

Luxembourg Income Study Working Paper Series

Working Paper No. 520

**Has Intragenerational Redistribution Become Less
Important in Pension Systems' Public Pillar?
An International Comparison Based on LIS Microdata**

Tim Krieger and Stefan Traub

August 2009



Luxembourg Income Study (LIS), asbl

Wie hat sich die intragenerationale Umverteilung in der staatlichen Säule des Rentensystems verändert? Ein internationaler Vergleich auf Basis von LIS-Daten

von Tim Krieger* und Stefan Traub†

Juni 2009

Zusammenfassung

Die vorliegende empirische Analyse beschäftigt sich mit der Frage, ob sich die Bedeutung der intragenerationalen Umverteilung in der staatlichen Säule der Rentensysteme von 20 OECD-Ländern seit den 1980er Jahren systematisch verändert hat und ob es zu einer internationalen Konvergenz des Umverteilungsgrads – gemessen anhand des Bismarckfaktors – gekommen ist. Auf Basis von Mikrodaten der Luxembourg Income Study kann ein genereller Trend zu stärker individualisierten, d.h. an den eigenen Beitragszahlungen orientierten, Rentenleistungen sowie eine Angleichung der nationalen Rentensysteme gezeigt werden. Die Verringerung der internationalen Variation der Rentensysteme (Sigma-Konvergenz) lässt sich dabei vor allem auf ein Aufschließen der stärker intragenerational umverteilenden Länder zurückführen (Beta-Konvergenz).

Summary

We empirically investigate whether the significance of intragenerational redistribution in the public pillar of pension systems in 20 OECD countries has changed systematically since the 1980s and whether international convergence of the degree of intragenerational redistribution in terms of the Bismarckian factor can be observed. Based on microdata from the Luxembourg Income Study, we find both, a trend towards pension systems with a tighter link between individual earnings and benefits, and a convergence of pension systems. The reduced variation of pension systems (sigma convergence) is driven by countries with a high degree of intragenerational redistribution catching up to more traditional Bismarckian countries (beta convergence).

* Jun.-Prof. Dr. Tim Krieger, Department Economics, Universität Paderborn, Warburger Str. 100, 33098 Paderborn, Tel.: 05251-602117, Fax: 05251-605005, Email: tim.krieger@notes.uni-paderborn.de.

† Prof. Dr. Stefan Traub, Lehrstuhl für Finanzwissenschaft, Universität Bremen, FB 7, Hochschulring 4, 28359 Bremen, Tel.: 0421-2182765, Fax: 0421-2183155, Email: traub@uni-bremen.de.

1. Einleitung

Umlagefinanzierte staatliche Rentensysteme stellen eine der bedeutendsten Säulen der sozialen Sicherung in fast allen industrialisierten Ländern dar. Die öffentlichen Ausgaben für Alters- und Hinterbliebenenrenten entsprachen im Jahr 2003 7,7% des BIP im Durchschnitt der OECD-Länder, wobei die Spannweite in Westeuropa (EU-15) von 3,7% (Irland) bis 13,9% (Italien) reichte (OECD, 2007). Diese Unterschiede gehen mit der Beobachtung einher, dass Irland ein stark umverteilendes Grundrentensystem in der Beveridgeschen Tradition und Italien ein Rentensystem mit individuellen Konten aufweist, in dem entsprechend der Bismarckschen Tradition ein sehr enger Zusammenhang zwischen individuellen Beitragszahlungen und individuell zu erwartenden Rentenleistungen besteht. Diese fundamentalen Systemunterschiede in der Ausgestaltung der staatlichen Säule der Rentensysteme erscheinen auf den ersten Blick als zeitkonstant. Jedoch haben grundlegende Entwicklungen wie der demographische Wandel und die Globalisierung wichtige Umgebungsvariablen verändert. Fundamentale Rentenreformen seit den 1990er Jahren haben den Grad an intragenerationaler Umverteilung beeinflusst, der die relative Gewichtung von beitragsabhängigen und beitragsunabhängigen Leistungen in der Rentenformel bemisst. Eine zentrale Fragestellung der vorliegenden Arbeit ist, ob diese Veränderung systematischer Natur ist, d.h., ob im internationalen Vergleich ein klarer zeitlicher Trend beziehungsweise eine Konvergenz der Rentensysteme zu erkennen ist.

Lindbeck/Persson (2003) argumentieren, dass die Rentenreformen in vielen Staaten seit den 1990er Jahren einen Trend zur Individualisierung in dem Sinne aufweisen, dass die Bedeutung individualisierter Rentenleistungen bei der Rentenbemessung zunimmt. Besonders deutlich wird dies an fundamentalen, d.h. System verändernden, Rentenreformen wie dem Ersatz so genannter „Defined Benefit“-Systeme durch „Notional Defined Contribution“-Systeme etwa in Italien oder Schweden. Doch auch parametrische Rentenreformen können schrittweise den Umverteilungsgrad reduzieren, wie etwa der Verzicht auf Anrechnungszeiten für Ausbildung, Arbeitslosigkeit und Krankheit oder die Erweiterung der Bemessungsgrundlage für die Rentenberechnung von bspw. „besten Jahren“ auf das Lebensarbeitseinkommen. Krieger und Traub (2008a, b) zeigen, dass solche Veränderungen in der Ausgestaltung der nationalen Rentensysteme durchaus im Einklang mit den Präferenzen der Wählerschaft stehen können, wenn sich Umgebungsvariablen wie die Gestalt der Einkommensverteilung verändern. Andererseits können die entsprechenden Rentenreformen auch eine – eigentlich unerwünschte – Konsequenz des demographischen Wandels oder eines schädlichen Systemwettbewerbs sein.

In dem vorliegenden Beitrag wird empirische Evidenz zur Entwicklung des Grads an intragenerationaler Umverteilung für 20 OECD-Länder im Zeitraum von den 1980er Jahren bis etwa zur Mitte der jetzigen Dekade aufbereitet. Hierbei wird auf Basis von Mikrodaten der Luxembourg Income Study (LIS) der Umverteilungsgrad mit Hilfe des Bismarckfaktors von Cremer/Pestieau (1998) berechnet. Dieser Faktor ist ein Maß für die Verteilung der Renteneinkommen relativ zur Verteilung der Gesamteinkommen. Im Falle eines Beveridge-Systems mit einer einheitlichen Rente unabhängig von der eigenen Einkommensposition bzw. Beitragsleistung nimmt der Faktor den Wert 0 an. Er erreicht den Wert 1, wenn die Rente bei jedem Einkommensbezieher gerade (und einheitlich) proportional zur Beitragsleistung ist, d.h. der für Bismarck-Systeme typischen Idee der Teilhabeäquivalenz folgt. Der entstehende Paneldatensatz mit den Bismarckfaktoren der verschiedenen Länder zu verschiedenen Zeitpunkten erlaubt detaillierte Analysen über die Entwicklung des Umverteilungsgrads in der Zeitdimension. Insbesondere lässt sich überprüfen, ob ein allgemeiner Trend zu weniger intragenerativer Umverteilung vorliegt und ob es zu einer Systemkonvergenz im Sinne von Sigma-, Beta- und Delta-Konvergenz kommt. Sigma-Konvergenz misst, ob sich die Variation

der Rentensysteme verringert. Beta-Konvergenz liegt vor, wenn die Änderungen einer Bezugsgröße negativ mit dem Startwert korreliert ist, also zum Beispiel Staaten mit bereits hohem Bruttoinlandsprodukt langsamer wachsen als Staaten mit geringem Bruttoinlandsprodukt und sich beide Staatentypen somit langfristig in den Niveaus annähern. Als Delta-Konvergenz wird die Annäherung an ein bestimmtes Referenzsystem bezeichnet.¹

Der Artikel ist wie folgt aufgebaut: In Abschnitt 2 werden kurz die zugrundeliegende Literatur und die Umverteilungswirkungen einzelner Rentenreformaßnahmen diskutiert, um dann in Abschnitt 3 auf die Berechnung des intragenerationalen Umverteilungsgrads mit Hilfe des Bismarckfaktors einzugehen und den verwendeten Datensatz vorzustellen. Abschnitt 4 präsentiert die Ergebnisse der empirischen Analysen, während Kapitel 5 die Arbeit mit einer Zusammenfassung beschließt.

2. Überblick über die Literatur und über die Verteilungswirkung von Rentenreformen

Traditionell hat sich die theoretische Literatur zur Umverteilung in umlagefinanzierten Rentensystemen vor allem mit der *intergenerationalen* Umverteilung, jedoch weniger stark mit der *intragenerationalen* Umverteilung beschäftigt, obwohl diese u.a. im Zusammenhang mit dem Umfang der impliziten Besteuerung eine nicht zu vernachlässigende Rolle spielt (vgl. z.B. Fenge, 1995; Sinn, 2000). Beginnend mit Hassler/Lindbeck (1997) und vor allem Cremer/Pestieau (1998) ist intragenerationale Umverteilung zu einem wichtigen Thema in der theoretischen Diskussion zur Umverteilung in Rentensystemen geworden, weil die Unterschiede in der impliziten Besteuerung spezifische Anreize für die involvierten Akteure setzen. Ein wichtiger Literaturstrang setzt dabei – basierend auf der Optimalsteuer- bzw. der politökonomischen Theorie – bei dem inhärenten Gegensatz zwischen Effizienz- und Verteilungszielen an (vgl. u.a. Cremer/Pestieau, 1998; Casamatta et al., 2000a,b; Köthenbürger et al., 2007; Conde-Ruiz/Profeta, 2007). Die starke Umverteilungswirkung im Beveridge-System kann sich negativ auf die Arbeitsangebotsentscheidung auswirken und somit den Verteilungsspielraum einschränken. Ein sozialer Planer oder eine heterogene Wählerschaft wählen dann eine optimale Mischung auf Grundlage der Effizienz- und Verteilungsziele, die im Aggregat den Grad an intragenerationaler Umverteilung bzw. den Bismarckfaktor ausmachen. Die hieraus folgende konkrete Ausgestaltung hängt dabei an durchaus komplexen gesellschaftlichen Zusammenhängen und Präferenzen, wie sie u.a. durch Korpi/Palmes (1998) „Umverteilungsparadoxon“ dokumentiert sind.² Zudem zeigen Krieger/Traub (2008a,b) in einer empirischen und experimentellen Analyse, dass – wie von Conde-Ruiz/Profeta (2007) sowie Borck (2007) in theoretischen Modellen postuliert – Veränderungen der Einkommensverteilung und der Lebenserwartung einen signifikanten Einfluss auf den Umverteilungsgrad haben. Das Ergebnis einer Mischung der beiden Extremvarianten eines reinen Beveridge- und reinen Bismarck-Systems lässt sich für die realen Welt mit den Worten Bouldings (1962, S. 83) zusammenfassen: „Society lays a modest

¹ Starke et al. (2008) haben für einen OECD Datensatz auf Systemkonvergenz der Sozialausgaben anhand verschiedener Indikatoren getestet und fanden nur schwache empirische Evidenz dafür. Zu den verschiedenen Konvergenzkonzepten siehe insbesondere die Seiten 6-7 bei Starke et al. und die dort angegebene Literatur.

² Das Paradoxon besagt, dass Sozialsysteme, die in starker Weise auf die Reduzierung von Ungleichheit mit Hilfe von umverteilenden Transfers zielen, besonders große Probleme haben, Armut und Ungleichheit tatsächlich zu reduzieren. Die Autoren argumentieren daher, dass beitragsäquivalente Sozialsysteme im Allgemeinen eine höhere Wohlfahrtswirkung erzielen. Arme profitieren davon, dass eine Wählermehrheit für ein – in der Gesamtwirkung – generöseres Umverteilungssystem eher zu erreichen ist, wenn dieses beitragsäquivalent ist. Lefèbvre (2007) bestätigt diesen Zusammenhang auch für Rentensysteme.

table at which all can sup and a high table at which the deserving can feast.“³ Ein wichtiger Teil in der vorliegenden Analyse wird es sein, diese Überlegungen und Aussagen mit präziseren Zahlen zu untermauern und die zeitliche Entwicklung dieser Maßzahl zu dokumentieren.

Der zweite wichtige Literaturstrang weist in diesem Zusammenhang in eine ähnliche Richtung, indem von einem Systemwettbewerb von Ländern mit unterschiedlich ausgestalteten Rentensystemen ausgegangen wird. Mobile Produktionsfaktoren (Firmen, Arbeitnehmer usw.) wandern an den Ort der höchsten Faktorentlohnung und schaffen dort Einkommen. Dies setzt den Nationalstaaten einen Anreiz, in einer Art „Sozialdumping“ ihre Sozialsysteme auf besonders attraktive Produktionsfaktoren auszurichten, was aufgrund des Vorliegens interregionaler Externalitäten (vgl. Sinn, 1997) zu einer nicht den Präferenzen der Bürger entsprechenden Unterbereitstellung von Umverteilung in Renten- und Sozialsystemen im Sinne einer zweit- oder drittbesten Lösung führt. Konkret wird argumentiert (vgl. Cremer/Pestieau, 2003; Kolmar, 2007; Poutvaara, 2007; Rossignol/Taugourdeau, 2006), dass Rentensysteme durch die Reduzierung umverteilender Elemente in einem Beveridgeschen Sinne für ärmere Haushalte unattraktiver und für reichere Haushalte attraktiver werden. Im Extremfall können Beveridge-Systeme auf Dauer nicht aufrecht erhalten werden.⁴ Eine empirisch beobachtbare Abnahme des intragenerationalen Umverteilungsgrads könnte daher die Konsequenz eines solchen schädlichen Systemwettbewerbs sein.

Während die theoretische Literatur relativ einfache Hypothesen hinsichtlich der Entwicklung von Rentensystemen in Bezug auf den intragenerationalen Umverteilungsgrad ableiten kann, bleibt die Frage zu klären, wie Rentenreformen konkret die intragenerationale Umverteilung beeinflussen, insbesondere wenn es sich um parametrische, d.h. im Zeitablauf nur langsam spürbare, Veränderungen handelt. Hierzu bedarf es zunächst eines Verständnisses, wie intragenerationale Umverteilung in ein Rentensystem ohne (substantielle) explizite Grundrente eintritt. Für das deutsche, traditionelle Bismarck-System zeigen Börsch-Supan/Reil-Held (2001) die wichtigsten Einflussgrößen: Kriegsfolgelasten; Leistungen im Zusammenhang mit Ausbildung, Arbeitslosigkeit und Krankheit; Leistungen im Zusammenhang mit dem Frühergestand; Kindererziehungszeiten; Rente nach Mindesteinkommen; Kosten im Zusammenhang mit der Integration der neuen Bundesländer; und anderes. Keine dieser Rentenleistungen hat einen direkten Bezug zur eigenen Beitragszahlung und wird daher – abhängig von der eigenen Einkommensposition – in mehr oder weniger großem Umfang von anderen (Netto-)Beitragszahlern aufgebracht. Ändert sich die Bedeutung dieser Positionen relativ zu den einkommensabhängigen Leistungen, so ändert sich zwangsläufig der intragenerationale Umverteilungsgrad des Rentensystems.

Die wichtigsten Reformschritte in Bezug auf intragenerationale Umverteilung können in der folgenden Weise systematisiert werden (vgl. auch Martin/Whitehouse, 2008; OECD, 2007):

- Genereller Paradigmenwechsel im Rentensystem: Hierbei wird das gesamte Rentensystem derart umgestellt, dass die neue Rentenformel keine inhärente intragenerationale Umverteilungswirkung mehr aufweist. Ein Beispiel hierfür ist die Umstellung eines „Defined-Benefit“-Systems (DB) auf ein „Notional Defined-Contribution“-System (NDC), wobei in letzterem ein langfristiger fixierter Beitragssatz auf das Einkommen jedes Individuums angewendet wird und die Beitragszahlungen in

³ Traub et al. (2005) zeigen in einem Experiment, dass die Boulding-Hypothese soziale Präferenzen besonders gut erklären kann.

⁴ Dass sich die Systeme dennoch als Mischsysteme erhalten, wird in der Literatur auf verminderte Mobilität oder auf eine nur auf Untergruppen der Bevölkerung beschränkte Teilnahme am Rentensystem (z.B. aufgrund einer Beitragsbemessungsgrenze) zurückgeführt.

einem persönlichen Konto verbucht werden. Die Beiträge werden dann einheitlich dynamisiert, so dass im Idealfall eine perfekte Beitragsabhängigkeit besteht, die in bestehenden DB-Systemen mit ihrer teilweise erheblichen Umverteilungswirkung kaum gegeben ist. Eine ähnliche Wirkung kann ein Abschmelzen der umlagefinanzierten Säule des Rentensystems zugunsten einer stärker kapitalgedeckten Säule bewirken. Letztere ist in der Regel als „Defined-Contribution“-System (DC) organisiert.⁵

- Parametrische Änderungen in der Rentenformel: Auch wenn sich Rentenformeln von Land zu Land unterscheiden (oder in expliziter Form gar nicht kodifiziert sind), enthalten alle Rentensysteme eine Anzahl zentraler Stellgrößen: Regeln zur Berechnung der Rentenhöhe unter Berücksichtigung der früheren Beitragsleistung bzw. Beitragsdauer; Regeln zur Rentenberechnung bei einem Ruhestandseintritt, der nicht dem Regeleintrittsalter entspricht; Regeln zur Anpassung der Rentenhöhe im Zeitablauf. Während letztere Anpassung in der Regel für alle Renten einheitlich erfolgt und damit den intragenerationalen Umverteilungsgrad nur in speziellen Konstellationen beeinflusst, ist dies in den anderen Fällen anders. Werden frühere Beitragsleistungen nicht berücksichtigt, obwohl sie durch ein lineares oder progressives Beitrags- oder Steuersystem eingehoben wurden, so liegt ein hoher intragenerationaler Umverteilungsgrad vor. Dieser wird abgeschwächt, wenn – wie etwa im deutschen System der Rentenpunkte – ein Mechanismus eingeführt wird, der die Beitragshöhe in eine entsprechende Leistungshöhe umrechnet. Doch auch hier bestehen nationale Unterschiede, wenn die Beitragsdauer in unterschiedlicher Weise Berücksichtigung findet. Vielfach werden „beste Jahre“ statt der gesamten Beitragsgeschichte zur Berechnung verwendet. Je umfassender jedoch die Beitragsleistungen erfasst werden, umso geringer ist der Umverteilungsgrad.⁶ Ähnlich lässt sich für verkürzte Beitragszeiten für spezielle Bevölkerungsgruppen (z.B. Bergleute) oder für versicherungsmathematisch unfaire Früheruhestandsabschläge argumentieren. Diese führen dazu, dass die entsprechenden Bevölkerungsgruppen relativ zu hohe Renten beziehen. Eine Anhebung des Eintrittsalters bzw. eine Anpassung der Abschläge führt damit zu einer Reduzierung intragenerationaler Umverteilung.
- Abschaffung von Sondertatbeständen: Leistungen ohne eigene Beitragszahlung (wie z.B. Anrechnungszeiten aufgrund verschiedener Tatbestände) führen – wie zuvor bereits dargelegt – zu intragenerationaler Umverteilung, die wiederum durch Abschaffung oder Reduzierung des Umfangs der entsprechenden Regelungen reduziert werden kann.

Zu beachten ist bei der vorherigen Darstellung, dass nicht alle dieser Maßnahmen im Falle einer Erhöhung progressiv wirken. So wirkt etwa die Ausweitung der Anrechnung von Bildungszeiten tendenziell regressiv, weil hohe Humankapitalinvestitionen, die durch die Anrechnung begünstigt werden, im Durchschnitt hohe Einkommen und damit hohe spätere Renten nach sich ziehen. Weiterhin ist zu beachten, dass die wohl wichtigste Form der intragenerativen Umverteilung, die einheitliche Anwendung der Rentenformel auf Männer

⁵ DC und NDC unterscheiden sich dadurch, dass sich erstere auf Kapitaldeckungs- und letztere auf Umlagesysteme beziehen. Da in einem Umlagesystem die individuellen Konten der Versicherten nicht durch einen Kapitalstock gedeckt sind, sondern sich die Ansprüche auf zukünftige Beitragsleistungen beziehen, werden diese Konten als virtuell (notional) bezeichnet.

⁶ Ein einfaches Beispiel verdeutlicht das: Werden die zehn besten Jahre verwendet und sind diese für zwei Personen A und B gleich, während sich die Beitragsleistungen in den restlichen Jahren unterschieden haben, so verteilt das System intragenerational um. Erhöht sich die berücksichtigte Beitragsdauer, so werden die Unterschiede später in den Leistungen sichtbar sein.

und Frauen trotz deren Lebenserwartungsunterschieden, als gesellschaftlich gewünscht angesehen wird.⁷

3. Die Berechnung des Bismarckfaktors und der verwendete Datensatz

Im Folgenden wird ein einfach handhabbares Maß, der Bismarckfaktor, für die Berechnung des Grads an intragenerationaler Umverteilung hergeleitet, das sich an der Verteilung der Alterseinkommen orientiert. Der Bismarckfaktor stellt dabei einen Quintilsvergleich der oberen und unteren Einkommensklassen in den Mittelpunkt. Die alternative Vorgehensweise, sich am – eher die Mitte der Verteilung akzentuierenden (vgl. Aaberge, 2007) – Gini-Koeffizienten der Renteneinkommensverteilung zu orientieren, führt zu qualitativ ähnlichen Ergebnissen (vgl. OECD, 2007).⁸ Ausgangspunkt für die Herleitung des Bismarckfaktors ist der „Index of Non-Contributiveness“ (*INC*; vgl. Lefèbvre/Pestieau, 2006; Lefèbvre, 2007). Y^i und P^i , $i \in \{B, 2, 3, 4, T\}$, seien das mittlere Einkommen bzw. das mittlere Renteneinkommen des i -ten Quintils der Einkommensverteilung, wobei B für „Bottom“ und T für „Top“ stehen. Die *Ersatzrate* des i -ten Quintils ist durch P^i/Y^i gegeben, also den Anteil der Renteneinkommen am Gesamteinkommen im Quintil. Der *INC* ist definiert durch das Verhältnis der Ersatzraten des untersten zum obersten Quintil:

$$INC = \frac{P^B/Y^B}{P^T/Y^T} = \frac{P^B}{P^T} \cdot \frac{Y^T}{Y^B}. \quad (1)$$

Ein reines Beveridge-System zahlt an jedes Mitglied – unabhängig von der Einkommensposition – die gleiche Rente aus, d.h. $P^B = P^T$, so dass $INC^{Bev} = Y^T/Y^B (\geq 1)$. In einem reinen Bismarck-System existiert eine proportionale Beziehung zwischen Renteneinkommen und Arbeitseinkommen, so dass $P^B/Y^B = P^T/Y^T$ und damit $INC^{Bis} = 1$ gelten muss.⁹ Der *INC* liegt im Intervall $[1, Y^T/Y^B]$, ist also nicht standardisiert und damit für Querschnittsvergleiche zwischen Ländern weniger geeignet.

Daher wird nun die Definition des individuellen Renteneinkommens eines repräsentativen Mitglieds des Quintils i zur Bestimmung des Bismarckfaktors herangezogen. Das Renteneinkommen P^i ist dabei definiert als eine Linearkombination aus einer einheitlichen Zahlung (Grundrente) für alle, die proportional zum Durchschnittseinkommen festgelegt wird, und einer einkommensabhängigen Komponente (vgl. Casamatta et al., 2000a):

$$P^i = \tau \cdot [\alpha Y^i + (1 - \alpha)\mu], \quad (2)$$

wobei $\alpha \in [0,1]$ der Bismarckfaktor und $\mu = \sum_i Y^i / 5$ der Mittelwert der gesamten Einkommensverteilung des Landes ist. Die relative Größe bzw. Großzügigkeit des Rentensystems wird mit Hilfe der gesamtgesellschaftlichen Ersatzrate

$$\tau = \sum_i P^i / \sum_i Y^i \in [0,1] \quad (3)$$

angegeben.

⁷ Entsprechend wird diese Unterscheidung in der folgenden empirischen Analyse auch keine Rolle spielen.

⁸ Der Korrelationskoeffizient zwischen dem Bismarckfaktor und dem „Pension Gini“ der OECD (2007), der nur für das Jahr 2002 vorliegt, liegt bei 0,39, wenn für jedes Land die letzte verfügbare Beobachtung des Bismarckfaktors verwendet wird, und bei 0,44, wenn der Durchschnitt der beobachteten Bismarckfaktoren über den gesamten Zeitraum verwendet wird.

⁹ Hier wird implizit unterstellt, dass die Einkommensmobilität nicht zu stark ist.

Bildet man wie im *INC* den Quotienten der Renteneinkommen für die Quintile *B* und *T*, so kürzt sich τ heraus und für den Bismarckfaktor ergibt sich:

$$\alpha = \frac{(P^T - P^B) \cdot \mu}{(P^T - P^B) \cdot \mu - P^T Y^B + P^B Y^T} \in [0,1]. \quad (4)$$

Ein reines Beveridge-System ($P^B = P^T$) führt zu $\alpha^{Bev} = 0$ und ein reines Bismarck-System ($P^B/Y^B = P^T/Y^T$) zu $\alpha^{Bis} = 1$, d.h. anders als der *INC* liegt der Bismarckfaktor im geschlossenen Intervall $[0,1]$ und ist zudem unabhängig von der Größe des Rentensystems τ . Aus Formel (4) ist ersichtlich, dass der Bismarckfaktor skaleninvariant ist, d.h. unempfindlich gegenüber einer proportionalen Änderung der Einkommen bei gegebenen Renteneinkommen. Eine Erhöhung der Varianz der Einkommen (d.h. der Spannweite zwischen dem obersten und dem untersten Quintil) verringert *ceteris paribus* den Bismarckfaktor (erhöht den Grad der intragenerationalen Umverteilung). Umgekehrtes gilt für eine Vergrößerung der Spannweite der Renteneinkommen. Hat ein Land zu einem Zeitpunkt also einen höheren Bismarckfaktor als ein anderes Land zum selben Zeitpunkt oder dasselbe Land zu einem anderen Zeitpunkt, dann ist dies eindeutig auf die relativ stärkere Ungleichheit der Renteneinkommen im Vergleich zur allgemeinen Einkommensgleichheit in diesem Land zurückzuführen. Die genannten formalen Eigenschaften erlauben es also, mit dem Bismarckfaktor Ländervergleiche bzw. Vergleiche in der Zeitdimension durchzuführen.

Der Bismarckfaktor spiegelt, wie oben ausgeführt, sowohl die Entwicklung der Einkommensverteilung (die auch die Renteneinkommensverteilung indirekt verändert) als auch die direkte Beeinflussung der Renteneinkommensverteilung durch Rentenreformen wider. Daher ist der Bismarckfaktor als ein (Um-)Verteilungsmaß zu interpretieren, das sich langfristig durch politische Willensbildungsprozesse an die gesellschaftliche intragenerationale *Umverteilungspräferenz* im Rentensystem anpasst. Damit eignet sich das Maß in besonderer Weise für die Betrachtung von entwickelten Volkswirtschaften, die sich bereits in einem Steady State befinden, wie dies in den meisten OECD-Ländern der Fall ist.

Für die folgende Analyse und die Berechnung des Bismarckfaktors werden international vergleichbare Mikrodaten der Luxembourg Income Study (LIS, 2009) verwendet. Folgende Länder sind im Datensatz enthalten: Australien, Belgien, Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Griechenland, Großbritannien, Irland, Italien, Kanada, Luxemburg, Mexiko, die Niederlande, Norwegen, Österreich, Schweden, die Schweiz, Spanien und die Vereinigten Staaten. Nicht berücksichtigt wurden einige Staaten, für die nur einzelne oder gar keine Beobachtungen vorliegen; sowie die Staaten Osteuropas, deren Rentensysteme nach dem Ende des Kalten Krieges einer dramatischen und den besonderen Umständen des Umbruchs geschuldeten Umstrukturierung unterzogen wurden.

Da das Augenmerk dieser Untersuchung weniger auf einer Wohlfahrtsanalyse als auf der institutionellen Ausgestaltung der Rentensystems liegt, wird die „rohe“ Einkommensverteilung betrachtet, d.h. auf die Anwendung einer Äquivalenzskala zur Korrektur von Bedarfsunterschieden unterschiedlicher Haushaltsgrößen und –zusammensetzungen verzichtet. Zur einheitlichen Berechnung des Bismarckfaktors wird das Haushaltsnettoeinkommen gewählt, das von LIS als Aggregatvariable (DPI) angegeben wird. Das Renteneinkommen und dessen Quintilmittelwerte werden aus der Variable „state old-age and survivors benefits“ (V19) bezogen, die im engeren Sinne die erste – umlagefinanzierte und staatliche – Säule des Rentensystems darstellt. In ihr sind alle oben beschriebenen Formen intragenerationaler Umverteilung vereint.

4. Ergebnisse der empirischen Analyse

Insbesondere die staatlich organisierten Rentensysteme sind ebenso große wie tendenziell träge Aggregate, die sich im Regelfall nur über längere Zeiträume spürbar wandeln. Betrachtet man – wie in Tabelle 1 dargestellt – den maximalen Zeitraum, für den LIS-Daten verfügbar sind, so werden dennoch für einige Länder deutliche Veränderungen der Höhe der Ersatzrate und des Bismarckfaktors sichtbar. In der Tabelle sind alle 118 verfügbaren Beobachtungen der 20 betrachteten Länder für alle sechs Wellen der LIS angegeben, sowie – wenn in der LIS verfügbar – Daten aus der Zeit davor. In einigen Fällen liegen für eine Welle mehrere Beobachtungen aus unterschiedlichen Jahren oder Quellen vor; dort ist der Mittelwert angegeben, so dass sich die Gesamtzahl der Tabelleneinträge auf 95 reduziert. In die folgenden statistischen Berechnungen gehen Welle 0 und 6 wegen zu geringer Fallzahlen (<10) bzw. sehr unterschiedlicher Datenquellen nicht ein; dementsprechend beträgt die Fallzahl hier 82.

– Tabelle 1 –

Während Schweden in den 80er Jahren Spitzenreiter bei der Ersatzrate war (0,279 in Welle 2), wies Italien zur Jahrtausendwende das höchsten Verhältnis von Rentenzahlungen zu Einkommen auf (0,239 in Welle 5). Frankreich, Mexiko und Griechenland hatten die höchsten Bismarckfaktoren (bis weit über 0,7) und damit kontinuierlich einen besonders niedrigen Grad an intragenerationaler Umverteilung. Negative Werte des Bismarckfaktors (z.B. Australien in den Wellen 1 und 2) können dann entstehen, wenn nicht nur die Beitragszahlungen sondern auch die Renten einem progressiven Schema folgen, d.h. im Sinne eines „targeted plan“ (vgl. Whitehouse, 2007) die unteren Einkommensgruppen höhere Leistungen als die oberen Einkommensgruppen erhalten.

– Tabelle 2 –

Angesichts der von Lindbeck/Persson (2003) beschriebenen Entwicklung in Richtung stärker einkommensabhängiger staatlicher Rentensäulen sollen im Folgenden die Veränderungen des Länderquerschnitts im Zeitablauf betrachtet werden. Die Betrachtung der längerfristigen Tendenzen zeigt, dass sowohl die Ersatzrate als auch der Bismarckfaktor im Zeitablauf gestiegen sind (Tabelle 2). Panel-Regressionen der Zeit (Nummer der Welle) auf die Ersatzrate und den Bismarckfaktor zeigen für den Trendkoeffizienten jeweils einen signifikant positiven Wert insbesondere, wenn im Fixed-Effects-Modell über die Länderdummies die Heterogenität der Länder berücksichtigt wird (Tabelle 3). Im Länderdurchschnitt ist die Ersatzrate um 0,6 Prozentpunkte pro Welle (Fünfjahreszeitraum) angestiegen und der Bismarckfaktor hat sich pro Welle sogar um 2,4 Prozentpunkte erhöht. Die von Lindbeck/Persson (2003) vermutete Entwicklung kann damit als insgesamt bestätigt angesehen werden.

– Tabelle 3 –

In Tabelle 4 ist festgehalten, dass Ersatzrate und Bismarckfaktor sowohl in Absolutgrößen als auch in Änderungen stark positiv miteinander korrelieren. Dies bestätigt, dass Bismarck-Systeme in der Tat umfangreicher als Beveridge-Systeme sind, da erstere an der Idee Lebensstandardsicherung – bis weit in die Mittelschicht hinein – orientiert sind.

– Tabelle 4 –

Nach der Feststellung, dass Ersatzrate und Bismarckfaktor sich im Zeitablauf signifikant erhöht haben und dass beide Größen positiv miteinander korreliert sind, wird im Folgenden untersucht, ob die Rentensysteme international konvergieren. Die untersuchten Konvergenzarten sind, wie in der Einleitung erörtert, Sigma-, Beta- und Delta-Konvergenz.

– Tabelle 5 –

Tabelle 5 gibt die Variationskoeffizienten der Ersatzrate und des Bismarckfaktor für die LIS-Wellen an. Da der Variationskoeffizient bereits um den Einfluss des steigenden Mittelwerts beider Größen bereinigt ist, deutet sein Absinken auf *Sigma-Konvergenz* hin. In der Tat sank die Streuung der Ersatzrate von knapp 57% auf 41% des Mittelwerts; die Streuung des Bismarckfaktors sank von 83,4% auf 62,4%. Diese zunächst rein deskriptive Aussage wird untermauert durch den signifikanten Spearmanschen Korrelationskoeffizienten zwischen Ersatzrate bzw. Bismarckfaktor und LIS-Welle.¹⁰ Dieser betrug in beiden Fällen –0,9 und damit liegt die Wahrscheinlichkeit, dass dieses Verlaufsmuster rein zufällig zustande gekommen ist, unterhalb von 5%. Insgesamt sind sich die Rentensysteme der OECD-Länder damit ähnlicher geworden.

– Tabelle 6 –

Da Ersatzrate und Bismarckfaktor insgesamt gestiegen sind, ist eine notwendige Bedingung für *Beta-Konvergenz*, dass eine negative Korrelation zwischen der Ersatzrate bzw. dem Bismarckfaktor und deren Änderungen beobachtet werden kann. Da beide Niveaugrößen aus theoretischer Sicht auf das Intervall [0,1] beschränkt sind, wäre die Feststellung von Beta-Konvergenz für bereits sehr hohe Ersatzraten und Bismarckfaktoren nahe an 1 trivial, weil sich diese notwendigerweise nicht mehr im gleichen Maße erhöhen können wie niedrigere Werte. Wie den Tabellen 1 und 2 zu entnehmen ist, betrugen die Mittelwerte jedoch bislang nie mehr als 0,4 und der höchste Einzelwerte für den Bismarckfaktor war 0,778 (Frankreich, Welle 4). Insofern kann reichlicher „Spielraum nach oben“ konstatiert werden.

Tabelle 6 zeigt, dass die Panel-Regression der Niveaus von Ersatzrate und Bismarckfaktor auf ihre jeweiligen Änderungen tatsächlich negative Koeffizienten lieferte. Es ergaben sich jedoch Unterschiede zwischen Ersatzrate und Bismarckfaktor. In Bezug auf die Ersatzrate ist festzuhalten, dass der durchschnittliche Anstieg bei 2 Prozentpunkten pro Fünfjahreszeitraum lag, jedoch um ca. 10% des Ausgangswertes „gebremst wurde“, d.h. bei einer Ersatzrate von 20% wäre die Änderung der Ersatzrate im Durchschnitt bei Null. Die Berücksichtigung der Heterogenität der Länder durch Länderdummies führt jedoch zu einem deutlich flacheren und damit insignifikanten Zusammenhang zwischen Ersatzrate und Änderung der Ersatzrate. Mit anderen Worten: Länder mit bereits hoher Ersatzrate wiesen grundsätzlich eine signifikant geringere Änderung der Ersatzrate auf als Länder mit geringerer Ersatzrate. Die länderbezogene Änderung der Ersatzrate blieb jedoch tendenziell konstant. Der Bismarckfaktor stieg im Länderdurchschnitt um 5 Prozentpunkte pro Welle an, gebremst um 9% des Ausgangsniveaus. Die Fixed Effects-Regression zeigt, dass der „Bremseffekt“ jedoch allein länderspezifisch (und dann sehr stark) war. Insgesamt gesehen kann also Beta-Konvergenz konstatiert werden. Einschränkend ist jedoch hinzuzufügen, dass die Anpassungsgüte der Regressionen relativ schlecht war und wegen der geringen Anzahl von verfügbaren Beobachtungen keine weiteren Einflussgrößen auf die Änderungen der beiden Rentensystem-Parameter betrachtet werden konnten.

– Tabelle 7 –

Drittens wurde untersucht, ob Delta-Konvergenz vorliegt, d.h. ob sich die Länder insgesamt einem bestimmten Modelltypus angenähert haben. Da die vorhergehende Analyse eine Bewegung hin zu Bismarck-Systemen nahegelegt hat, wird in der folgenden Untersuchung von Deutschland als Realisation eines idealtypischen Bismarcksystems ausgegangen. Wir messen Delta-Konvergenz über die durchschnittliche absolute Abweichung der anderen Länder

¹⁰ Da die kardinale Aussagefähigkeit der LIS-Wellennummer eher begrenzt ist, wird anstelle des Pearson-Korrelationskoeffizienten der Spearmansche Rangkorrelationskoeffizient angegeben.

zu Deutschland in Bezug auf Ersatzrate und Bismarckfaktor. Wie aus Tabelle 7 zu entnehmen ist, sind die durchschnittlichen absoluten Differenzen zu Deutschland zwar tendenziell leicht gesunken, aber von Konvergenz hin zum deutschen Modell kann nicht die Rede sein. Sowohl die Korrelation über die Zeit als auch der Chi-Quadrat-Test auf Gleichheit der mittleren Abweichungen sind insignifikant.

Abschließend werden hier die Informationen zum Bismarckfaktor aus Tabelle 1 in den Abbildungen 1, 2 und 3 noch einmal grafisch veranschaulicht und kommentiert. Für den Fall, dass für ein Land mehrere Beobachtungen pro Welle vorlagen, sind diese in den Grafiken einzeln ausgewiesen (anstelle des Mittelwerts aus Tabelle 1). Es wird grafisch schnell deutlich, dass sich der Bismarckfaktor je nach Land sehr unterschiedlich entwickelt hat. In allen in Abbildung 1 angegebenen Ländern ist der Grad an intragenerationaler Umverteilung gestiegen, indem sich der Bismarckfaktor vermindert hat. Besonders deutlich ist dieser Trend in den skandinavischen Ländern, während er in den Niederlanden nur schwach ausfällt und in Griechenland aufgrund weniger Beobachtungen nur beschränkt aussagekräftig ist. Bemerkenswert ist dabei, dass die Entwicklung in den skandinavischen Ländern – obwohl im Allgemeinen der Gruppe der universalistischen bzw. sozialdemokratischen Wohlfahrtsstaaten zugeordnet und als Folge ähnlicher Reformnotwendigkeiten in einer ähnlichen Ausgangssituation befindlich – durchaus unterschiedlich verlaufen ist. So zeigt der Vergleich der schwedischen und der dänischen Entwicklung, dass der Abwärtstrend im Bismarckfaktor im schwedischen Grundsicherungssystem in erster Linie eine bemessungstechnische Ursache hat (vgl. Andersen/Larsen, 2002), während der massive – den Bismarckfaktor erhöhende – Systemwechsel vom DB- zum NDC-System erst langfristig Wirkung zeigen wird. Im Gegensatz dazu führte Dänemark eine Reihe parametrischer Reformen durch; insbesondere im Jahr 1994 die Einführung einer Bedürftigkeitsprüfung für alle Rentner bei der Grundrente,¹¹ die die erste Säule des Rentensystems – bei nahezu unveränderter Finanzierung – erheblich progressiver gestaltete (vgl. Andersen/Larsen, 2002). Längerfristig wird jedoch damit zu rechnen sein, dass die skandinavischen Länder die Generosität ihrer Grundrentensysteme so weit senken und zugleich einkommensabhängige Elemente so weit stärken werden, dass in der Gesamtschau auch der Umverteilungsgrad absinken würde; allerdings wird dies wohl nur so stark geschehen, dass dem Umverteilungsparadoxon von Korpi/Palme (1998) zwar genüge getan wäre, aber die grundsätzliche Idee des umfassenden Wohlfahrtsstaats nicht generell ausgehöhlt würde.

– Abbildung 2 –

In Abbildung 2 sind Länder mit fast konstantem bzw. leicht ansteigendem Bismarckfaktor abgetragen, wobei in einzelnen Fällen stärkere Schwankungen vorliegen, welche sich jedoch – mit Ausnahme Belgiens – im Zeitablauf immer wieder beruhigt haben. Es zeigt sich, dass klassische Beveridge-Länder wie Großbritannien, die Vereinigten Staaten von Amerika oder die Niederlande nur geringfügige Änderungen aufweisen mit einer schwach steigenden Tendenz (in den Niederlanden mit leicht sinkender Tendenz, vgl. Abb. 1). Während die Niederlande und die Vereinigten Staaten ihre staatliche Rentensäule im Hinblick auf den Grad intragenerationaler Umverteilung nahezu unverändert ließen, wurde in Großbritannien in den 1970er Jahren das – nahezu klassisch Bismarcksche (vgl. Disney/Emmerson, 2005) – „State Earnings-Related Scheme“ zusätzlich zur Grundrente eingeführt, das sich in den folgenden Jahrzehnten durch ein relatives Abnehmen der intragenerativen Umverteilung bemerkbar machte.

¹¹ Aus empirischer Sicht sind die Konsequenzen der Bedürftigkeitsprüfung u.a. ausschlaggebend für negative Werte des Bismarckfaktors, wie sie für einige Länder – einschließlich Dänemark – beobachtbar sind.

– Abbildung 2 –

Schließlich zeigt Abbildung 3 Länder mit relativ starkem Anstieg des Bismarckfaktors. Während in einigen Ländern, denen – wie Deutschland und Italien – traditionell eine Bismarck-Tradition zugeschrieben wird, das Prinzip der Teilhabeäquivalenz durch kleinere und größere Reformschritte noch geschärft wurde, sind die starken Veränderungen in einigen anderen Ländern nur teilweise auf systemische Reformen zurückzuführen. Insbesondere Irland und Finnland zeigen ab Anfang bzw. Mitte der 1990er Jahre einen starken Anstieg, der vor allem durch ein überproportionales Wachstum der Einkommen (und damit eine zunehmende Einkommensungleichheit) ausgelöst wurde. Da die relativ stark umverteilenden Rentensysteme zunächst nicht angepasst wurden, zeigt der Bismarckfaktor eine steigende Tendenz. Längerfristig werden ein gleichgewichtiger Wachstumspfad, der demjenigen anderer industrialisierter Länder ähnelt, und bereits durchgesetzte (Finnland) bzw. geplante (Irland) Rentenreformen, die den einkommensabhängigen Teil des Rentensystems stärken sollen (OECD, 2003; Whelan, 2005), zu einem Bismarckfaktor in der gesellschaftlich präferierten Höhe führen.

– Abbildung 3 –

5. Zusammenfassung

In der vorliegenden Arbeit wurde eine empirische Analyse der Entwicklung der Ersatzrate und der intragenerationalen Umverteilung (gemessen am Bismarckfaktor) für ein Sample von 20 OECD-Ländern für einen Zeitraum von rund 20 Jahren vorgestellt. Datengrundlage war die Luxembourg Income Study (LIS). Die zentrale Fragestellung der Untersuchung war, ob sich in diesem Zeitraum systematische Veränderungen in Bezug auf diese beiden zentralen Parameter der Rentensysteme ergeben haben und ob im internationalen Vergleich ein klarer zeitlicher Trend beziehungsweise eine Konvergenz der Rentensysteme zu erkennen ist. Beispielsweise haben Lindbeck/Persson (2003) argumentiert, dass die Rentenreformen in vielen Staaten seit den 1990er Jahren einen Trend zur Individualisierung in dem Sinne aufwiesen, dass die Bedeutung individualisierter Rentenleistungen bei der Rentenbemessung zugenommen hat. Daher wäre ein Anstieg der Bismarckfaktors und damit verbunden auch ein Anstieg der Ersatzrate („Großzügigkeit des Rentensystems“) zu erwarten.

Die statistischen Analysen belegen eindeutig, dass Ersatzrate und Bismarckfaktor im Länderdurchschnitt angestiegen sind und dass beide Größen sowohl in ihren Niveaus als auch in ihren Änderungen stark miteinander korrelieren. Die Konvergenzanalyse hat gezeigt, dass sich die internationale Variation der Rentensysteme verringert hat (Sigma-Konvergenz). Ferner sind die (positiven) Änderungen des Rentensystems ausgeprägter für Länder mit geringerer Ersatzrate bzw. geringerem Bismarckfaktor (Beta-Konvergenz). Es lassen sich keine Belege dafür finden, dass die Länder insgesamt auf das deutsche Modell als typische Ausprägung eines Bismarck-Rentensystems zusteuern (Delta-Konvergenz).

In der sozialwissenschaftlichen Literatur (z.B. Bonoli, 2000) wird darauf verwiesen, dass Länder mit einer Bismarckschen Rententradition bei den Rentenreformen seit den 1990er Jahren einem Trend zu Leistungskürzungen gefolgt sind, im Sinne einer „(...) restoration of the original character of pension policy. In particular, the non-contributory elements which were integrated in these schemes to achieve general social policy aims are being removed and taken on (including financially) by governments“ (Bonoli, 2000, S. 4). Eine solche Bewegung ließe sich (polit-)ökonomisch leicht erklären, weil es sich hierbei um parametrische Reformschritte handelt, deren Richtung für viele Bürger, die an die enge Verbindung von Beiträgen und Leistungen gewöhnt sind, leicht nachvollziehbar ist, so dass eine Umsetzung

nur schwache Gegenwehr auslösen wird. In einem Land mit einer Beveridge-Tradition stellen dagegen eine Abkehr von der Grundrente und die Einführung von Teilhabeäquivalenz häufig bereits einen fundamentalen Systemwechsel dar, der sich für breite Bevölkerungsschichten negativ auswirken kann, so dass seine politische Umsetzung eher unwahrscheinlich ist. Dieser Befund lässt sich anhand der Daten jedoch nicht belegen. Unsere Untersuchungen zur Beta-Konvergenz haben gezeigt, dass auf höhere Bismarckfaktoren tendenziell niedrigere Zuwächse folgen, d.h. die intragenerational stärker umverteilenden Länder haben gegenüber den Bismarckländern aufgeschlossen.

Literatur

- Aaberge, R. (2007), Gini's Nuclear Family. *Journal of Economic Inequality* 5, 305-322.
- Andersen, J.G.; Larsen, C.A. (2002), Pension Policy in Denmark and Sweden: Path Dependencies, Policy Style, and Political Outcome. CCWS Working Paper No. 2002-27, Aalborg Universitet.
- Bonoli, G. (2000), *The Politics of Pension Reform: Institutions and Policy Change in Western Europe*. Cambridge University Press: Cambridge, New York, Melbourne, Madrid.
- Borck, R. (2007), On the Choice of Public Pensions when Income and Life Expectancy are Correlated. *Journal of Public Economic Theory* 9, 711-725.
- Börsch-Supan, A.; Reil-Held, A. (2001), How Much is Transfer and How Much is Insurance in a Pay-As-You-Go System? The German Case. *Scandinavian Journal of Economics* 103, 505-524.
- Boulding, K. (1962), Social Justice in Social Dynamics. In: Brandt, R. (Hrsg.): *Social Justice*, Englewood Cliffs: Prentice-Hall, 73-92.
- Casamatta, G.; Cremer, H.; Pestieau, P. (2000a), The Political Economy of Social Security. *Scandinavian Journal of Economics* 102, 503-522.
- Casamatta, G.; Cremer, H.; Pestieau, P. (2000b), Political Sustainability and the Design of Social Insurance. *Journal of Public Economics* 75, 341-364.
- Conde-Ruiz, I.; Profeta, P. (2007), The redistributive design of social security systems. *Economic Journal* 117, 686-712.
- Cremer, H.; Pestieau, P. (1998), Social insurance, majority voting and labor mobility. *Journal of Public Economics* 68, 397-420.
- Cremer, H.; Pestieau, P. (2003), Social Insurance Competition between Bismarck and Beveridge. *Journal of Urban Economics* 54, 181-196.
- Disney R.; Emmerson, C. (2005), Public Pension Reform in the United Kingdom: What Effect on the Financial Well-Being of Current and Future Pensioners? *Fiscal Studies* 26, 55-81.
- Fenge, R. (1995), Pareto-Efficiency of the Pay-As-You-Go Pension System with Intragenerational Fairness. *FinanzArchiv* 52, 357-363.
- Köthenbürger, M.; Poutvaara, P.; Profeta, P. (2008): Why are Redistributive Social Security Systems Smaller? A Median Voter Approach. *Oxford Economic Papers* 60, 275-292.

- Krieger, T.; Traub, S. (2008a), Back to Bismarck: Shifting Preferences for Intragenerational Redistribution in OECD Pension Systems. Luxembourg Income Study Working Paper No. 485.
- Krieger, T.; Traub, S. (2008b), Empirische und experimentelle Evidenz zur staatlich organisierten Alterssicherung und zu gesellschaftlichen Umverteilungspräferenzen in OECD-Ländern. *Deutsche Rentenversicherung* 63, 85-102.
- Hassler, J.; Lindbeck, A. (1997), Optimal Actuarial Fairness in Pension Systems: A Note. *Economics Letters* 55, 251-255.
- Kolmar, M. (2007): Beveridge versus Bismarck Public-Pension Systems in Integrated Markets. *Regional Science and Urban Economics* 37, 649-669.
- Korpi, W.; Palme, J. (1998), The Paradox of Redistribution and Strategies of Equality: Welfare States Institutions, Inequality, and Poverty in Western Countries. *American Sociological Review* 63, 661-687.
- Lefèbvre, M.; Pestieau, P. (2006), The Generosity of the Welfare State Towards the Elderly. *Empirica* 33, 351-360.
- Lefèbvre, M. (2007), The Redistributive Effects of Pension Systems in Europe: A Survey of Evidence. Luxembourg Income Study Working Paper Series No. 457.
- Lindbeck, A.; Persson, M. (2003), The Gains from Pension Reform. *Journal of Economic Literature* 41, 74-112.
- Luxembourg Income Study (LIS) Database, <http://www.lisproject.org/techdoc.htm> (multiple countries; July 2007 to April 2008)
- Martin, J.P.; Whitehouse, E. (2008), Reforming Retirement-Income Systems: Lessons from the Recent Experiences of OECD Countries. IZA Discussion Paper No. 3521.
- OECD (2003), *Economic Surveys: Finland 2003*. OECD Publishing, Paris.
- OECD (2007), *Pensions at a Glance: Public Policies Across OECD Countries*. OECD Publishing, Paris.
- Poutvaara, P. (2007): Social Security Incentives, Human Capital Investment and Mobility of Labor. *Journal of Public Economics* 91, 1299-1325.
- Rossignol, S., Taugourdeau, E. (2006), Asymmetric Social Protection Systems with Migration. *Journal of Population Economics* 19, 481-505.
- Sinn, H.-W. (1997), The Selection Principle and Market Failure in Systems Competition. *Journal of Public Economics* 66, 247-274.
- Sinn, H.-W. (2000), Why a Funded Pension System is Useful and Why it is Not Useful. *International Tax and Public Finance* 7, 389-410.
- Starke, P; Obinger, H.; Castles, F.G. (2008), Convergence Towards Where: In What Ways, If Any, Are Welfare States Becoming More Similar? *Journal of European Public Policy* 15, 975-1000.
- Traub, S.; Seidl, C.; Schmidt, U.; Levati, V. (2005), Friedman, Harsanyi, Rawls, Boulding - or Somebody Else? An Experimental Investigation of Distributive Justice. *Social Choice and Welfare* 24, 283-309.
- Whelan, S. (2005), *Pension Provision in Ireland for 21st Century*. Report prepared for the Irish Association of Pension Funds, Dublin.

Whitehouse, E. (2007), Pensions Panorama – Retirement-Income Systems in 53 Countries.
The World Bank, Washington, D.C.

Tabelle 1: Entwicklung von Ersatzrate und Bismarckfaktor ausgewählter OECD-Länder im Zeitablauf

Land	LIS Welle (Jahre)						
	0	1	2	3	4	5	6
	(-1978)	(1979-1983)	(1983-1987)	(1988-1992)	(1993-1997)	(1998-2002)	(2003-2004)
Australien	---	0,056	0,054	0,042	0,054	0,052	0,050
	---	-0,019	-0,093	0,007	0,146	0,025	0,024
Belgien	---	---	0,172	0,197	0,215	0,186	---
	---	---	0,413	0,586	0,598	0,516	---
Dänemark	---	---	0,092	0,113	0,133	0,128	0,131
	---	---	0,181	0,173	-0,021	0,009	-0,061
Deutschland	0,141	0,164	0,171	0,156	0,158	0,200	---
	0,299	0,409	0,398	0,278	0,491	0,556	---
Finnland	---	---	0,060	0,050	0,053	0,176	0,180
	---	---	-0,065	-0,112	-0,029	0,553	0,511
Frankreich	---	0,172	0,200	0,208	0,228	0,224	---
	---	0,697	0,722	0,686	0,778	0,764	---
Griechenland	---	---	---	---	0,207	0,216	---
	---	---	---	---	0,694	0,639	---
Irland	---	---	0,043	---	0,087	0,083	---
	---	---	0,140	---	0,426	0,436	---
Italien	---	---	0,175	0,158	0,185	0,239	---
	---	---	0,378	0,362	0,492	0,551	---
Kanada	0,043	0,051	0,066	0,076	0,088	0,088	---
	0,004	0,036	0,048	0,066	0,116	0,129	---
Luxemburg	---	---	0,177	0,185	0,165	0,183	0,217
	---	---	0,382	0,353	0,296	0,328	0,508
Mexiko	---	---	0,021	0,026	0,030	0,045	0,048
	---	---	0,539	0,511	0,522	0,689	0,709
Niederlande	---	0,113	0,107	0,107	0,113	0,107	---
	---	0,156	0,159	0,161	0,236	0,132	---
Norwegen	---	0,169	0,153	0,163	0,167	0,154	---
	---	0,301	0,194	0,226	0,151	-0,035	---
Österreich	---	---	---	---	0,199	0,207	---
	---	---	---	---	0,492	0,535	---

Schweden	0,139	0,252	0,279	0,259	0,214	0,160	0,167
	0,477	0,412	0,476	0,553	0,423	0,432	0,214
Schweiz	---	0,074	---	0,105	---	0,195	---
	---	0,257	---	0,185	---	0,551	---
Spanien	---	---	---	0,162	0,174	0,173	---
	---	---	---	0,427	0,409	0,444	---
Vereinigtes	0,071	0,086	0,092	0,078	0,079	0,076	0,075
Königreich	-0,019	0,038	0,027	0,047	0,067	0,097	0,132
Vereinigte	0,069	0,054	0,076	0,077	0,081	0,079	0,083
Staaten von Amerika	0,223	0,342	0,296	0,310	0,360	0,458	0,447

Tabellennotiz. Erste Zeile: Ersatzrate, zweite Zeile: Bismarckfaktor. Liegen für eine Welle mehrere Beobachtungen aus unterschiedlichen Jahren oder Quellen vor, so ist der jeweilige Mittelwert angegeben.

Tabelle 2: Zeitliche Entwicklung von Ersatzrate und Bismarckfaktor

Variable	LIS Welle (Jahre)						
	0 (-1978)	1 (1979- 1983)	2 (1983- 1987)	3 (1988- 1992)	4 (1993- 1997)	5 (1998- 2002)	6 (2003- 2004)
Ersatzrate	0,092	0,119	0,121	0,127	0,138	0,149	0,119
Bismarck- faktor	0,197	0,263	0,262	0,284	0,350	0,390	0,311

Tabellennotiz. Mittelwerte über alle Länder.

Tabelle 3: Panel-Regression der Zeit auf Ersatzrate und Bismarckfaktor

	Ersatzrate		Bismarckfaktor	
	OLS	Fixed Effects	OLS	Fixed Effects
Konstante	0,107*** (0,019)	(Länderdummies)	0,197*** (0,066)	(Länderdummies)
Koeffizient (Welle)	0,008 (0,005)	0,006*** (0,002)	0,037* (0,019)	0,024*** (0,009)
$\bar{R}^2$	0,016	0,857	0,035	0,802
F	2,34	25,32***	3,94*	17,38***

Tabellennotiz. Unausgewogenes Panel mit insgesamt n=82 Beobachtungen (Wellen 1 bis 5, 2 bis 5 Beobachtungen pro Land). Die Klammerwerte unter den Koeffizienten geben die Standardfehler an. *(p≤0,1). **(p≤0,05). ***(p≤0,01).

Tabelle 4: Korrelation zwischen Ersatzrate und Bismarckfaktor

	LIS Welle (Jahre)				
	1	2	3	4	5
Pearson-Korrelation	(1979-1983)	(1983-1987)	(1988-1992)	(1993-1997)	(1998-2002)
Koeffizient	0,657	0,589	0,678	0,599	0,504
Signifikanz	0,039	0,016	0,003	0,007	0,023

Tabellennotiz. Die Pearson-Korrelation zwischen (Änderung) der Ersatzrate und (Änderung) des Bismarckfaktors für die LIS Wellen 1 bis 5 insgesamt beträgt 0,579 ($p \leq 0.01$) bzw. für die Änderungen 0,693 ($p \leq 0.01$).

Tabelle 5: Test auf Sigma-Konvergenz

	LIS Welle (Jahre)				
	1	2	3	4	5
Variations- koeffizient	(1979- 1983)	(1983- 1987)	(1988- 1992)	(1993- 1997)	(1998- 2002)
Ersatzrate	0,566	0,582	0,515	0,457	0,411
Bismarck- faktor	0,834	0,867	0,782	0,667	0,624

Tabellennotiz. Die nichtparametrische Korrelation nach Spearman zwischen Variationskoeffizient der Ersatzrate bzw. des Bismarckfaktors und LIS Welle (nur Wellen 1 bis 5) ist in beiden Fällen -0,9 ($p=0,037$).

Tabelle 6: Test auf Beta-Konvergenz

	Änderung der Ersatzrate		Änderung des Bismarckfaktor	
	OLS	Fixed Effects	OLS	Fixed Effects
Konstante	0,020*** (0,007)	(Länderdummies)	0,052** (0,026)	(Länderdummies)
Koeffizient (Ersatzrate bzw. Bismarckfaktor)	-0,099* (0,050)	-0,358 (0,225)	-0,090 (0,069)	-0,739** (0,159)
$\bar{R}^2$	0,045	0,083	0,011	0,110
F	3,85*	1,28	1,67	1,38***

Tabellennotiz. Unausgewogenes Panel mit insgesamt n=62 Beobachtungen (Wellen 1 bis 5, 1 bis 4 Beobachtungen pro Land). Die Klammerwerte unter den Koeffizienten geben die Standardfehler an. *(p≤0,1). **(p≤0,05). *** (p≤0,01).

Tabelle 7: Test auf Delta-Konvergenz

	LIS Welle (Jahre)				
	1	2	3	4	5
Durschnittliche absolute Differenz zu Deutschland	(1979-1983)	(1983-1987)	(1988-1992)	(1993-1997)	(1998-2002)
Ersatzrate	0,073	0,074	0,061	0,058	0,064
Bismarckfaktor	0,227	0,219	0,190	0,219	0,219

Tabellennotiz. Die nichtparametrische Korrelation nach Spearman zwischen Ersatzrate bzw. Bismarckfaktor und LIS Welle (Wellen 1 bis 5) ist -0,6 (p=0,285) bzw. -0,447 (p=0,450). Ein Chi-Quadrat-Test (Kruskal-Wallis-Test) kann sowohl für die Ersatzrate ($\chi^2=1,279$, p=0,865) als auch für den Bismarckfaktor ($\chi^2=0,279$, p=0,991) die Nullhypothese der Gleichheit der Mittelwerte zwischen den Wellen nicht verwerfen.

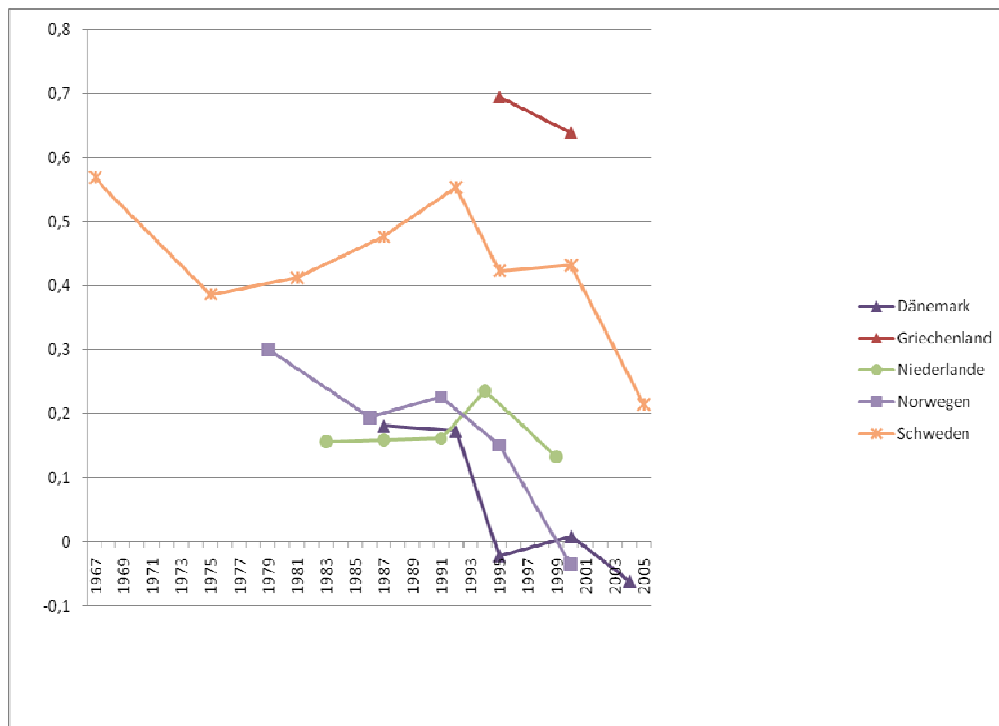


Abbildung 1: Länder mit sinkendem Bismarckfaktor

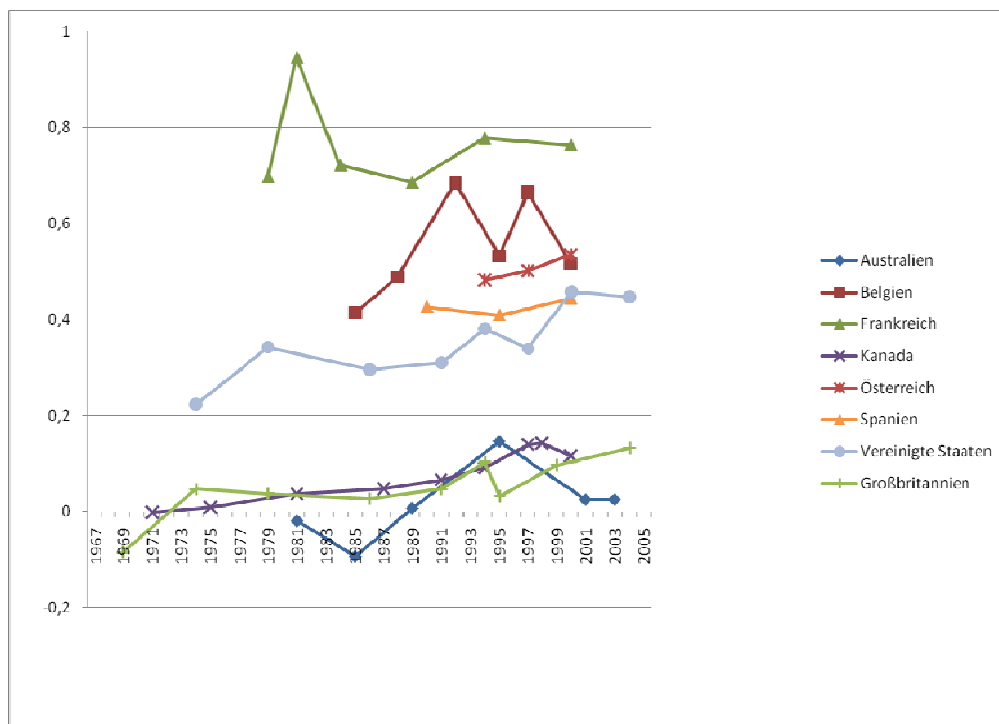


Abbildung 2: Länder mit leicht steigendem Bismarckfaktor

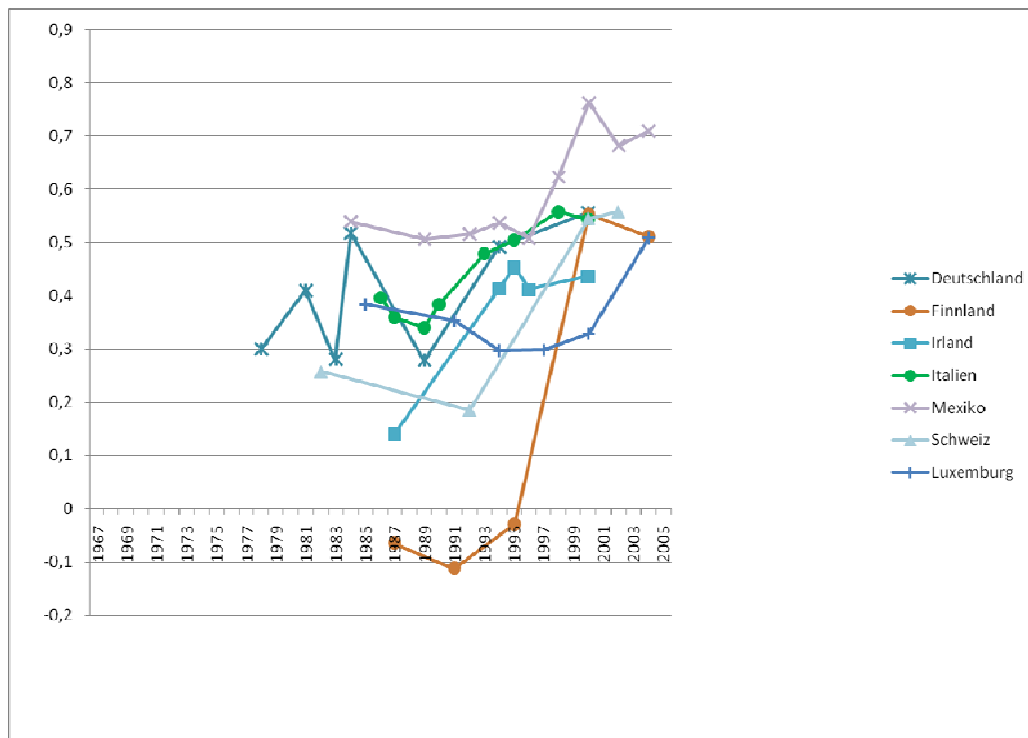


Abbildung 3: Länder mit stark steigendem Bismarckfaktor