gegen

kurzfristige, regionale Produktivitätsschocks zu bewirken als marktliche Institutionen. Schocks auf das Nettoinlandsprodukt wurden im Zeitraum 1970 bis 1990 zu 79% durch Nettozahlungen an den Zentralstaat bzw. an andere Bundesländer, d. h. durch öffentliche Nettotransfers, absorbiert. Der Saldo der über die Landesgrenzen fließenden Erwerbs- und Vermögenseinkommen leistet dagegen einen Stabilisierungsbeitrag von 12%. Von dem Ersparnisimport aus anderen Regionen geht kein statistisch nachweisbarer Absorptionsbeitrag aus.

Im Rahmen der Untersuchung werden – ebenso wie in den zitierten Vergleichsuntersuchungen – die kurzfristigen, regionalen Schocks als exogene Größe angenommen. Die Untersuchungsergebnisse machen deutlich, daß die Absorptionsbeiträge insgesamt sensitiv auf die Variation des Aggregats, von dem der Schock ausgeht, reagieren. Unterscheiden lassen sich dabei Produktivitäts- und Einkommensschocks, sowie Abschreibungschocks und Schocks, die von den Nettogrößen ausgehen. Die öffentlichen Transfers leisten mit 79% den stärksten Absorptionsbeitrag in Bezug auf Schocks des Nettoinlandsprodukts. Schocks des Bruttoinlandsprodukts werden dagegen zu knapp 62% absorbiert.

Die öffentlichen Nettotransfers sind in der vorliegenden Untersuchung als Differenz aus dem Nettoinlandsprodukt und dem verfügbaren Einkommen im jeweiligen Bundesland operationalisiert. Letzteres setzt sich aus der Nettoersparnis des Unternehmenssektors sowie dem im privaten Haushalts- und öffentlichen Sektor verfügbaren Einkommen zusammen. Durch die residuale Ermittlung der öffentlichen Transfers lassen sich sämtliche fiskalischen Verflechtungen zwischen den Bundesländern erfassen. Im Vergleich zu den Untersuchungsergebnissen von Buettner (2002) und von Hagen/Hepp (2000) zeigt sich, daß die fiskalische Integration zwischen den Bundesländern und die damit einhergehende Versicherungsleistung für die einzelnen Gebietskörperschaften weit über das hinaus geht, was im Rahmen des sogenannten Umsatzsteuervorwegausgleichs, der Bundesergänzungszuweisungen oder des Länderfinanzausgleichs geleistet wird.

Symbolverzeichnis

| | |
|------------|---|
| $Y_{i,t}$ | Inlandsprodukt im Bundesland i |
| $E_{i,t}$ | Sozialprodukt im Bundesland i |
| $EY_{i,t}$ | verfügbares Einkommen im Bundesland i |
| $C_{i,t}$ | (privater und öffentlicher) Verbrauch im Bundesland i |

- Mundell, R. (1961): A Theory of Optimal Currency Areas, American Economic Review, 51, S. 657 – 665.
- Obstfeld, M. (1994): International Capital Mobility in the 1990s, Board of Governors of the Federal Reserve System (ed.), International Finance Discussion Papers, 472.
- Obstfeld, M./Peri, G. (1998): Regional Nonadjustment and Fiscal Policy: Lessons for EMU, NBER Working Paper, 6431.
- Obstfeld, M./Rogoff, K. (1996): Foundations of international macroeconomics, MIT Press, Cambridge (MA).
- Persson, T./Tabellini, G. (1996): Federal Fiscal Constitutions: Risk Sharing and Redistribution, Journal of Political Economy, 104, S. 979 – 1009.
- Pizani-Ferry, J./Italianer, A./Lescure, R. (1993): Stabilization properties of budgetary systems: A simulation analysis, European Economy, Reports and Studies, 5, S. 511 – 538.
- Rodrik, D./Ypersele, T. (1999): Capital Mobility, distributive conflict and international tax coordination, Working Paper, Harvard University.
- Sachs, J. (1982): The current account in the macroeconomic adjustment process, Scandinavian Journal of Economics, 84, 147 – 159.
- Sala-i-Martin, X./Sachs, J. (1993): Fiscal Federalism and Optimum Currency Areas: Evidence for Europe from the United States, in: Canzoneri, M./Masson, P. R./Grilli, V. (eds.), Establishing a Central Bank: Issues in Europe and Lessons from the U.S., Cambridge University Press.
- Sørensen, B. E./Yoshida, O. (1999): International Risk Sharing and European Monetary Unification, Foerder Institute Working Paper, 40 – 96, Tel Aviv University.
- Von der Ploeg, F. (1991): Macroeconomic policy coordination during the various phases of economic and monetary integration in Europe, European Economy, Special Edition, 1, S. 136 – 164.
- Von Hagen, J. (1992): Fiscal Arrangements in a Monetary Union: Evidence from the US, in: Fair, D. C./Boissieu, C. (eds.), Fiscal Policy, Taxes, and the Financial System in an Increasingly Integrated Europe.
- (2000): Fiscal policy and intranational risk sharing, in: Hess, G. D./van Wincoop, E. (eds.), Intranational macroeconomics, S. 272 – 294, Cambridge, MA.
- Von Hagen, J./Hepp, R. (2000): Regional Risk Sharing and Redistribution in the German Federation, ZEI Working Paper B-15, Bonn.
- Wyplisz, C. (1991): Monetary Union and fiscal policy discipline, European Economy, Special Edition, 1, S. 165 – 184.