

**Abgaben- und Transfersystem wirkt
Polarisierungstendenzen entgegen
- Kernel Density-Schätzungen auf Basis der
Einkommens- und Verbrauchsstichproben
1973 bis 1988 -**

Irene Becker und Richard Hauser

Arbeitspapier Nr. 12

Dezember 1997

Abgaben- und Transfersystem wirkt Polarisierungstendenzen entgegen
- Kernel Density-Schätzungen auf Basis der
Einkommens- und Verbrauchsstichproben 1973 bis 1988 -

Irene Becker und Richard Hauser

Johann Wolfgang Goethe - Universität, Frankfurt am Main

1. Problemstellung	1
2. Anmerkungen zur Datenbasis	3
3. Methodischer Ansatz	5
4. Polarisierungstendenzen bei der Faktoreinkommensverteilung	9
5. Modifizierung durch die Berücksichtigung des Haushaltszusammenhangs: die Verteilung der Faktoräquivalenzeinkommen	13
6. Moderate Veränderungen der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen	17
7. Veränderungen in der Verteilung der absoluten Einkommen: Did real growth lift all boats?	19
8. Zusammenfassende Schlußbemerkungen	22

1. Problemstellung

Analysen der Einkommensverteilung und ihrer Entwicklung im Zeitablauf sind einerseits unter allgemeinen Aspekten der Verteilungsgerechtigkeit relevant und andererseits angesichts intensiver Reformdiskussionen zur Ausgestaltung des Steuer- und sozialen Sicherungssystems von besonderer Aktualität. Unter wohlfahrtstheoretischen Gesichtspunkten steht dabei letztlich nicht die Verteilung der Haushaltsnettoeinkommen (auf Haushalte) im Mittelpunkt, sondern die personelle Verteilung der mit der Haushaltsgröße und -struktur gewichteten Haushaltsnettoeinkommen, der sog. (Netto-)Äquivalenzeinkommen¹. Nach diesem Ansatz wird die Haushaltsgröße durch die Verwendung einer Äquivalenzskala, welche meist altersspezifische Bedarfsunterschiede und Haushaltsgrößensparnisse berücksichtigt, in „Alleinstehenden-Äquivalente“ umgerechnet. Durch Division des Haushaltsnettoeinkommens durch das jeweilige Äquivalent, das kleiner als die Haushaltsgröße ist, ergibt sich das Äquivalenzeinkommen als Indikator des einkommensbezogenen Wohlstands aller Mitglieder des Haushalts.

Bisherige Untersuchungen auf der Basis von (anonymisierten) Individualdaten haben für die „alte“ Bundesrepublik vor der Wiedervereinigung ein hohes Maß an Stabilität in der Verteilung der Äquivalenzeinkommen (auf Personen) mit nur leichtem Trend zu höherer Ungleichheit², für West- und insbesondere für Ostdeutschland in den neunziger Jahren allerdings einen deutlicheren Anstieg der Ungleichheitsmaße ergeben³. Im internationalen Vergleich von aggregierten Verteilungsmaßen nimmt Westdeutschland aber wohl noch immer eine mittlere Position ein.⁴ Gegenüber der Entwicklung in Großbritannien und in den USA erscheinen die Verteilungsänderungen in der Bundesrepublik Deutschland als moderat, was in einer jüngsten Untersuchung von Burkhauser/Crews/Daly (1997, S. 23) darauf zurückgeführt wird, daß

¹ Zum Konzept der Äquivalenzeinkommen und der vielfältigen methodischen Ansätze zur Ableitung einer Äquivalenzskala vgl. insbes. Faik, Jürgen (1995) und die dort angegebene Literatur; Hauser, Richard (1996), S. 25-28; Hauser, Richard, Jürgen Faik (1996); sowie Faik, Jürgen (1997).

² Vgl. Becker, Irene (1995) und dies. (1997a). Der leichte Anstieg der Ungleichheit der Einkommensverteilung ist danach insbesondere auf eine Zunahme des Bevölkerungsanteils im Niedrigeinkommensbereich zurückzuführen, wobei der Niedrigeinkommensbereich in Relation zum jeweiligen Durchschnittseinkommen abgegrenzt wurde („relative Einkommensarmut“). Trotz der insgesamt nur mäßigen Veränderungen der Einkommensverteilung haben sich in den achtziger Jahren aber wesentliche Verschiebungen zwischen einzelnen sozio-ökonomischen Gruppen ergeben.

³ Vgl. Becker, Irene, Richard Hauser (1995), Hauser, Richard, Irene Becker (1996), Hauser, Richard, Irene Becker (1997) und Hauser, Richard (1997). Auch für die neunziger Jahre zeigt sich, daß die zunehmende Disparität in der Einkommensverteilung hauptsächlich auf steigende Bevölkerungsanteile unterhalb von relativ (zum Durchschnittseinkommen) abgegrenzten Niedrigeinkommensgrenzen zurückzuführen ist.

⁴ Vgl. in diesem Zusammenhang Atkinson, Anthony B., Lee Rainwater, Timothy Smeeding (1995), insbesondere S. 24 und S. 27f., Gottschalk, Peter, Timothy Smeeding (1997a und 1997b) sowie Haslinger, Franz, Oliver Stöner-Venkatarama (1997).

durch das deutsche Steuer- und Transfersystem Wachstumserfolge gleichmäßiger der Bevölkerung zugute kommen als in den USA. Diese Hypothese impliziert die Annahme, daß die Verteilung der Faktoreinkommen, d. h. der Einkommen aus unselbständiger Arbeit, aus selbständiger Tätigkeit sowie aus Vermögen, eine andere Entwicklung mit einem Trend zunehmender Ungleichheit genommen hat als die der Äquivalenzeinkommen. Dem steht allerdings die in verteilungspolitischen Diskussionen häufig geäußerte These gegenüber, in Deutschland sei auch die Faktoreinkommensverteilung tendenziell zu „egalitär“ und insbesondere die hier vergleichsweise starke Position der Gewerkschaften verhindere leistungsfördernde Einkommensdifferenzierungen. Im folgenden wird dieser Themenkomplex aufgegriffen, indem die Entwicklungen auf verschiedenen Ebenen der Einkommensverteilung untersucht werden.

Als Ausgangspunkt wird die Verteilung der individuellen Faktoreinkommen untersucht, also die Verteilung von Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit, aus selbständiger Tätigkeit und aus Vermögen (einschl. Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums)⁵ auf die Bezieher dieser Einkommen - unabhängig vom Haushaltskontext, in dem diese Einkommensempfänger leben⁶. Im zweiten Schritt wird der Übergang zur Einbeziehung der Gesamtbevölkerung und zur Berücksichtigung von Haushaltszusammenhängen vollzogen. Die individuellen Faktoreinkommen werden zu Haushaltsfaktoreinkommen zusammengefaßt und durch Anwendung einer Äquivalenzskala in Faktoräquivalenzeinkommen umgerechnet. Gegenüber der ersten Betrachtungsebene werden hier auch Haushalte ohne jegliches Faktoreinkommen - bzw. die in diesen Haushalten lebenden Personen - berücksichtigt (Einbeziehung der „Nullfälle“); es ergibt sich die (fiktive) personelle Verteilung von einkommensbezogenem Wohlstand vor Steuern und vor Transfers. Da diese Verteilung der „pre government income“ in großem Maße von der demographischen Bevölkerungsstruktur bzw. von der Zahl der Rentner- und Pensionärshaushalte abhängig ist, wird die entsprechende Verteilung auch für die Teilgruppe der Haushalte im „zentralen Erwerbsalter“ analysiert. Die Abgrenzung dieser Gruppe erfolgt hier nach dem Alter der Bezugsperson, das zwischen 25 und 60 Jahren liegen muß. Schließlich wird diesen vorgelagerten Verteilungsebenen die Entwicklung auf der „post government“-Ebene der Nettoäquivalenzeinkommen gegenübergestellt. Mit diesem Ansatz kann zwar keine Umverteilungsanalyse geleistet werden, da die Unterscheidung der genannten Ebenen der Einkommensverteilung rein formaler Art ist und die vielfältigen Interdependenzen zwischen der Entstehung und Verteilung der Faktoreinkommen einerseits und staatli-

⁵ Vermögenseinkommen wurden vereinfachend jeweils dem Haushaltsvorstand zugerechnet.

chen Eingriffen in Form von Steuern und Transfers sowie sonstigen staatlichen Aktivitäten andererseits vollkommen ausblendet. Es kann aber zumindest ein erster Eindruck über die Bedeutung von Steuern und Transfers für die Verteilungsentwicklung gewonnen werden.

2. Anmerkungen zur Datenbasis

Die Analyse der „vorgelagerten“ Verteilungsebenen erfordert Mikrodaten mit Angaben nicht nur zum gesamten Haushaltseinkommen, sondern auch zur Einkommensstruktur. Hierzu bieten insbesondere die Einkommens- und Verbrauchsstichproben (EVS) des Statistischen Bundesamtes sehr differenzierte Informationen. Leider konnten die anonymisierten Individualdaten der jüngsten dieser Erhebungen, der EVS 1993, noch nicht einbezogen werden, so daß sich die folgende Untersuchung auf die Zeit vor der Wiedervereinigung beschränken muß. Für Untersuchungen der Einkommensverteilung in der jüngeren Vergangenheit in den alten und den neuen Bundesländern steht zwar das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) zur Verfügung⁷, das aber keine dem Erhebungskonzept der EVS vergleichbaren Informationen zu den Einkommensstrukturen der Haushalte umfaßt.⁸

Die an der Professur für Sozialpolitik der Universität Frankfurt a. M. vorhandene EVS-Datenbank ist bereits mehrfach in Arbeitspapieren und sonstigen Veröffentlichungen dargestellt worden⁹, so daß an dieser Stelle nur einige kurze Hinweise gegeben werden. Die Einkommens- und Verbrauchsstichproben zeichnen sich durch ihren gegenüber vergleichbaren Erhebungen großen Stichprobenumfang von jeweils ca. 45000 Haushalten aus. Sie sind als Quotenstichproben angelegt¹⁰ und werden auf der Basis des jeweils aktuellen Mikrozensus hochgerechnet. Bis einschließlich 1988 blieb allerdings die Bevölkerung in Haushalten mit ausländischer Bezugsperson ausgeklammert, und auch die in Institutionen (Wohnheimen, Ka-

⁶ Auf dieser Betrachtungsebene bleiben also alle Personen, die keine Faktoreinkommen beziehen („Nullfälle“), ausgeklammert.

⁷ Vgl. z. B. Hauser, Richard (1997).

⁸ Mittlerweile ist zwar aus verschiedenen retrospektiven Angaben des SOEP ein Mikrodatenfile mit Einkommensstrukturinformationen generiert worden, wobei eine möglichst weitgehende Vergleichbarkeit mit Paneldaten der USA („Panel Study of Income Dynamics“) angestrebt wurde („PSID-GSOEP Equivalent Data File“). Die methodischen Unterschiede gegenüber der EVS sind aber erheblich, so daß auf eine „Verlängerung“ der EVS-basierten Zeitreihe über die Faktoreinkommensverteilung durch entsprechende SOEP-basierte Ergebnisse hier verzichtet wird. Der aus dem SOEP generierte Datensatz bezieht sich zudem bisher nur auf Westdeutschland; vgl. in diesem Zusammenhang Schwarze, Johannes (1995).

⁹ Vgl. dazu besonders ausführlich Becker, Irene (1995), insbes. S. 6-16.

¹⁰ Dies mag als Nachteil gegenüber Zufallsstichproben gewertet werden. Da die Beteiligung an den EVS freiwillig ist, wären die Ausfälle bei einer reinen Zufallsstichprobe und damit der systematische Fehler aber so hoch, daß der Vorteil, Zufallsfehler abschätzen zu können, daneben „verblaßt“. Vgl. Statistisches Bundesamt (1994), S. 14.

sernen, Altenheimen, Justizvollzugsanstalten etc.) lebende Bevölkerung sowie die Bevölkerung ohne festen Wohnsitz (Nichtseßhafte, Obdachlose) wird nicht erfaßt. Dies führt tendenziell zu einer Unterschätzung der Ungleichheit der Einkommensverteilung. Hinzu kommt, daß bei freiwilligen Einkommensbefragungen die obersten Schichten erfahrungsgemäß nicht repräsentativ erfaßt werden. Selbst bei dem großen Stichprobenumfang der EVS ist der Stichprobenfehler am oberen Rand der Verteilung so groß, daß das Statistische Bundesamt eine sog. „Abschneidegrenze“ eingeführt und Haushalte mit sehr hohen Nettoeinkommen aus dem Datensatz eliminiert hat¹¹. Die folgenden Darstellungen sind also im Sinne einer „Minimalschätzung“ der Ungleichheit zu interpretieren.

Eine weitere Einschränkung besteht darin, daß die EVS nur in ungefähr fünfjährigem Turnus durchgeführt werden, so daß sich - anders als beispielsweise beim Sozio-oekonomischen Panel - keine kontinuierliche Zeitreihe über die Einkommensverteilung ergibt. Da die Verteilungsentwicklung im Bevölkerungsquerschnitt aber auch vom konjunkturellen Zyklus abhängig sein dürfte¹², erscheint für eine mittelfristige Trendanalyse der Vergleich der Situation in einem „Boomjahr“ mit der in einer „Baisse“ nur begrenzt aussagefähig. Abbildung 1 zeigt die Entwicklung makroökonomischer Indikatoren der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung in der Bundesrepublik, aus der hervorgeht, daß die Stichjahre der EVS in unterschiedliche Zyklusphasen fielen. Orientiert man sich an den Veränderungsraten des realen Bruttoinlandsprodukts, so fallen die EVS-Erhebungsjahre 1969, 1973 und 1988 auf Höhe- und Wendepunkte der konjunkturellen Entwicklung - bei allerdings abnehmenden realen Wachstumsraten - und die Stichjahre 1978 und 1983 in Aufschwungphasen nach Durchlaufen eines Tiefs. Die Veränderungsrate des realen Volkseinkommens je Einwohner nimmt zwar teilweise einen etwas anderen Verlauf¹³, aber auch dieser Indikator signalisiert für 1973 und für 1988 obere Wendepunkte. Wir werden deshalb im folgenden dem Vergleich der Verteilungssituationen in den beiden Wachstumswahren 1973 und 1988 besonderes Augenmerk widmen.¹⁴ Aus Abbildung 1 wird auch die dramatische Arbeitsmarktentwicklung der letzten zwei Jahrzehnte ersichtlich.

¹¹ Die „Abschneidegrenze“ bezieht sich auf das monatliche Haushaltsnettoeinkommen und lag 1969 bei 10000 DM, 1973 bei 15000 DM, 1978 bei 20000 DM, 1983 und 1988 bei 25000 DM sowie für die noch nicht verfügbare EVS 1993 bei 35000 DM.

¹² Vgl. Burkhauser, Richard, Amy D. Crews, Mary C. Daly (1997).

¹³ So ergibt sich für die Veränderungsrate des realen Volkseinkommens je Einwohner auch für das EVS-Erhebungsjahr 1978 ein oberer Wendepunkt, während die Wachstumsrate des realen Bruttoinlandsprodukts zu diesem Zeitpunkt noch im Steigen begriffen ist.

¹⁴ 1993, das jüngste Erhebungsjahr des EVS, fällt demgegenüber mit einem Tiefpunkt und unteren Wendepunkt zusammen; die in einer späteren Arbeit zu präsentierenden Verteilungsergebnisse für 1993 sind von daher sowie infolge der Wiedervereinigung nur bedingt in einer mittelfristigen Perspektive mit den Ergebnissen der siebziger und achtziger Jahre vergleichbar.

Seit Mitte der siebziger Jahre ist die Arbeitslosenquote in wirtschaftlichen Erholungsphasen - mit Ausnahme des „Wiedervereinigungsbooms“ - nicht mehr nennenswert zurückgegangen, hat sich aber bei Wachstumseinbrüchen umso deutlicher erhöht. 1973 ist nicht nur das Jahr vor der ersten Ölpreiskrise, sondern kann auch als letztes Jahr einer Vollbeschäftigungsphase bezeichnet werden. Dies dürfte die Verteilungsentwicklung nicht unwesentlich beeinflusst haben.

3. Methodischer Ansatz

Für Analysen der Einkommensverteilung ist eine Vielzahl von Indikatoren entwickelt worden, welche die Informationsfülle von Mikrodaten zu einer einzigen Maßzahl der Ungleichheit verdichten. Wir werden im folgenden den Gini-Koeffizienten, das Atkinson Maß und den Theil-Index heranziehen. Dabei entsprechen die unterschiedlichen Aggregationsweisen den jeweiligen sozialen Wohlfahrtsfunktionen, die den parametrischen Meßkonzepten implizit zugrunde liegen¹⁵ und die sich in der Sensitivität auf Veränderungen in bestimmten Einkommensbereichen niederschlagen.¹⁶ Die Komprimierung von Verteilungsinformationen in einem Indikatorwert erleichtert zwar insbesondere die Beobachtung von Veränderungen im Zeitablauf, ist aber andererseits mit gravierenden Informationsverlusten über die interessierende Struktur verbunden und kann deshalb nur einen unvollständigen Eindruck vermitteln. Eine von einem aggregierten Ungleichheitsmaß indizierte Verteilungsänderung gibt keine näheren Hinweise auf die Einkommensbereiche, in denen sich Veränderungen vollzogen haben, und läßt die Frage nach möglichen Polarisierungstendenzen offen. Deshalb sollten ergänzend stärker disaggregierende Darstellungen der Einkommensverteilung herangezogen werden. Dies kann durch die Berechnung von Quantilen und von relativen Besetzungsdichten in vorgegebenen Einkommensklassen geschehen. Dabei bleiben allerdings die Verteilungen innerhalb der Quantile bzw. Einkommensklassen unberücksichtigt, so daß die Ergebnisse von der gewählten Gruppengröße bzw. Klassenbreite abhängig sind. In diesem Zusammenhang erschei-

¹⁵ Vgl. Faik, Jürgen (1995), S. 293-314 und die dort angegebene Literatur.

¹⁶ Der Gini-Koeffizient ist an der Lorenzkurvendarstellung von Verteilungen orientiert und weist die größte Sensitivität im Bereich mittlerer Einkommen auf. Das (offen normative) Atkinson-Maß kann durch die Wahl eines Parameters ϵ (Ungleichheitsaversion) in der Weise variiert werden, daß die Wohlfahrt der unteren Einkommensschicht ein mehr (hoher Wert von ϵ) oder minder (niedriger Wert von ϵ) großes Gewicht erhält. Im folgenden wird $\epsilon=1$ gesetzt, was eine recht hohe Sensitivität im unteren Einkommensbereich impliziert (vgl. dazu sehr anschaulich Hauser, Richard (1996), S.31). Auch beim Theil-Maß wird im folgenden die „bottom sensitive“ Version gewählt; sie ergibt sich aus der Logarithmierung der inversen relativen Einkommenspositionen.

nen Kernel Density-Schätzungen¹⁷ als zweckmäßig, welche das gesamte Spektrum der Einkommensverteilung in Form einer Dichtefunktion berücksichtigen und in der graphischen Darstellung sehr anschaulich sind.

Mit Kernel Density-Schätzern wird - analog zur relativen Häufigkeit bei Histogrammen - die Dichte der Beobachtungen approximiert. Ähnlich wie zur Ableitung eines Histogramms wird auch zur Dichteschätzung die gesamte Bandbreite der Beobachtungen in Intervalle unterteilt; im Gegensatz zum Histogramm sind diese Intervalle aber überlappend, die man sich als Fenster, das über die gesamte Reihe der Beobachtungen gleitet, vorstellen kann. Die dabei jeweils in das Fenster fallenden Beobachtungen werden in Abhängigkeit ihrer Entfernung von der Fenstermitte und nach Maßgabe der Kernfunktion bzw. des „kernel“ (mit Werten zwischen 0 und 1) gewichtet und summiert. Letztlich ist das Histogramm eine spezielle Form der Kerndichteschätzung, indem die Intervalle bzw. „Fenster“ nicht überlappend sind und die in das Intervall fallenden Beobachtungen alle einheitlich mit 1 gewichtet werden, so daß die Balkenhöhen die jeweiligen durchschnittlichen Häufigkeiten der Punkte innerhalb des Intervalls wiedergeben.

Kernel Density-Schätzungen erfordern zwei a priori-Annahmen: zum einen über die für die Dichteschätzung geeignete Fensterbreite $2h$, zum anderen über die Funktion K zur Gewichtung der in das Fenster fallenden Beobachtungen.

$$\hat{f}_K = \frac{1}{nh} \sum_{i=1}^n K\left[\frac{x - X_i}{h}\right]$$

mit h = halbe Fensterbreite
 x = Mitte des Beobachtungsfensters
 X_i = Merkmalsausprägung.¹⁸

Die Sensitivität des Ergebnisses auf die Breite des Beobachtungsfensters ist vergleichbar mit der Beziehung zwischen der Form eines Balkendiagramms und der diesem zugrunde liegenden Intervall- bzw. Klassenbreite. Je kleiner die Fensterbreite für die Dichteschätzung definiert wird, desto stärker werden Details der Verteilung in Form von Spitzen hervorgehoben, so daß im Extremfall die wesentliche Verteilungsstruktur nicht mehr erkennbar ist. Eine Vergrößerung der Fensterbreite bewirkt tendenziell eine Glättung der Verteilungskurve, die nicht mehr alle „Ausreißer“ wiedergibt; hier besteht wiederum die Gefahr, daß einige Charakteristika der Verteilung verdeckt werden. Die Auswahl der „optimalen“ Fensterbreite ist also keineswegs trivial und in Abhängigkeit von der Streuung der Daten zu treffen. Den im folgenden

¹⁷ Vgl. die Erläuterungen in Härdle, Wolfgang, Oliver Linton (1994), S. 2300-2308.

präsentierten Graphiken von Verteilungen nach relativen Einkommenspositionen¹⁹ liegt durchweg eine (halbe) Fensterbreite von 10% des jeweiligen Durchschnittseinkommens zugrunde; Alternativberechnungen mit einer (halben) Fensterbreite von lediglich 5% des jeweiligen Durchschnittseinkommens haben einen vergleichsweise un stetigen Kurvenverlauf ergeben, die grundlegenden Verteilungsstrukturen sowie die bei der größeren Fensterbreite beobachtbaren Veränderungen im Zeitablauf aber prinzipiell bestätigt.

Zur Gewichtung der in das Fenster fallenden Beobachtungen sind in der Literatur verschiedene Funktionen, sogenannte Kerne bzw. Kernels, entwickelt worden (vgl. die Übersicht im Anhang), die - bei gegebener Fensterbreite - wiederum mit unterschiedlicher Sensitivität Spitzen in der Verteilung wiedergeben. Zur Darstellung von Einkommensverteilungen wird überwiegend der „Epanechnikov-Kern“ herangezogen, da mit dieser Funktion eine effiziente Fehlerminimierung - gemessen am durchschnittlichen Integral der quadrierten Abweichung (Analogie zur Varianz) - verbunden ist. Auch den Darstellungen in diesem Arbeitspapier liegt diese Funktion zugrunde. Es wurden aber auch Alternativrechnungen unter Verwendung der „Parzen Funktion“ durchgeführt, die zwar zu „unruhigeren“ Kurvenverläufen geführt haben, die grundlegenden Verteilungsstrukturen aber im wesentlichen bestätigt haben (vgl. die entsprechenden Abbildungen A1 bis A3 im Anhang). Die im folgenden diskutierten Ergebnisse der Kernel Density-Schätzungen sind also auch in dieser Hinsicht stabil.

Die graphischen Darstellungen von Kerndichteschätzungen zeigen die Struktur der Einkommensverteilung in anschaulichen Verteilungskurven. Anders als bei aggregierten Verteilungsmaßen wird hierdurch beispielsweise die Lage des Modalwerts bzw. gegebenenfalls mehrerer Modalwerte ersichtlich. Bei zeitlichen Vergleichen ergeben sich zudem Hinweise auf mögliche Polarisierungstendenzen, wenn man Polarisierung in unserem Zusammenhang als Prozeß der Herausbildung bzw. Vergrößerung von zwei weit auseinanderliegenden Einkommensgruppen versteht. Diese allgemeine Definition kann auf verschiedene Weise operationalisiert werden. Als Polarisierung im engeren Sinn bezeichnen wir im folgenden den Übergang von einer unimodalen zu einer bimodalen Einkommensverteilung bzw. - im Falle einer bimodalen Ausgangsverteilung - als Absenkung des Dichtetals zwischen den Modal-

¹⁸ Vgl. Stata Corporation (1997), S. 293.

¹⁹ Relative Einkommenspositionen sind im folgenden definiert als individuelles Einkommen der jeweiligen Verteilungsebene in Relation zum entsprechenden (aus der EVS abgeleiteten) arithmetischen Mittelwert. Zeitvergleiche der Dichten relativer Einkommenspositionen ergeben reine Verteilungsänderungen, während entsprechende Vergleiche der Dichten absoluter (Real-)Einkommen Wachstums- und Verteilungseffekte widerspiegeln.

werten.²⁰ Falls der erste Gipfel einer bimodalen Verteilung am unteren Rand des Einkommensspektrums, der zweite Gipfel eher im mittleren Bereich liegt, stellt eine Erhöhung des ersten Modus, d. h. eine Zunahme der relativen Häufigkeit der Niedrigeinkommen, nach verbreitetem Verständnis ebenfalls eine Polarisierung dar, und zwar auch, wenn der zweite Gipfel sich vermindert und entsprechend das Dichtetal sich nicht gesenkt hat; wir sprechen in diesem Fall von Polarisierung im weiteren Sinn. Schließlich könnte auch jeglicher Anstieg von aggregierten Ungleichheitsindikatoren als Polarisierung - im weitesten Sinn - interpretiert werden; wir werden dem aber zur besseren Abgrenzung von den engeren Polarisierungsbegriffen nicht folgen.

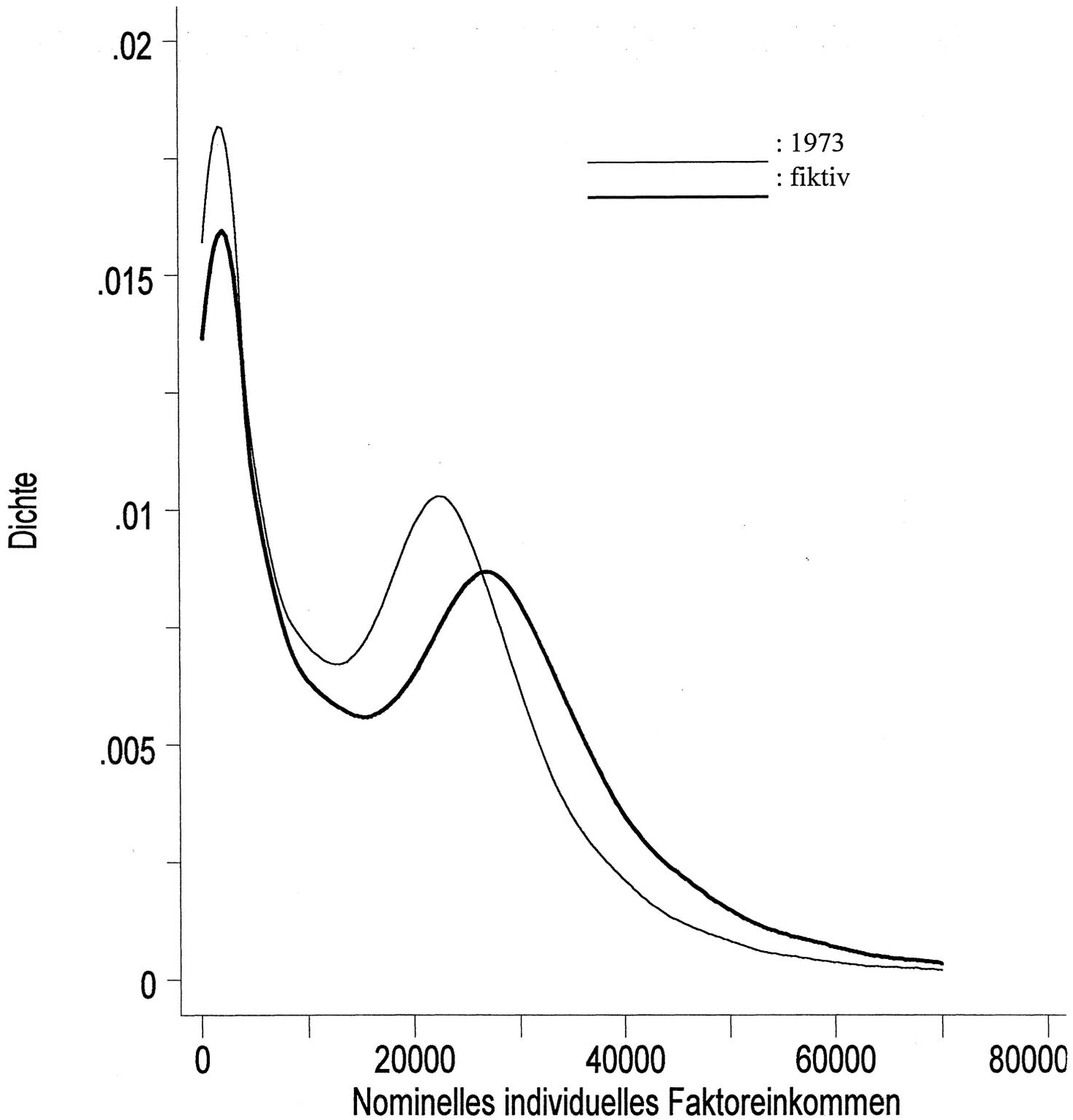
Bei Darstellungen von Dichtefunktionen ist zu beachten, daß Verschiebungen im Zeitablauf auf eine Vermischung von Wachstums- und Verteilungseffekten zurückzuführen sind, falls auf Absoluteinkommen Bezug genommen wird. Dieser Aspekt sei am Beispiel eines sogenannten „verteilungsneutralen“ Wachstums demonstriert. Wenn alle Einkommen mit einer einheitlichen Rate von beispielsweise 20% gewachsen sind, indizieren die gängigen aggregierten Maße - wie Gini-Koeffizient, Atkinson-Maß und Theil-Index - keinerlei Verteilungsänderung, da sie alle dem Prinzip der multiplikativen Invarianz genügen.²¹ Demgegenüber ergibt sich aus einer Kerndichteschätzung der Eindruck einer merklichen Verteilungsänderung, da sich die Verteilungskurve bezüglich der Einkommensachse nicht nur nach rechts verschiebt, sondern auch seine Form verändert; sowohl Dichtegipfel als auch Dichtetäler sinken durch die proportionale Einkommenserhöhung ab, wie in Abbildung 2 beispielhaft dargestellt ist. Um derartige Wachstumseffekt aus der Darstellung von Verteilungsänderungen zu eliminieren, werden wir im folgenden Kerndichteschätzungen - ähnlich wie Häufigkeitsverteilungen nach vorgegebenen relativen Einkommensklassen - nicht auf absolute Einkommenswerte, sondern auf relative Einkommenspositionen²² beziehen. Abschließend werden wir auch kurz auf Veränderungen im Verlauf der Dichte von absoluten Realeinkommen auf verschiedenen Verteilungsebenen eingehen und diese Darstellung um die Entwicklung von realen Quintilsgrenzen und -mittelwerten ergänzen. Dabei geht es um die Frage, inwieweit „real

²⁰ Vgl. Hauser, Richard, Irene Becker (1998).

²¹ Dieses weitgehend akzeptierte Axiom ist allerdings keineswegs wertfrei. Denn es impliziert eine normative Setzung dahingehend, daß die absoluten Einkommensdisparitäten irrelevant und lediglich die relativen Positionen zur Ungleichheitsmessung heranzuziehen seien. Demgegenüber könnte aber auch die Position vertreten werden, daß die mit proportionalen Änderungen verbundene geringfügige absolute Einkommenssteigerung im unteren Bereich bei gleichzeitig beispielsweise zehnfachem absoluten Einkommenszuwachs in höheren Schichten als zunehmende Ungleichverteilung zu interpretieren sei.

²² Individuelles Einkommen in Relation zum entsprechenden arithmetischen Mittelwert.

Abbildung 2: Verteilung der individuellen Faktoreinkommen 1973
und fiktiv nach „verteilungsneutralem“ Wachstum von
20%



Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

growth has lifted all boats“.²³ Burkhauser/Crews/Daly (1997) haben dies für die USA und für Deutschland sowie Cowell/ Jenkins/ Litchfield (1996) für Großbritannien bezüglich der Verteilungsebene der Nettoäquivalenzeinkommen weitgehend bestätigt.

4. Polarisierungstendenzen bei der Faktoreinkommensverteilung

Als erste Stufe des Verteilungsprozesses bezeichnen wir die Verteilung der individuellen Faktoreinkommen, d. h. der Bruttoeinkommen aus (unselbständiger und selbständiger) Erwerbstätigkeit und aus Vermögen²⁴ auf die Faktoreinkommensbezieher. Hier sind also alle Personen, die keine eigenen Erwerbs- und/oder Vermögenseinkommen beziehen, aus der Betrachtung ausgeschlossen; dies sind zunächst einmal alle Kinder und Jugendlichen in der Vorerwerbsphase sowie nichterwerbstätige (Ehe-)Partner und zudem insbesondere Rentner, Pensionäre und Arbeitslose ohne Vermögenseinkünfte. Der einbezogene Bevölkerungsanteil verändert sich also im Zeitablauf, die Entwicklung auf dieser Verteilungsstufe ist folglich wesentlich beeinflusst sowohl von demographischen als auch von Arbeitsmarktentwicklungen. Aufgrund der jahresbezogenen Einkommensdaten der EVS ist allerdings zu beachten, daß bei kürzeren Perioden der Arbeitslosigkeit ohne Faktoreinkommensbezug die entsprechende Person dennoch in die Verteilungsrechnung dieser ersten Stufe eingeht, da sie zumindest während eines Teils des Beobachtungsjahres Einkommen aus unselbständiger Tätigkeit bezogen hat.²⁵

Aus den aggregierten Verteilungsmaßen der Tabelle 1 geht für die Zeit zwischen 1969 und 1988 keine eindeutige Veränderungsrichtung auf dieser Ebene des Verteilungsprozesses hervor. Der Gini-Koeffizient ist anfänglich (1969 bis 1973) um knapp 2% gesunken, von 1973 bis 1978 wiederum etwas stärker (um 5,5%) gestiegen, danach bis 1983 erneut leicht gesunken und im nächsten Fünfjahreszeitraum bis 1988 nahezu konstant geblieben. Die anderen Maße reagierten zwar ausgeprägter - ebenfalls in wechselnden Richtungen; beim Vergleich der beiden hier im Mittelpunkt stehenden Jahre mit einem oberen Wendepunkt der Wachstumsentwicklung - 1973 und 1988 - zeigen sich aber auch hier keine gravierenden Veränderungen.

²³ Burkhauser/Crews/Daly (1997) haben dies für die USA und für Deutschland sowie Cowell/ Jenkins/ Litchfield (1996) für Großbritannien bezüglich der Verteilungsebene der Nettoäquivalenzeinkommen untersucht.

²⁴ Einkünfte aus Vermögen umfassen Zinsen, Dividenden, sonstige Einkünfte aus Beteiligungen sowie Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung (einschl. Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums). Sie werden vereinfachend dem Haushaltsvorstand zugerechnet.

²⁵ Entsprechendes gilt auch für Personen, die während des Beobachtungsjahres aus Alters- oder sonstigen Gründen aus dem Erwerbsleben ausgeschieden sind.

Tabelle 1: Ungleichheitsindikatoren für die Verteilung der individuellen Faktoreinkommen¹
(nur Bezieher) (brutto) 1969 bis 1988

Verteilungsmaß	1969	1973	1978	1983	1988
Arithmetischer Mittelwert, real ² (DM/Jahr)	26 536	32 885	34 518	34 034	35 903
Gini-Koeffizient	0.4992	0.4909	0.5179	0.5059	0.5084
Atkinson-Maß, $\epsilon = 1$	0.5891	0.5630	0.6196	0.5619	0.5598
Theil-Index	0.8895	0.8278	0.9666	0.8254	0.8206

¹ Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit, aus selbständiger Tätigkeit und Vermögen (einschl. Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums).

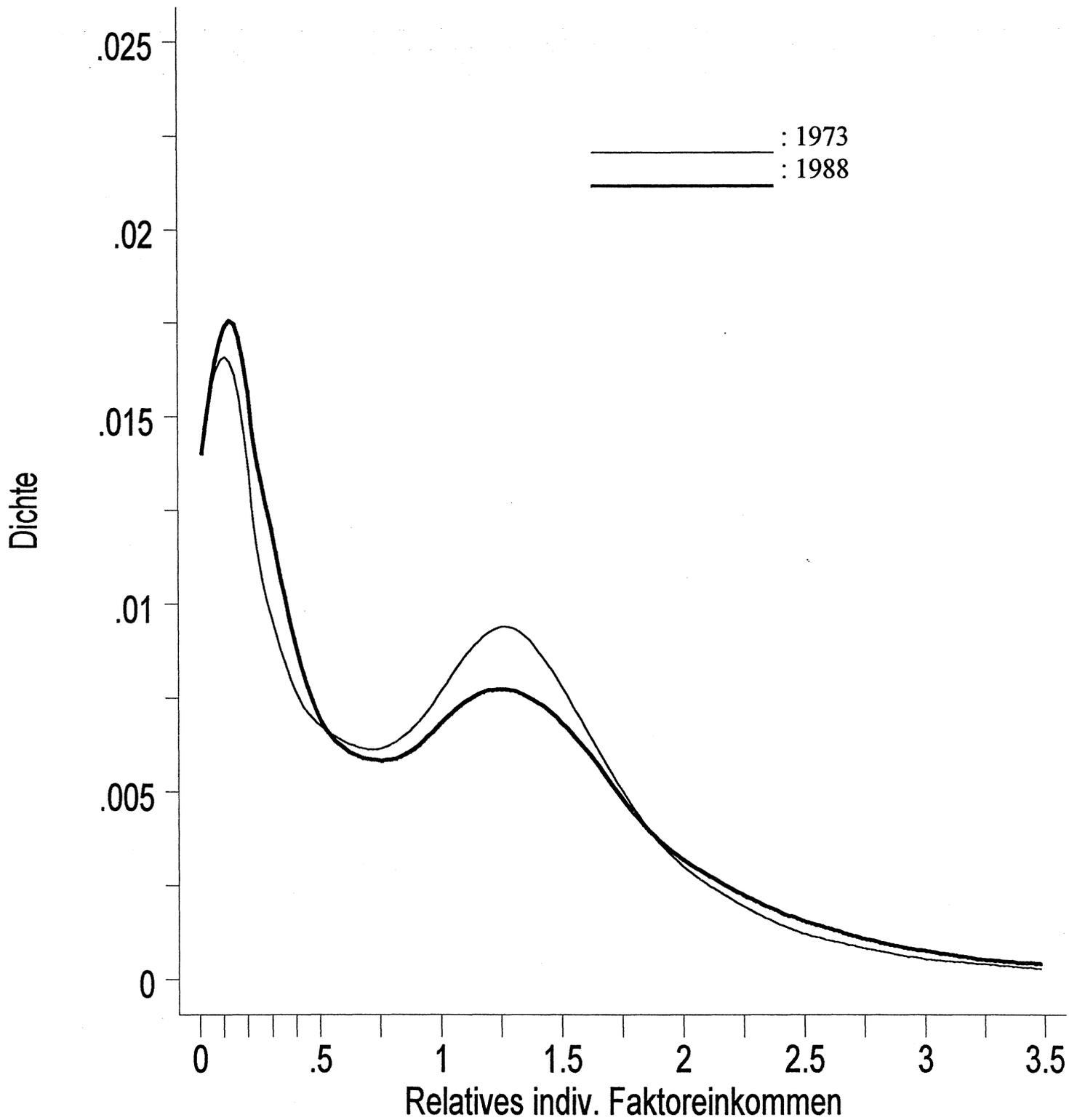
² Werte in Preisen von 1991, wobei der Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte zugrunde gelegt wurde; vgl. Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (1997), Tab. 6.9.

Quelle: EVS-Datenbank (nur Haushalte mit deutschem Haushaltsvorstand); eigene Berechnungen.

Ein anderer Eindruck ergibt sich aber aus den in Abbildung 3 dargestellten Dichtefunktionen der individuellen Faktoreinkommen von 1973 und 1988. Zwischen 1973 und 1988 ging die Besetzungsdichte im Bereich vom 1,25-fachen bis zum 1,5-fachen des Durchschnitts deutlich zurück, während sie im untersten Bereich um das 0,2-fache beachtlich anstieg. Auch im „Dichtetal“ um das 0,75-fache des Durchschnitts hat die Besetzungsdichte während des 15-jährigen Zeitraums abgenommen, während sie oberhalb des Doppelten des durchschnittlichen individuellen Faktoreinkommens leicht zugenommen hat. Zusammenfassend kann also auf der ersten Stufe des Verteilungsprozesses eine Polarisierungstendenz insofern festgestellt werden, als 1988 im Vergleich zu 1973 sowohl der Anteil der Bezieher relativ niedriger Faktoreinkommen als auch der Anteil der Bezieher relativ hoher Faktoreinkommen gestiegen ist, während die mittlere Gruppe anteilmäßig geschrumpft ist. Diese Verschiebungen scheinen sich in der aggregierenden Betrachtungsweise der in Tabelle 1 ausgewiesenen Verteilungsmaße aber soweit zu kompensieren, daß keine wesentliche Verteilungsänderung sichtbar wird.

Die aus der Abbildung 3 ersichtliche Polarisierung hat sich allerdings nicht kontinuierlich entwickelt. Ohne auf Vergleiche zwischen jeweils benachbarten EVS-Stichjahren - mit ihrer jeweils anderen Lage im Wachstumszyklus - im einzelnen eingehen zu wollen (vgl. dazu die Abbildungen B1 bis B3 im Anhang), sei doch darauf hingewiesen, daß sich die wesentlichste Verschiebung zwischen 1973 und 1978 ergab, als die Arbeitslosigkeit auf ein im vorhergehenden Jahrzehnt unbekanntes Ausmaß anstieg. Danach traten eher kleine Schwankungen - analog zur Entwicklung der aggregierten Verteilungsmaße (Tabelle 1) - auf.

Abbildung 3: Verteilung der relativen individuellen Faktoreinkommen
1973 und 1988



Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Von den Faktoreinkommensbeziehern insgesamt - 1988 ca. 29,6 Mio. Personen (nur Haushalte mit deutscher Bezugsperson) - bezog 1988 gut ein Viertel kein Einkommen aus Erwerbstätigkeit, sondern ausschließlich Einkünfte aus Geldvermögen und/oder Immobilien. Zu einem großen Teil handelt es sich dabei nur um geringfügige Vermögenseinkommen bzw. den Mietwert selbstgenutzten Wohneigentums neben den hier überwiegenden Transfereinkommen, was sich sehr deutlich auf den arithmetischen Mittelwert sowie auf die Verteilungskennziffern und -dichten auswirkt. Dies ergibt sich aus den Darstellungen in Tabelle 2 und Abbildung 4, die sich auf die Verteilung der individuellen Bruttoeinkommen aus Erwerbstätigkeit²⁶ nach Ausschluß der Vermögenseinkommen beziehen. Der reale Durchschnittswert der individuellen Erwerbseinkommen (1. Zeile in Tabelle 2) liegt immer wesentlich (um 16% bis 22%) über dem Vergleichswert der individuellen Faktoreinkommen insgesamt, da die Gruppe der Personen mit Vermögenseinkommen als einziger Faktoreinkommensart in Tabelle 2 ausgeschlossen ist.

Tabelle 2: Ungleichheitsindikatoren für die Verteilung der individuellen Einkommen aus Erwerbstätigkeit¹ (nur Bezieher) (brutto) 1969 bis 1988

Verteilungsmaß	1969	1973	1978	1983	1988
Arithmetischer Mittelwert, real ² (DM/Jahr)	32 114	38 241	42 181	39 908	42 558
Gini-Koeffizient	0.3579	0.3693	0.3728	0.3705	0.3747
Atkinson-Maß, $\epsilon = 1$	0.2392	0.2715	0.2803	0.2783	0.2801
Theil-Index	0.2734	0.3168	0.3289	0.3261	0.3287

¹ Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit und aus selbständiger Tätigkeit.

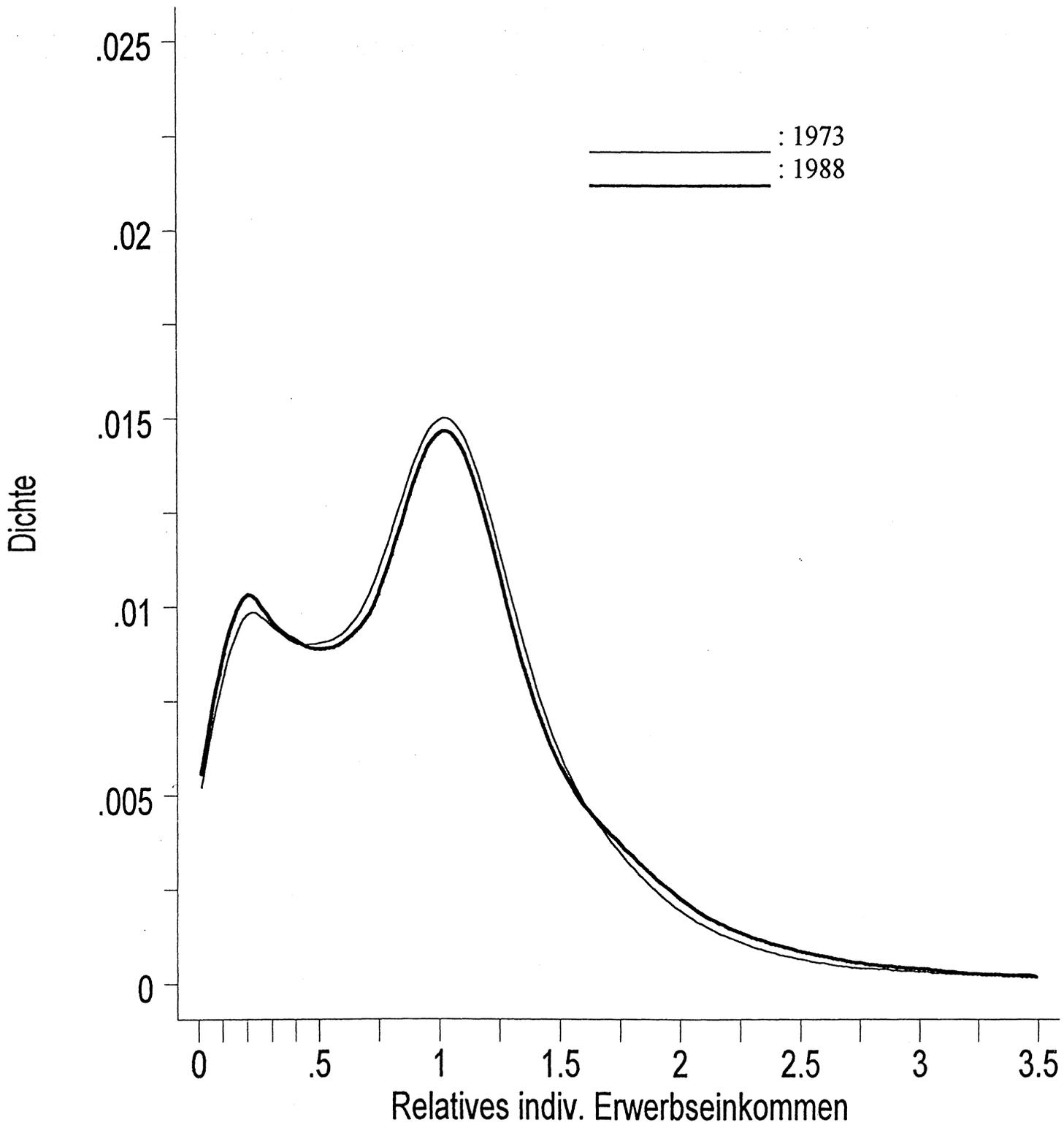
² Werte in Preisen von 1991; vgl. Fußnote 2 in Tabelle 1.

Quelle: EVS-Datenbank (nur Haushalte mit deutschem Haushaltsvorstand); eigene Berechnungen.

Auffallend ist der Rückgang des durchschnittlichen Realeinkommens aus Erwerbstätigkeit zwischen 1978 und 1983 um 5,4%, dem ein nur marginaler Rückgang für die Gruppe der Faktoreinkommensbezieher insgesamt (Tabelle 1) gegenübersteht. Dies kann darauf zurückgeführt werden, daß - abgesehen von der 1983 sehr geringen Wachstumsrate - sich die Arbeitslosenquote in diesem Zeitraum mehr als verdoppelt hat (von 4,3% auf 9,1%; vgl. Abbil-

²⁶ Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit und aus selbständiger Tätigkeit; nur Personen mit Bezug dieser

Abbildung 4: Verteilung der relativen individuellen Erwerbseinkommen 1973 und 1988



Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

dung 1) mit der Folge eines gestiegenen Anteils von nicht ganzjährig Beschäftigten unter den Beziehern von Erwerbseinkommen. Diese Entwicklung hat sich allerdings nicht in einem Anstieg der aggregierten Verteilungsmaße von 1978 auf 1983 ausgewirkt. Über den gesamten Beobachtungszeitraum zeigt sich aber eine Zunahme der Ungleichheit der Verteilung individueller Erwerbseinkommen. Zwischen den beiden Stichjahren am oberen Wendepunkt der gesamtwirtschaftlichen Wachstumsraten - 1973 und 1988 - ist diese Zunahme allerdings sehr moderat, mit knapp 4% noch am deutlichsten beim Theil-Index, der besonders sensitiv auf Veränderungen im unteren Einkommensbereich reagiert. Diese Veränderung ist konform mit der in Abbildung 4 wiedergegebenen leichten Verschiebung der Dichtefunktion der Verteilung der relativen individuellen Erwerbseinkommen. Die relative Häufigkeit von Erwerbseinkommen unterhalb von 50% des Durchschnitts hat zwischen 1973 und 1988 zugenommen. Aber auch zwischen 175% und 275% des durchschnittlichen Erwerbseinkommens liegt die Dichte der Verteilung 1988 oberhalb der Vergleichslinie von 1973, während das Dichtetal zwischen 40% und 75% des Durchschnitts sowie der zweite Gipfel der Verteilung beim durchschnittlichen Erwerbseinkommen 1988 niedriger als 1973 liegen.²⁷ Die Veränderungsrichtung bei der Verteilung der individuellen Erwerbseinkommen entspricht also derjenigen bei der Verteilung der Faktoreinkommen insgesamt, so daß auch hier von einer - wenn auch sehr moderaten - Polarisierungstendenz gesprochen werden kann. Die Unterschiede zwischen Faktoreinkommens- und Erwerbseinkommensverteilung sind trotz dieser Analogie sehr markant. Zwar handelt es sich in beiden Fällen um eine zweigipflige Verteilung; bei der Faktoreinkommensverteilung unter Einbeziehung der Vermögenseinkommen ist die Dichte des ersten Gipfels aber wesentlich höher als die des zweiten Gipfels - beim ersten Gipfel konzentrieren sich die nichterwerbstätigen Bezieher von Vermögenseinkommen -, während die Verteilung der individuellen Bruttoeinkommen aus Erwerbstätigkeit die größte Dichte beim zweiten Gipfel aufweist. Der zweite Gipfel liegt bei der Faktoreinkommensverteilung insgesamt zudem deutlich (um ca. 30%), bei der Erwerbseinkommensverteilung aber nur knapp oberhalb des arithmetischen Mittelwerts. Diese Unterschiede im Verlauf der Verteilungskurven erklären das wesentlich höhere Niveau der aggregierten Verteilungsmaße hinsichtlich der

Einkommensarten.

²⁷ Die beschriebenen Veränderungen zwischen 1973 und 1988 haben sich nicht kontinuierlich vollzogen, wie aus den Abbildungen B4 bis B6 im Anhang hervorgeht. So hat sich die Absenkung des Dichtetals der bimodalen Verteilung insbesondere zwischen 1973 und 1978, also unmittelbar nach dem Ende der Vollbeschäftigungsära, vollzogen, die Senkung des zweiten Gipfels beim durchschnittlichen Erwerbseinkommen nach 1978 und die Erhöhung der Dichte im untersten Einkommensbereich (erster Gipfel) nach 1983.

Faktoreinkommen insgesamt gegenüber den entsprechenden Werten bezüglich der Einkommen aus Erwerbstätigkeit.

5. Modifizierung durch die Berücksichtigung des Haushaltszusammenhangs: die Verteilung der Faktoräquivalenzeinkommen

Durch die Berücksichtigung des Haushaltszusammenhangs, in dem Individuen leben, verändert sich die Faktoreinkommensverteilung in zweifacher Weise. Zum einen können auf der Haushaltsebene mehrere individuelle Faktoreinkommen kumulieren, zum anderen können mehrere, altersmäßig verschiedene Personen im Haushalt gemeinsam wirtschaften. Wie einleitend bereits erläutert, wird hier die ältere OECD-Skala zur Umrechnung von Haushaltseinkommen in äquivalente Wohlstandsindikatoren verwendet. Die daraus resultierende Verteilung der Faktoräquivalenzeinkommen entspricht also einer fiktiven, personenbezogenen „pre government“-Einkommensverteilung, wobei der Übergang von der in Tabelle 1 und Abbildung 3 dargestellten individuellen Faktoreinkommensverteilung in zwei Schritten vollzogen werden soll. Zunächst werden nur die Haushalte betrachtet, die Einkommen aus Erwerbstätigkeit und/oder Vermögen beziehen, und anschließend auch Haushalte ohne jegliche Faktoreinkommen einbezogen, d. h. die Verteilung der Faktoräquivalenzeinkommen in der Gesamtbevölkerung (in Haushalten mit deutscher Bezugsperson) betrachtet.

Tabelle 3: Ungleichheitsindikatoren für die Verteilung der Faktoräquivalenzeinkommen¹
(brutto) 1969 bis 1988
- Nur Bezieherhaushalte -

Verteilungsmaß	1969	1973	1978	1983	1988
Arithmetischer Mittelwert, real ² (DM/Jahr)	15 525	21 072	24 525	25 059	26 881
Gini-Koeffizient	0.3942	0.3812	0.4159	0.4124	0.4254
Atkinson-Maß, $\epsilon = 1$	0.3974	0.3801	0.4585	0.4242	0.4398
Theil-Index	0.5065	0.4783	0.6135	0.5520	0.5794

¹ Summe der Faktoreinkommen (vgl. Fußnote 1 in Tabelle 1) des Haushalts, gewichtet mit der älteren OECD-Skala. Danach erhält der Haushaltsvorstand ein Gewicht von 1.0, weitere Haushaltsmitglieder ab einem Alter von 15 Jahren werden mit 0.7, Kinder und Jugendliche bis einschl. 14 Jahre mit 0.5 gewichtet.

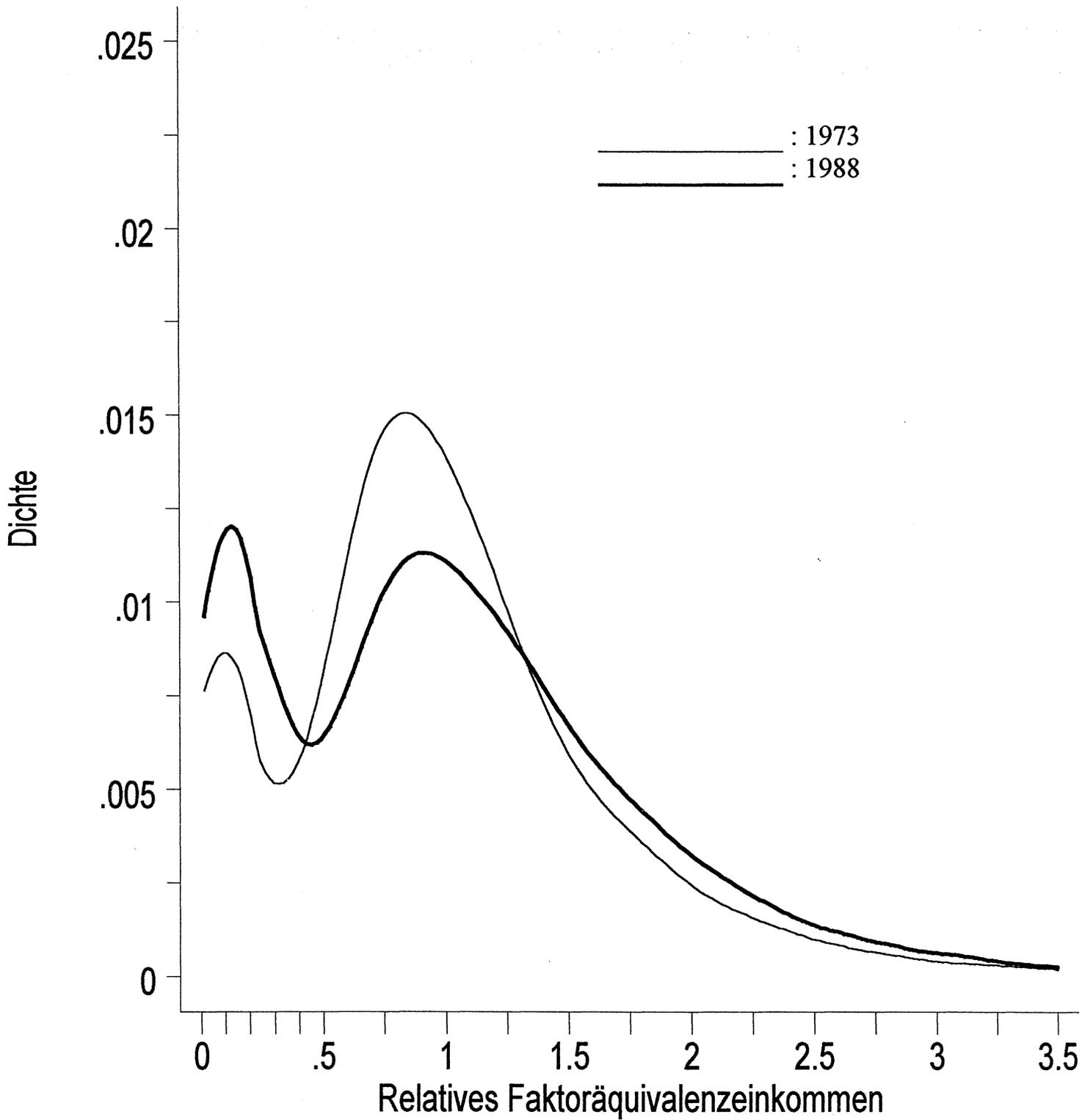
² Werte in Preisen von 1991; vgl. Fußnote 2 in Tabelle 1.

Tabelle 3 zeigt, daß sich der innerhalb der Gruppe der Bezieherhaushalte ergebende durchschnittliche Realwert der Faktoräquivalenzeinkommen auf einem um ca. 25% (1988) bis 41% (1969) niedrigeren Niveau bewegt als der Realwert der individuellen Faktoreinkommen (Tabelle 1)²⁸ und zwischen 1978 und 1983 keinen Realwertrückgang, wenn auch einen nur sehr bescheidenen Zuwachs aufweist. Der Unterschied zwischen den Durchschnittswerten hat sich allerdings im Zeitablauf kontinuierlich vermindert, was insbesondere auf die demographische Entwicklung und den dadurch mitbedingten Trend zu kleinen Haushalten zurückzuführen ist, aber auch eine Folge zunehmender Faktoreinkommenskumulationen infolge der gestiegenen Frauenerwerbsquote sein kann. Erwartungsgemäß ist auch die Ungleichheit der Verteilung der Faktoräquivalenzeinkommen deutlich geringer als die der individuellen Faktoreinkommen, da Einkommenshöhe und Haushaltsgröße positiv korreliert sind. Anders als bei den individuellen Faktoreinkommen (Tabelle 1) zeigt sich hinsichtlich der Faktoräquivalenzeinkommen aber ein eindeutiger Anstieg der Ungleichheit der Verteilung zwischen 1973 und 1988. Diese erhöhte Disparität ist insbesondere auf die Entwicklung zwischen 1973 und 1978 zurückzuführen und kann dahingehend interpretiert werden, daß die mit dem Beschäftigungseinbruch Mitte der siebziger Jahre einhergehende Zunahme der Ungleichheit der Faktoräquivalenzeinkommen durch spätere gesamtwirtschaftliche Wachstumsphasen nicht mehr grundlegend revidiert worden ist.²⁹

Die zwischen 1973 und 1988 - den beiden Jahren mit oberen Wendepunkten des realen Wachstums - eingetretenen Veränderungen werden aus der Abbildung 5 noch deutlicher, wobei hier wie in Tabelle 3 zunächst nur die Haushalte mit Faktoreinkommensbezug betrachtet werden. Die Verteilung der Faktoräquivalenzeinkommen ist zu beiden Beobachtungszeitpunkten bimodal, die Relationen zwischen den Modi haben sich aber markant verschoben. 1973 lag der erste Gipfel der Verteilungskurve noch wesentlich niedriger als der zweite, ungefähr bei 80% des durchschnittlichen Faktoräquivalenzeinkommens angesiedelte Gipfel; 1988 war dagegen der erste Gipfel höher als der zweite, d. h. die relative Häufigkeit geringer Faktoräquivalenzeinkommen von weniger als 50% des Durchschnitts hat drastisch zugenommen. Auch oberhalb von ungefähr 130% des Durchschnitts liegt die Dichte der Verteilung 1988 über der des Jahres 1973, während der mittlere Bereich und damit auch der zweite Gipfel geschrumpft sind. Die anteilmäßige Zunahme der Randbereiche der Verteilung zu Lasten der

²⁸ Der Effekt der Haushaltsgröße überwiegt also den der Kumulation mehrerer Faktoreinkommen im Haushalt bei weitem.

Abbildung 5: Personelle Verteilung der relativen Faktoräquivalenzeinkommen 1973 und 1988
- Nur Haushalte mit positiven Faktoreinkommen -



Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Mitte kann als Polarisierung interpretiert werden, wenn auch in einem weiteren Sinn, da daß Dichtetal zwischen den Modalwerten nicht gesunken ist.

Tabelle 4: Ungleichheitsindikatoren für die Verteilung der Faktoräquivalenzeinkommen¹
(brutto) 1969 bis 1988
- Alle Haushalte/Personen -

Verteilungsmaß	1969	1973	1978	1983	1988
Arithmetischer Mittelwert, real ² (DM/Jahr)	15 525	20 730	24 062	24 308	25 673
Gini-Koeffizient	0.3942	0.3913	0.4269	0.4300	0.4500
Atkinson-Maß, $\epsilon = 1$	0.3974	0.4747	0.5550	0.5823	0.6469
Theil-Index	0.5065	0.6438	0.8098	0.8731	1.0411
Bevölkerungsanteile ³ mit YF unterhalb alternativer Niedrigeinkommengrenzen ⁴					
40%-Grenze	19.0	18.9	23.8	25.2	28.6
50%-Grenze	22.6	21.2	26.2	27.9	31.4
60%-Grenze	28.4	25.0	30.1	31.5	34.7

Legende: YF = Faktoreinkommen des Haushalts, gewichtet mit der älteren OECD-Skala (alle Haushalte/Personen).

¹ Summe der Faktoreinkommen (vgl. Fußnote 1 in Tabelle 1) des Haushalts, gewichtet mit der älteren OECD-Skala. Danach erhält der Haushaltsvorstand ein Gewicht von 1.0, weitere Haushaltsmitglieder ab einem Alter von 15 Jahren werden mit 0.7, Kinder und Jugendliche bis einschl. 14 Jahre mit 0.5 gewichtet.

² Werte in Preisen von 1991; vgl. Fußnote 2 in Tabelle 1.

³ Anteil der Personen unterhalb der jeweiligen Grenze in % der Gesamtbevölkerung in Haushalten mit deutschem Haushaltsvorstand; in der Datenbasis sind Haushalte mit ausländischem Haushaltsvorstand nicht einbezogen.

⁴ 40% bzw. 50% bzw. 60% des durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommens; das Nettoäquivalenzeinkommen ergibt sich aus dem Haushaltsnettoeinkommen durch Gewichtung mit der älteren OECD-Skala. Zur Definition der Äquivalenzskala vgl. Fußnote 1.

Quelle: EVS-Datenbank (nur Haushalte mit deutschem Haushaltsvorstand); eigene Berechnungen.

Die beschriebenen Verteilungsänderungen zeigen sich noch deutlicher, wenn alle Personen (in Haushalten mit deutscher Bezugsperson) einbezogen werden, also auch diejenigen in Haushalten ohne jegliches Faktoreinkommen. Die sich dabei ergebenden aggregierten Ungleichheitsindikatoren sind im oberen Teil der Tabelle 4 ausgewiesen. Sie liegen erwartungsgemäß über den Vergleichswerten in Tabelle 3, die sich auf Haushalte mit Faktoreinkommensbezug beschränkt, zeigen aber darüber hinaus eine kontinuierlich steigende Tendenz. Der

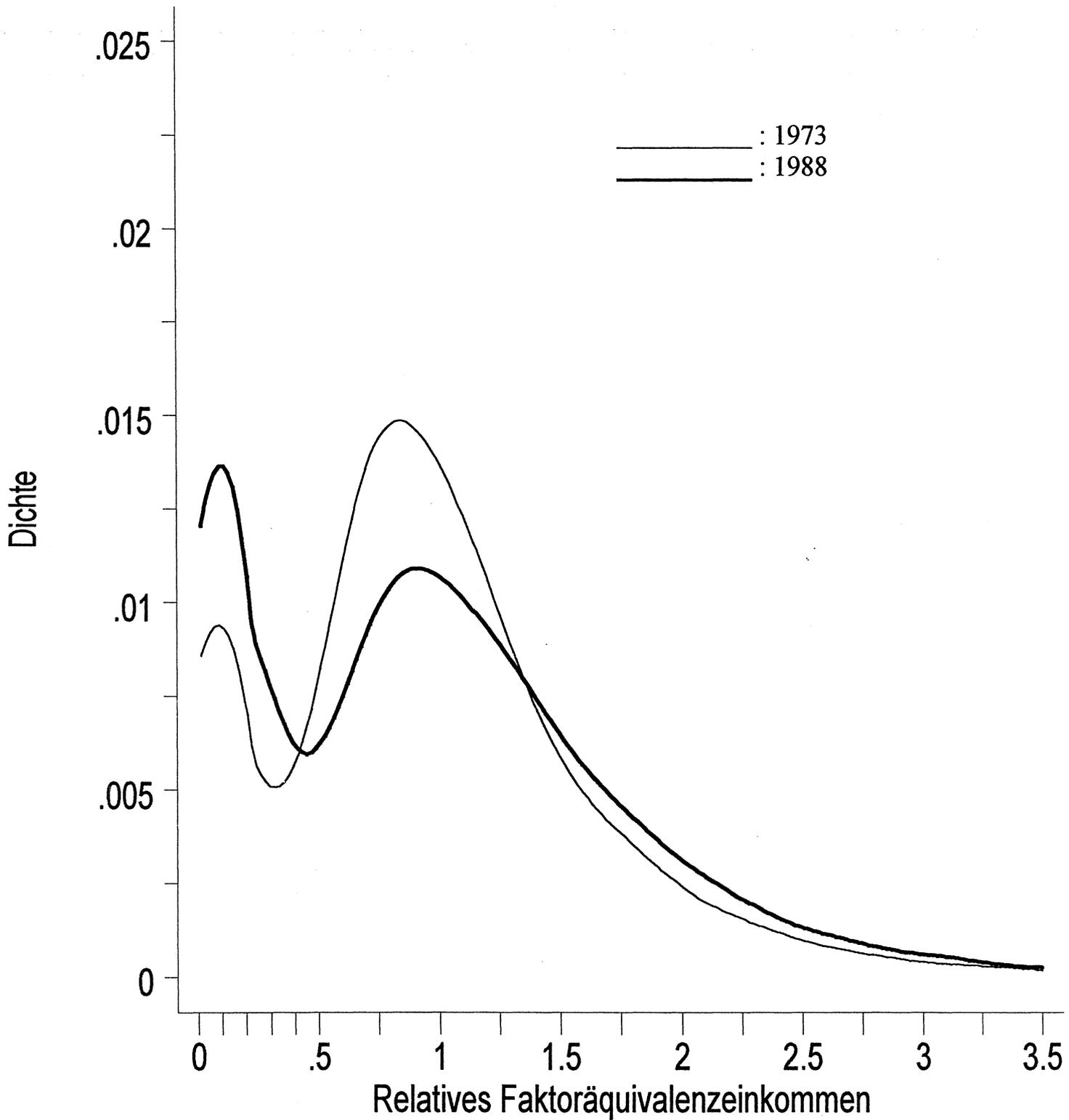
²⁹ Auch auf der Ebene der individuellen Faktoreinkommen hatte sich zwischen 1973 und 1978 ein Anstieg der aggregierten Verteilungsmaße gezeigt, im folgenden Zehnjahreszeitraum aber wieder eine Umkehr dieser Entwicklung (Tabelle 1).

Anstieg auch nach 1978 ist besonders deutlich beim Atkinson-Maß und beim Theil-Index, deren größte Sensitivität im unteren Einkommensbereich liegt. Hier scheinen sich also gravierende Einbußen ergeben zu haben. Dies wird im unteren Teil der Tabelle 4 bestätigt, wo Bevölkerungsanteile, deren Faktoräquivalenzeinkommen bestimmte Niedrigeinkommensgrenzen unterschreitet, ausgewiesen sind. Die Niedrigeinkommensgrenzen sind in Relation zum durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommen, also zum durchschnittlichen „post government“-Äquivalenzeinkommen, definiert, welches als gesamtgesellschaftlicher (einkommensbezogener) Wohlstandsindikator fungiert.

An allen drei ausgewählten Grenzen zeigt sich eine seit 1973 eindeutig steigende Tendenz des Niedrigeinkommensbereichs. Betrug 1973 bei knapp einem Fünftel aller Personen (in Haushalten mit deutscher Bezugsperson) das aus dem Faktoreinkommen des jeweiligen Haushalts abgeleitete Äquivalenzeinkommen weniger als 40% des durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommens, so waren es 1988 schon fast drei Zehntel, was einem Anstieg der Quote um 50% entspricht. Auch der Bevölkerungsanteil mit Faktoräquivalenzeinkommen unterhalb der 50%-Grenze hat sich zwischen 1973 und 1988 um die Hälfte erhöht, während der unterhalb der 60%-Grenze zwar relativ etwas weniger, absolut aber in ähnlichem Maße um 10 Prozentpunkte gestiegen ist. Diese Entwicklung schlägt sich sehr deutlich in der Verschiebung der entsprechenden Dichtefunktionen nieder, wie aus Abbildung 6 ersichtlich wird. Der rechte, im Jahr 1973 weit höhere Gipfel ist bis 1988 wesentlich niedriger und der linke Gipfel in ähnlichem Ausmaß höher geworden. Die Änderung ähnelt derjenigen für die Teilgruppe der Faktoreinkommensbezieher (Abbildung 5), das Ausmaß der Veränderung ist aber größer unter Einbeziehung der Gruppe ohne jegliches Faktoreinkommen, zu denen auch Haushalte von Langzeitarbeitslosen gehören. Auf der Verteilungsebene der Faktoräquivalenzeinkommen, d. h. vor Berücksichtigung von direkten staatlichen Eingriffen, ist die Mitte der Verteilung also zugunsten der Randbereiche deutlich geschrumpft, und zwar kontinuierlich seit 1973, wie die Abbildungen B7 bis B9 im Anhang für die weiteren zwischen 1973 und 1988 liegenden Stichjahre belegen.

Die Polarisierungstendenz (im weiteren Sinne) bei der Verteilung der Faktoräquivalenzeinkommen spiegelt neben den Entwicklungen auf den Faktormärkten auch demographische Veränderungen wider, insbesondere den steigenden Anteil von Rentner- und Pensionärshaushalten.

Abbildung 6: Personelle Verteilung der relativen Faktoräquivalenzeinkommen 1973 und 1988
- Alle Haushalte/Personen -



Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Tabelle 5: Ungleichheitsindikatoren für die Verteilung der Faktoräquivalenzeinkommen¹ (brutto), 1969 bis 1988 - nur Haushalte mit 25- bis 60jährigem HHV -

Verteilungsmaß	1969	1973	1978	1983	1988
Arithmetischer, Mittelwert, real ² (DM/Jahr)	17 609	24 067	29 307	29 556	31 697
Gini-Koeffizient	0.3188	0.3000	0.3112	0.3175	0.3390
Atkinson-Maß, $\epsilon = 1$	0.2106	0.2026	0.2366	0.3088	0.4161
Theil-Index	0.2365	0.2264	0.2700	0.3693	0.5380

¹ Vgl. Fußnote 1 in Tabelle 2.

² Werte in Preisen von 1991; vgl. Fußnote 2 in Tabelle 1.

Quelle: EVS-Datenbank (nur Haushalte mit deutschem Haushaltsvorstand); eigene Berechnungen.

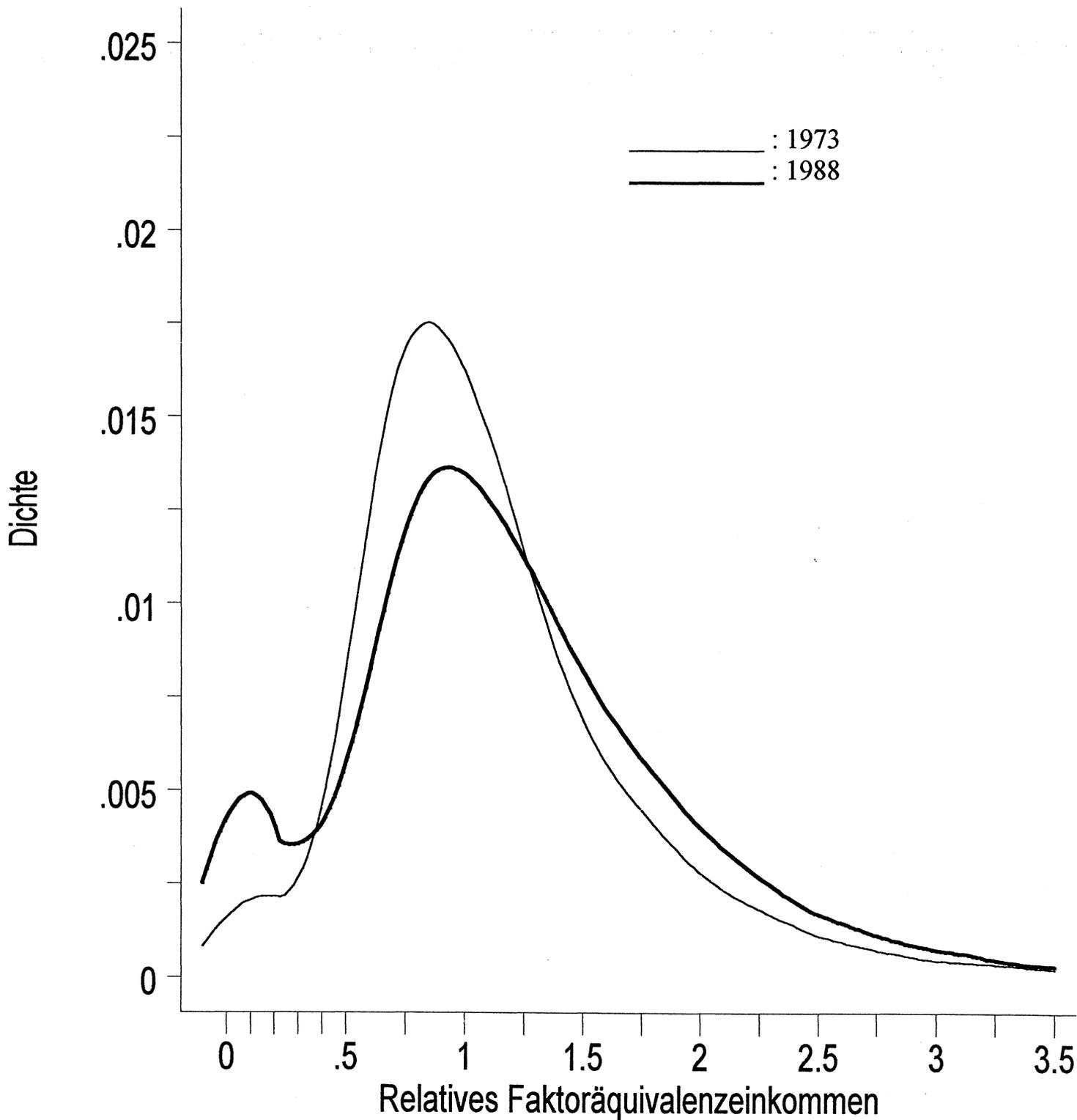
Um letzteren Einfluß weitgehend auszuschalten, ist in Tabelle 5 und Abbildung 7 die Betrachtung auf Personen in Haushalten mit einer 25- bis 60jährigen Bezugsperson beschränkt worden. Das Niveau der aggregierten Ungleichheitsmaße auf der Ebene der Faktoräquivalenzeinkommen ist für diese Teilgruppe deutlich niedriger als für die Gesamtbevölkerung, da sie vergleichsweise homogen ist. Im Zeitvergleich bestätigt sich aber der Trend zunehmender Disparität, wobei der Anstieg der „bottom“-sensitiven Indikatoren - Atkinson- und Theil-Maß - viel stärker als innerhalb der Gesamtbevölkerung (Tabelle 4) ist. Entsprechend zeigt sich auch für die Bevölkerung, die in Haushalten mit einer Bezugsperson im „zentralen Erwerbssalter“ lebt, eine zwischen 1973 und 1988 deutlich gestiegene Dichte der Verteilung im Bereich unterhalb von 50% des durchschnittlichen Faktoräquivalenzeinkommens sowie oberhalb von 125% des Durchschnitts, während die relative Häufigkeit des dazwischen liegenden Mittelbereichs zurückgegangen ist (Abbildung 7).³⁰ Eine Polarisierung im weiteren Sinn ist also auch hier feststellbar. Dies gilt selbst dann, wenn - analog zu Abbildung 5 - Haushalte ohne jegliches Faktoreinkommen wieder ausgeschlossen werden; Abbildung 8 beschränkt sich auf Personen in Haushalten mit 25- bis 60jähriger Bezugsperson und positiven Faktoreinkommen und bestätigt die Tendenz zunehmender Dichte in den Randbereichen der Verteilung.

6. Moderate Veränderungen der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen

Eine der Funktionen des Steuer- und Transfersystems liegt darin, die Primärverteilung im Hinblick auf explizit oder implizit verfolgte Verteilungs- und Schutzziele in die Sekundär-

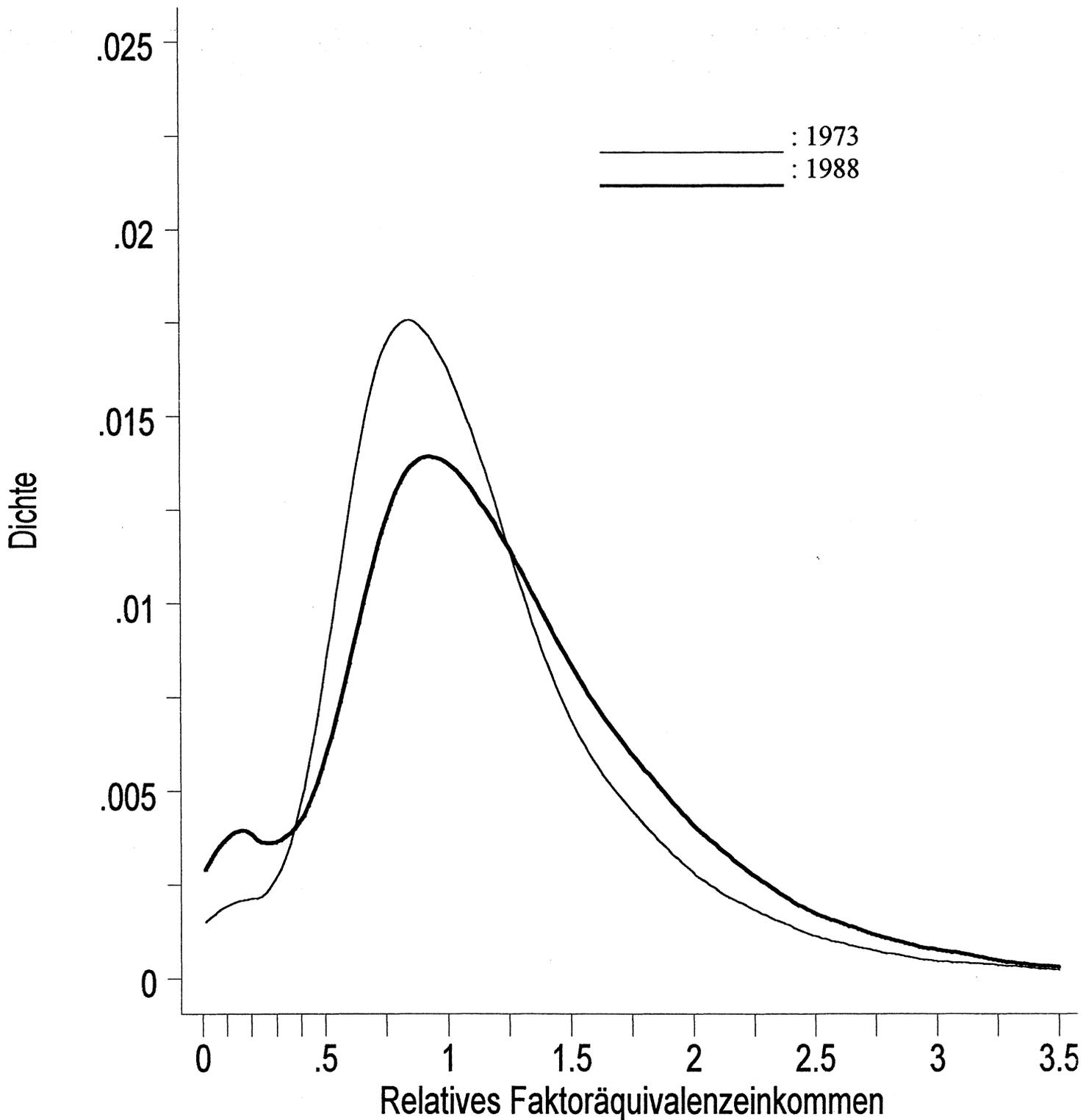
³⁰ Diese Veränderungsrichtung zeigt sich auch beim Vergleich von jeweils „benachbarten“ EVS-Stichjahren (vgl. die Abbildungen B10 bis B12 im Anhang).

Abbildung 7: Personelle Verteilung der relativen Faktoräquivalenzeinkommen 1973 und 1988
- Nur Haushalte mit 25- bis 60jährigem HHV -



Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung 8: Personelle Verteilung der relativen Faktoräquivalenzeinkommen 1973 und 1988
- Nur HH mit 25- bis 60jährigem HHV und pos. Faktoreinkommen -



Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

verteilung zu überführen, welche für die Wohlfahrtsverteilung letztlich relevant ist. Inwieweit die auf der Stufe der Primäreinkommensverteilung festgestellten Tendenzen durch staatliche Eingriffe korrigiert worden sind, ergibt sich in unserem Zusammenhang aus der personellen Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen. Die in Tabelle 6 ausgewiesenen aggregierten Verteilungsmaße zeigen - nach einem anfänglichen Rückgang von 1969 bis 1973 - zwischen 1973 und 1978 keine nennenswerten Veränderungen und anschließend eine leicht steigende Tendenz.

Tabelle 6: Ungleichheitsindikatoren für die Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen¹ 1969 bis 1988

Verteilungsmaß	1969	1973	1978	1983	1988
Arithmetischer Mittelwert, real ² (DM/Jahr)	17 284	21 793	24 032	24 423	26 261
Gini-Koeffizient	0.2583	0.2481	0.2473	0.2502	0.2526
Atkinson-Maß, $\epsilon = 1$	0.1030	0.0949	0.0947	0.0980	0.1007
Theil-Index	0.1087	0.0997	0.0995	0.1032	0.1061
Bevölkerungsanteile ³ mit YN unterhalb alternativer Niedrigeinkommensgrenzen ⁴					
40%-Grenze	2.0	1.7	1.8	2.9	3.4
50%-Grenze	7.1	6.5	6.5	7.7	8.8
60%-Grenze	17.1	16.1	16.0	16.9	17.1

Legende: YN = Haushaltsnettoeinkommen, gewichtet mit der älteren OECD-Skala (Nettoäquivalenzeinkommen).

¹ Das Nettoäquivalenzeinkommen ergibt sich aus dem Haushaltsnettoeinkommen durch Gewichtung mit der älteren OECD-Skala. Danach erhält der Haushaltsvorstand ein Gewicht von 1.0, weitere Haushaltsmitglieder ab einem Alter von 15 Jahren werden mit 0.7, Kinder und Jugendliche bis einschl. 14 Jahre mit 0.5 gewichtet.

² Werte in Preisen von 1991; vgl. Fußnote 2 in Tabelle 1.

³ Anteil der Personen unterhalb der jeweiligen Grenze in % der Gesamtbevölkerung in Haushalten mit deutschem Haushaltsvorstand; in der Datenbasis sind Haushalte mit ausländischem Haushaltsvorstand nicht einbezogen.

⁴ 40% bzw. 50% bzw. 60% des durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommens. Zur Definition des Nettoäquivalenzeinkommens vgl. Fußnote 1.

Quelle: EVS-Datenbank (nur Haushalte mit deutschem Haushaltsvorstand); eigene Berechnungen.

Aus dem unteren Teil der Tabelle 6 geht hervor, daß der Niedrigeinkommensbereich im Zeitablauf zugenommen hat. Zwischen 1973 und 1988 hat sich der Bevölkerungsanteil, der von weniger als 40% des durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommens lebt, verdoppelt (von 1,7% auf 3,4%), und auch der Bevölkerungsanteil unterhalb der 50%-Grenze ist mit gut zwei Prozentpunkten (auf 8,8%) deutlich gestiegen. Diese merklichen Veränderungen er-

scheinen aber im Vergleich zur Größe und zur Entwicklung des Niedrigeinkommensbereichs auf der Ebene der Faktoräquivalenzeinkommen (Tabelle 4) doch als moderat. Hier zeigt sich, wie stark das Steuer- und Transfersystem die Gruppen mit keinen oder nur marginalen Faktoreinkommen anhebt und damit auch die Ungleichheit der personellen Wohlstandsverteilung reduziert. Der korrigierende Einfluß von Steuern und Transfers schlägt sich auch in einem anderen Verlauf der Dichtefunktion auf der Verteilungsebene der Nettoäquivalenzeinkommen (Abbildung 9) im Vergleich zur Ebene der Faktoräquivalenzeinkommen (für die gesamte Bevölkerung; Abbildung 6) nieder. Aus der bimodalen Verteilung der „pre government“-Einkommen ergibt sich eine unimodale Verteilung der „post government“-Einkommen mit der höchsten Dichte bei 75% des durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommens. Darüber hinaus zeigt sich für die Zeit von 1973 bis 1988 eine nur leichte Verschiebung der Verteilung nach relativen Nettoäquivalenzeinkommen.³¹ Offenbar sind die im Beobachtungszeitraum eingetretenen deutlichen Differenzierungen auf der Stufe der Faktoreinkommensverteilung durch das staatliche Abgaben- und Transfersystem weitgehend aufgefangen worden. Dennoch ergibt sich aus Abbildung 9, daß eine moderate Verschiebung zum unteren Ende der Verteilung eingetreten ist; dies stimmt mit den in Tabelle 6 ausgewiesenen Indikatoren überein.

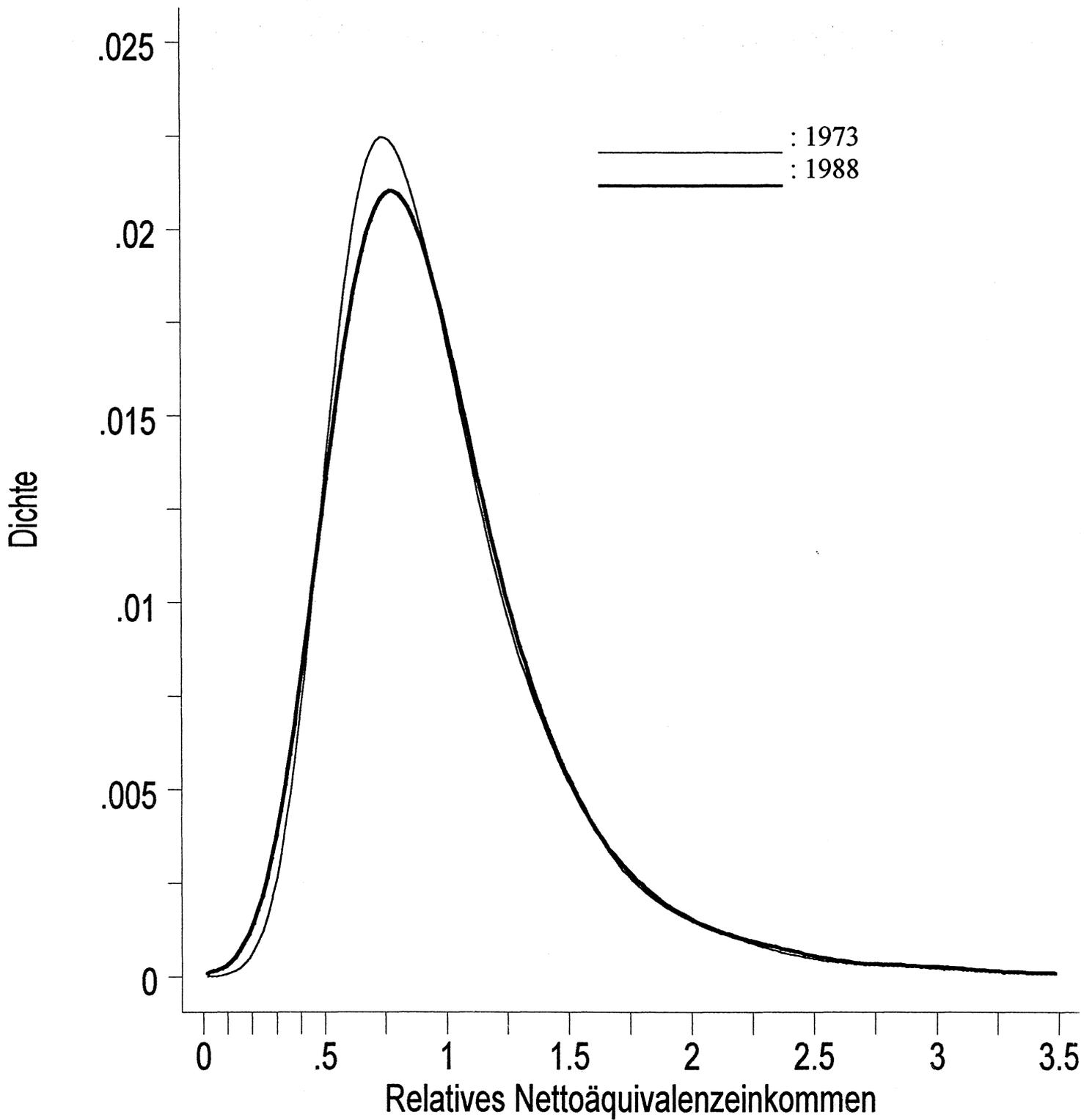
7. Veränderungen in der Verteilung der absoluten Einkommen: Did real growth lift all boats?

Abschließend soll noch kurz auf die Verteilungsentwicklung hinsichtlich der absoluten Einkommen eingegangen werden, wobei wir uns immer auf Realwerte beziehen³² und wieder die verschiedenen Stufen des Verteilungsprozesses betrachten. Wie eingangs erwähnt, werden bei der Gegenüberstellung von Einkommensverteilungen ohne Bezugnahme auf das jeweilige Durchschnittseinkommen Wachstums- und „reine“ Verteilungseffekte vermischt. Dennoch ist die Fragestellung interessant, ob bei der festgestellten Vergrößerung des Bereichs unterhalb einer relativen Niedrigeinkommensschwelle zumindest ein absoluter Einkommenszuwachs realisiert worden ist. Da dies auf der Basis der gängigen aggregierten Verteilungsmaße nicht untersucht werden kann - eine Folge des Prinzips der multiplikativen Invarianz -, ist in Ta-

³¹ Die jeweils zwischen zwei benachbarten EVS-Stichjahren eingetretenen Veränderungen sind so gering, daß sie graphisch kaum sichtbar werden; auf entsprechende Abbildungen wird deshalb hier verzichtet.

³² Zur Ausschaltung von reinen Preisniveaueffekten wurden die Einkommen mit dem Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte bereinigt (Inflationierung auf das Preisniveau von 1991; vgl. Bundesministerium für Arbeit und Sozialordnung (1997), Tab. 6.9.

Abbildung 9: Personelle Verteilung der relativen Nettoäquivalenzeinkommen 1973 und 1988



Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

belle 7 die Realeinkommensentwicklung von Quintilen³³ zwischen 1973 und 1988 ausgewiesen (Veränderungsraten in %). Dabei beziehen sich die Spalten auf die verschiedenen Verteilungsebenen.

Aus der ersten Spalte geht hervor, daß innerhalb der Gruppe der Bezieher von Erwerbseinkommen die realen Grenz- und Mittelwerte aller Quintile zwischen 1973 und 1988 zugenommen haben. Der Zuwachs des ersten Quintils war allerdings mit 4% sehr mäßig und der des zweiten Quintils noch unterdurchschnittlich, während die beiden oberen Quintile überdurchschnittlich vom Wachstum profitiert haben. Eine andere Entwicklung zeigt sich in Spalte 2 unter Einbeziehung der Vermögenseinkommen als weiterer Faktoreinkommensart. Hier haben sich die größten Zuwachsraten im untersten Quintil ergeben - möglicherweise infolge von Wertsteigerungen des selbstgenutzten Wohneigentums - , während im zweiten Quintil Realeinkommensverluste aufgetreten sind und im mittleren Quintil zwar der obere Grenzwert gestiegen, das arithmetische Mittel aber unverändert geblieben ist. Die beiden oberen Quintile haben sich wiederum überdurchschnittlich verbessert. Unter Berücksichtigung des Haushaltszusammenhangs (Kumulation mehrerer Faktoreinkommen einerseits und Äquivalenzgewichtung andererseits) in Spalte 3 ergeben sich aber drastische Realeinkommensverluste des untersten Quintils: zwischen 1973 und 1988 ist hier der obere Grenzwert um ca. ein Drittel, das gruppenschnittliche Faktoräquivalenzeinkommen um ein Viertel gesunken. Beim zweiten Quintil hat sich zwar der Grenzwert deutlich, wenn auch unterdurchschnittlich erhöht, der Mittelwert ist aber nicht nennenswert gestiegen. Die Veränderung des durchschnittlichen Faktoräquivalenzeinkommens des mittleren Quintils entspricht dagegen ungefähr dem Gesamtdurchschnittlichen Wachstum auf dieser Stufe des Verteilungsprozesses, die Wachstumsrate der beiden obersten Quintile liegt wieder darüber. Die Realeinkommensverluste des ersten Quintils erweisen sich als noch größer, wenn die Gesamtbevölkerung (in Haushalten mit deutscher Bezugsperson) einbezogen wird (Spalte 4). Dies ist sicher auch eine Folge der demographischen Entwicklung und der Zunahme von Altenhaushalten mit nur marginalen oder überhaupt keinen Faktoreinkommen. Aus Spalte 5 geht aber hervor, daß auch innerhalb der Teilgruppe mit 25- bis 60jähriger Bezugsperson das durchschnittliche Faktoräquivalenzeinkommen des untersten Quintils real deutlich gesunken ist (um 14,4%). Hier wirken sich die dramatisch gestiegene Arbeitslosigkeit, möglicherweise aber auch die unterdurchschnittlichen

³³ Dieser Darstellung liegt eine Anordnung der Untersuchungseinheiten - hier: Personen - nach der Höhe des Einkommens der jeweils betrachteten Stufe des Verteilungsprozesses zugrunde, der die Bildung von fünf gleich großen Gruppen folgt. Für die folgende Analyse der Realeinkommensentwicklung dieser Gruppen wer-

Tabelle 7: Veränderung der realen Quintilsgrenzen und -mittelwerte¹ 1988 gegenüber 1973
(in %) auf verschiedenen Ebenen der Einkommensverteilung

	Individuelle Bruttoein- kommen aus Erwerbs- tätigkeit	Individuelle Faktorein- kommen (brutto)	Faktoräquivalenzeinkommen			Nettoäqui- valenzein- kommen (alle Haus- halte/Perso- nen)
	(nur Bezieher)		Bezieher- haushalte	Bezieher- und Nichtbezie- herhaushalte		
				Alle	25- bis 60jähr. HHV	
	1	2	3	4	5	6
1. Quintil						
- Grenze	+4.3	+16.7	-34.7	-45.8	+21.9	+19.1
- Mittelwert	+4.1	+25.1	-24.9	-46.1	-14.4	+14.1
2. Quintil						
- Grenze	+10.5	-7.8	+22.0	+15.8	+32.9	+22.2
- Mittelwert	+8.7	-3.3	+2.3	-10.5	+29.0	+21.2
3. Quintil						
- Grenze	+11.8	+6.1	+32.2	+29.3	+38.3	+22.5
- Mittelwert	+11.6	-0.1	+27.8	+24.1	+35.8	+22.6
4. Quintil						
- Grenze	+13.7	+13.4	+37.3	+35.8	+40.8	+21.9
- Mittelwert	+12.4	+10.3	+35.4	+33.3	+40.3	+22.1
5. Quintil						
- Mittelwert	+12.4	+13.6	+33.9	+32.8	+35.6	+20.2
Mittelwert insgesamt	+11.3	+9.2	+27.3	+23.9	+31.7	+20.5

¹ Werte in Preisen von 1991; vgl. Fußnote 2 in Tabelle 1.

Quelle: EVS-Datenbank (nur Haushalte mit deutschem Haushaltsvorstand); eigene Berechnungen.

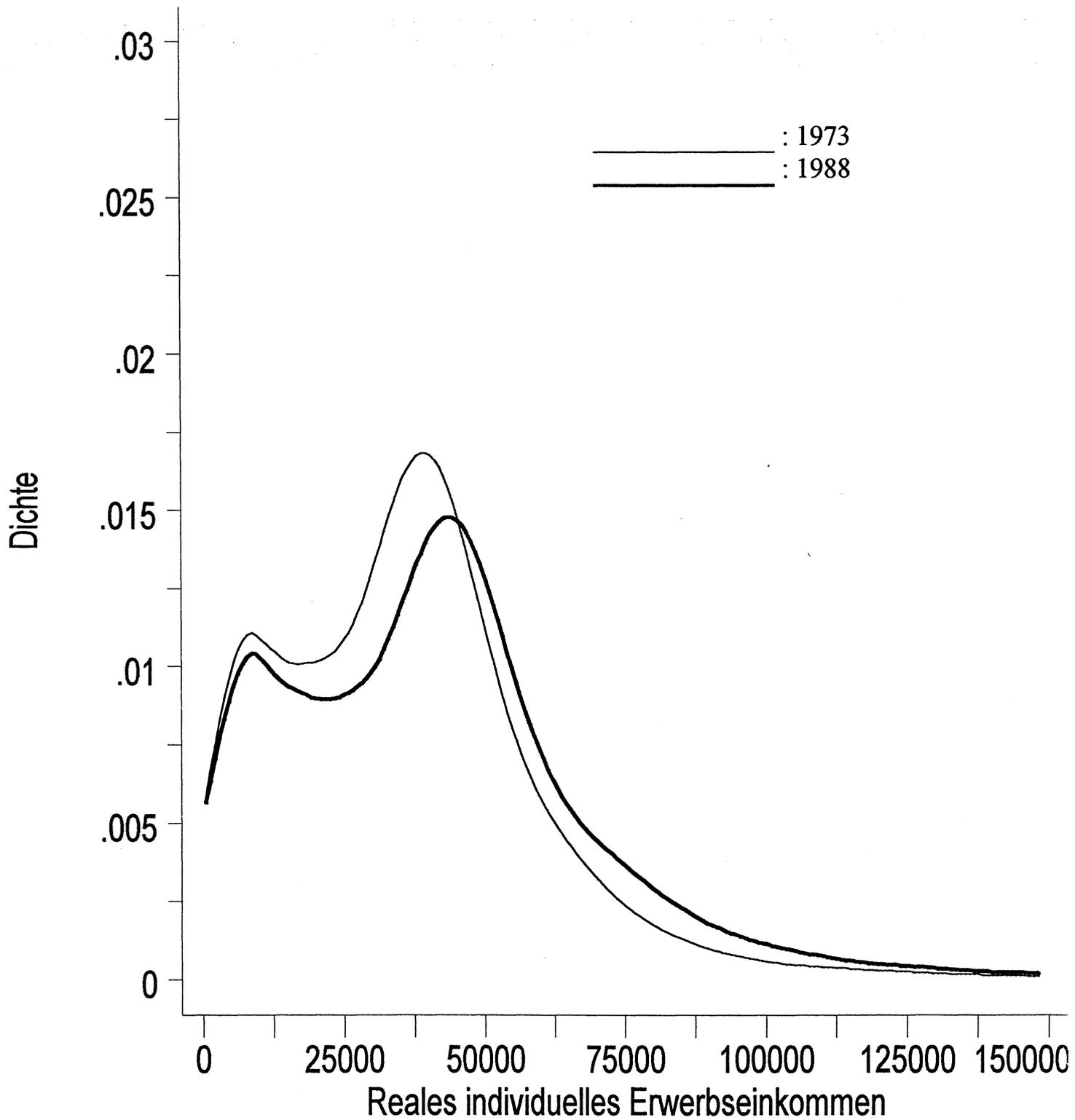
Zuwachsraten bei den niedrigen Erwerbseinkommen (Spalte 1) aus. Schließlich zeigt sich auf der Verteilungsebene der Nettoäquivalenzeinkommen in Spalte 6, daß alle Quintilsgrenzen und Quintilmittelwerte zwischen 1973 und 1988 real gestiegen sind; da der Zuwachs für das erste Quintil unterdurchschnittlich ausfiel, sind die aggregierten Ungleichheitsmaße gestiegen (Tabelle 6).

Die aufgezeigten Realeinkommensentwicklungen gehen auch aus den Abbildungen 10 bis 15 hervor. Die Dichtefunktionen sowohl der individuellen Einkommen aus Erwerbstätigkeit (Abbildung 10) als auch der individuellen Faktoreinkommen (Abbildung 11) haben sich von 1973 bis 1988 insgesamt nach rechts verschoben, im jeweils untersten Einkommensbereich allerdings nur marginal. Demgegenüber hat auf der Ebene der realen Faktoräquivalenzeinkommen im untersten Bereich eine Verschiebung nach oben stattgefunden, d. h. die relative Häufigkeit sehr niedriger Faktoräquivalenzeinkommen hat im Zeitablauf zugenommen - ebenso wie die im Bereich oberhalb von ungefähr DM 30000 p. a. (in Preisen von 1991). Dies gilt für die Teilgruppe der Bezieherhaushalte (Abbildung 12) ebenso wie unter Einschluß auch der Haushalte ohne jegliche Faktoreinkommen (Abbildung 13) sowie auch für die Haushalte mit einer Bezugsperson im „zentralen Erwerbsalter“ (Abbildung 14). Nach Berücksichtigung von Abgaben und staatlichen Transfers ergeben sich die Verteilungen der realen Nettoäquivalenzeinkommen 1973 und 1988 in Abbildung 15, die einen Realeinkommenszuwachs für fast alle Bevölkerungsgruppen belegen. Die Dichtefunktion hat sich während des 15jährigen Beobachtungszeitraums insgesamt nach rechts verschoben³⁴; im untersten Einkommensbereich decken sich die Verteilungslinien aber faktisch, so daß hier wohl kaum von einem merklichen Zuwachs ausgegangen werden kann. Die These, daß ein reales Wirtschaftswachstum alle - zumindest hinsichtlich der absoluten Einkommen - besser stellt, hat sich also nicht generell bestätigt; sie hat für unseren Beobachtungszeitraum erst infolge staatlicher Eingriffe Gültigkeit, und dies auch nur eingeschränkt.

den die jeweiligen oberen Einkommensgrenzen sowie die arithmetischen Mittelwerte der Quintile herangezogen.

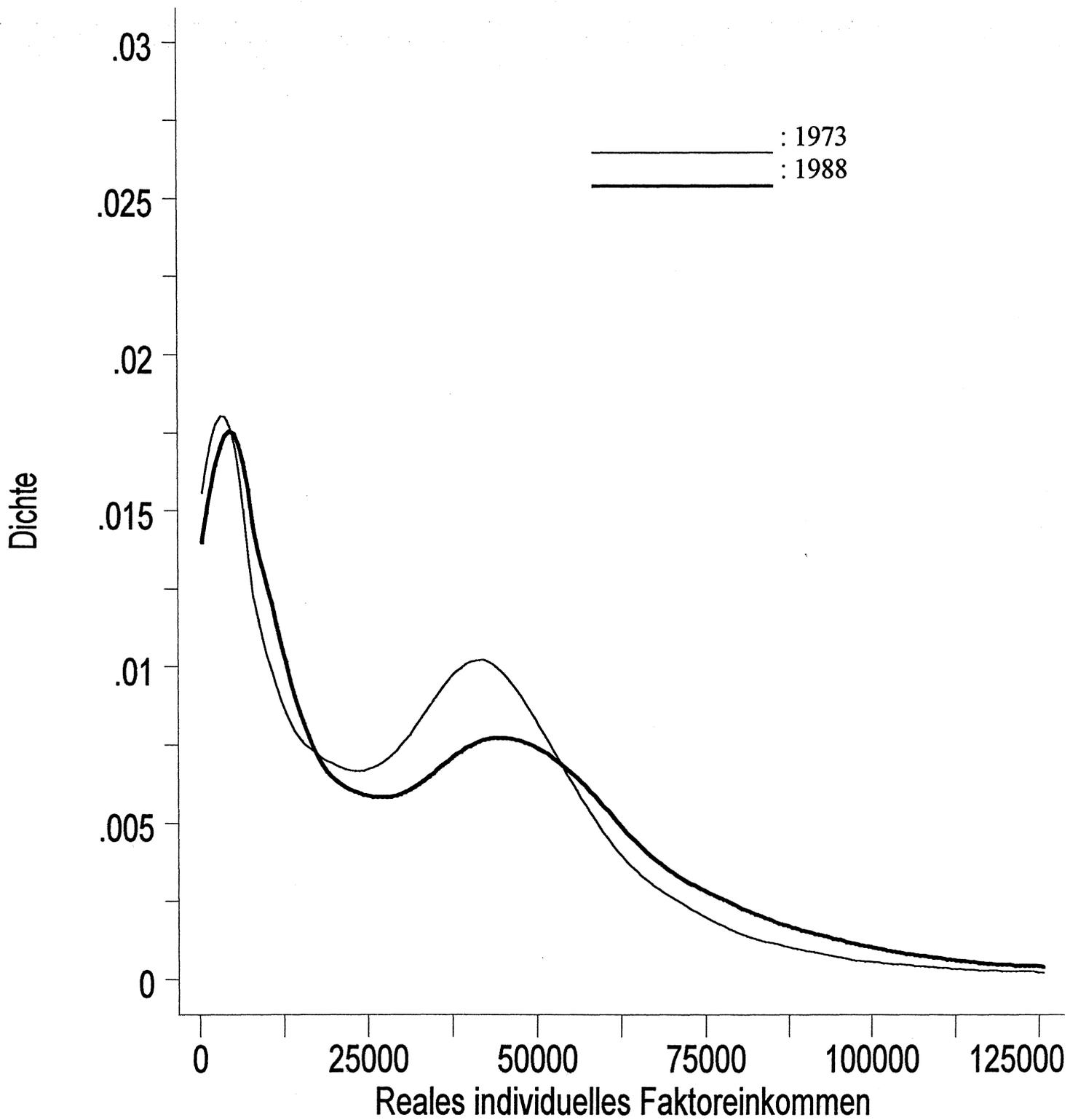
³⁴ Dies entspricht tendenziell den Ergebnissen von Burkhauser, Richard V., Amy D. Crews und Mary C. Daly (1997), die eine Rechtsverschiebung der Verteilung der realen Nettoäquivalenzeinkommen sowohl für Deutschland als auch für die USA festgestellt haben. Cowell, Frank, Stephen P. Jenkins und Julie A. Litchfield (1996) kommen zu einer gleichgerichteten Entwicklung auch für Großbritannien.

Abbildung 10: Verteilung der realen individuellen Erwerbseinkommen
1973 und 1988



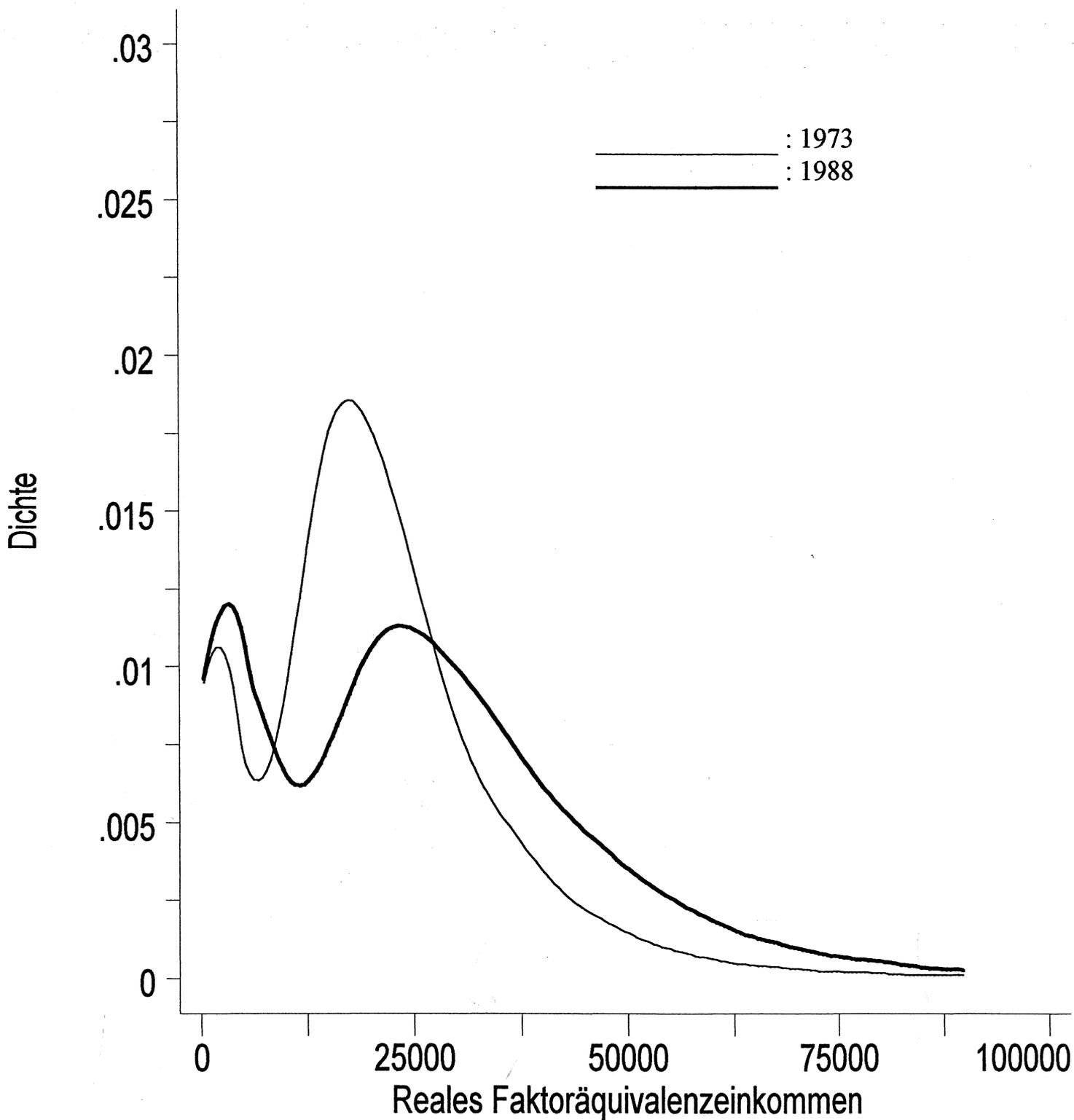
Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung 11: Verteilung der realen individuellen Faktoreinkommen
1973 und 1988



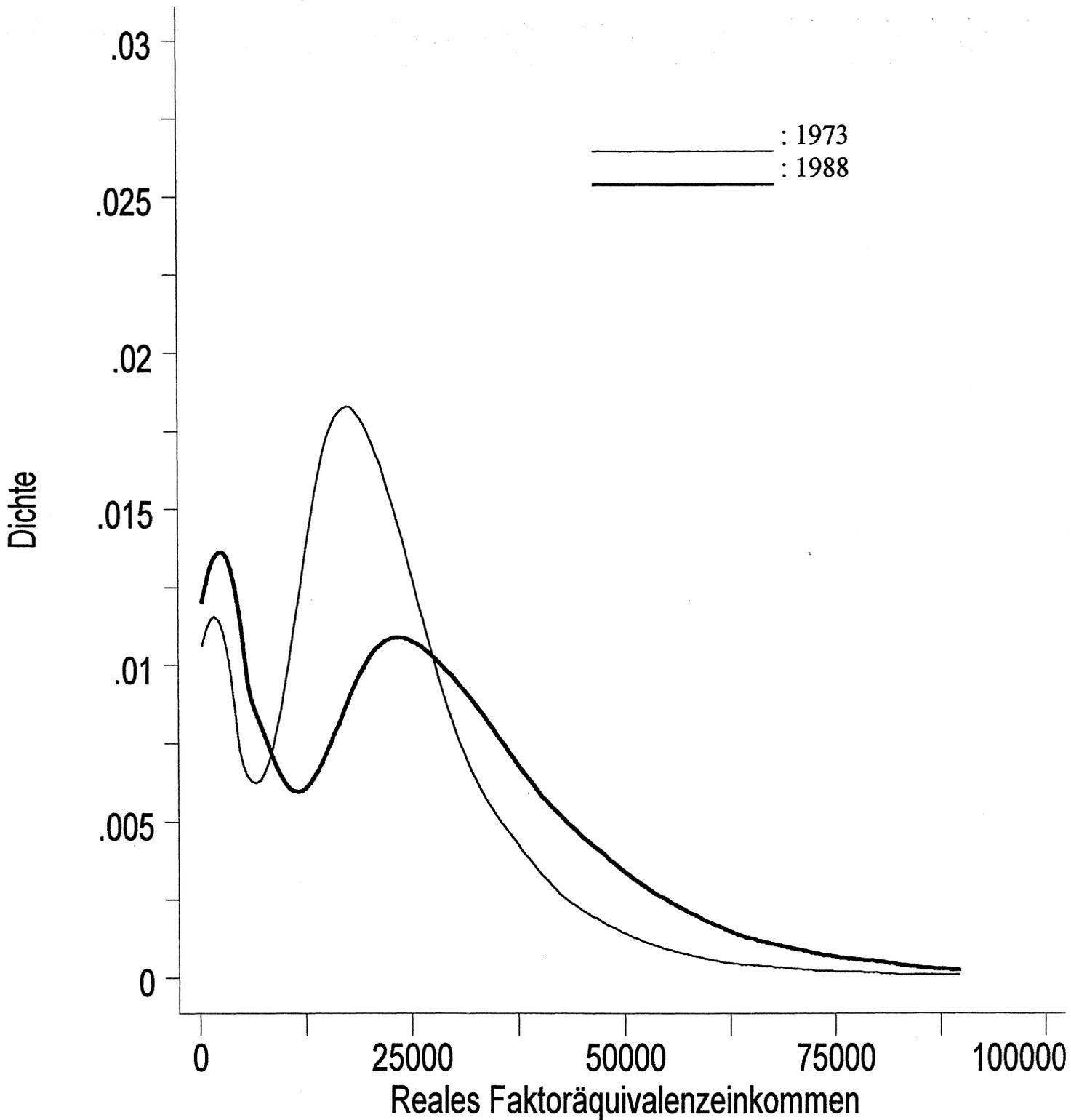
Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung 12: Personelle Verteilung der realen Faktoräquivalenzeinkommen 1973 und 1988
- Nur Haushalte mit positiven Faktoreinkommen -



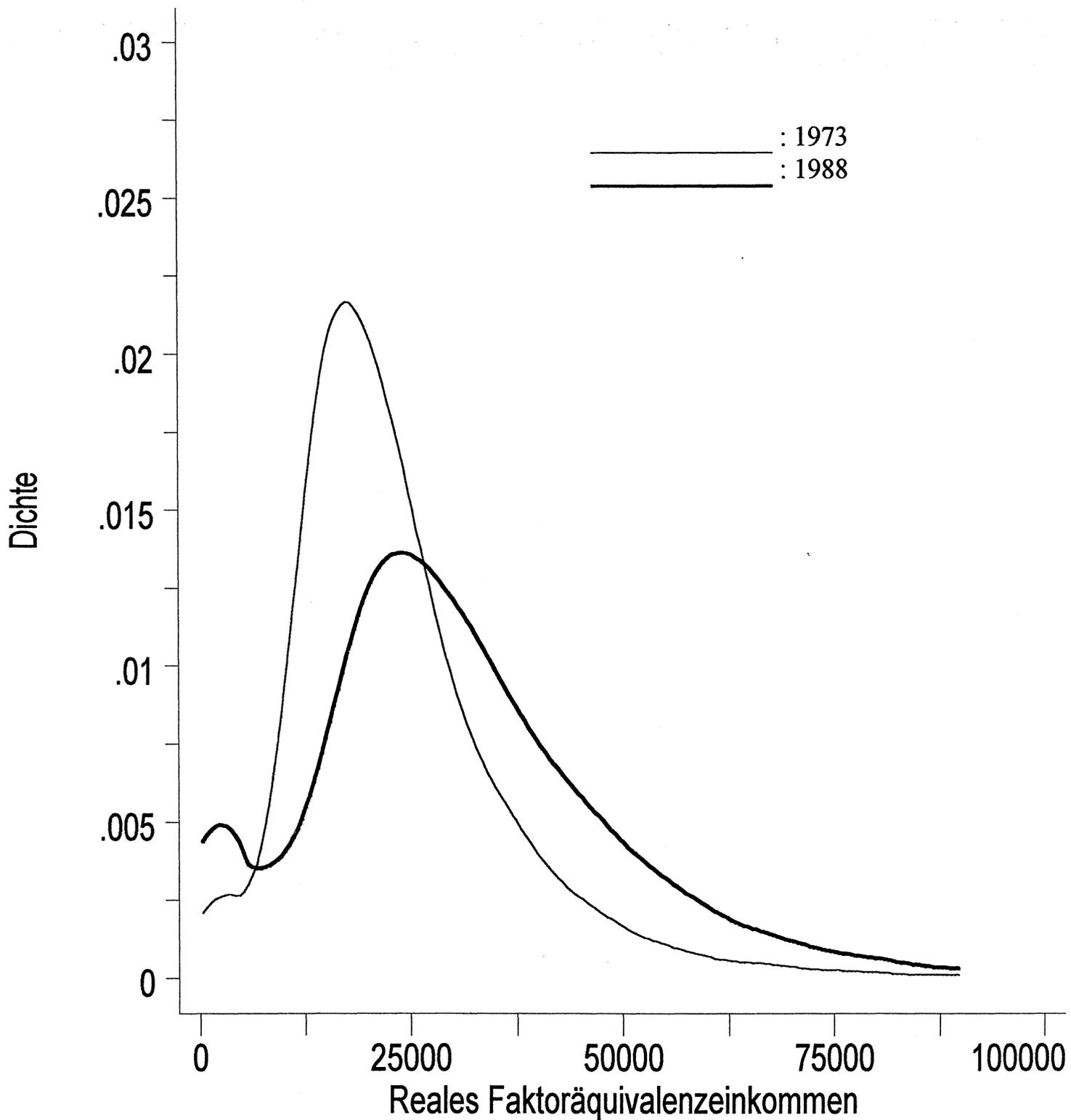
Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung 13: Personelle Verteilung der realen Faktoräquivalenzeinkommen 1973 und 1988
- Alle Haushalte/Personen -



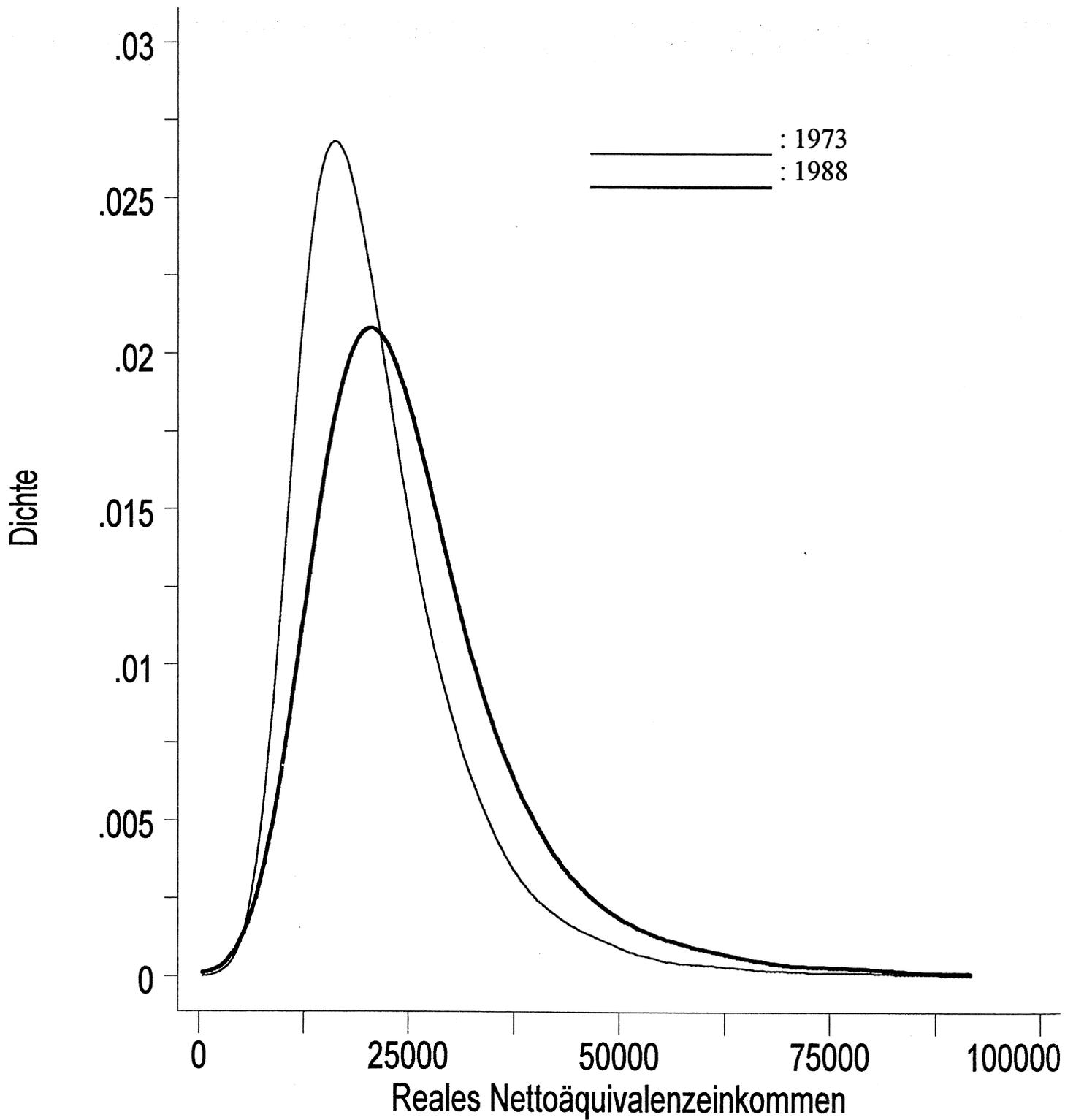
Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung 14: Personelle Verteilung der realen Faktoräquivalenzeinkommen 1973 und 1988
- Nur Haushalte mit 25- bis 60jährigem HHV -



Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung 15: Personelle Verteilung der realen Nettoäquivalenzeinkommen 1973 und 1988



Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

8. Zusammenfassende Schlußbemerkungen

Die Untersuchungen auf der Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichproben haben ergeben, daß sich hinter der für die „alte“ Bundesrepublik festgestellten weitgehenden Stabilität der Verteilung der Nettoäquivalenzeinkommen deutliche Veränderungen auf den vorgelagerten Stufen des Verteilungsprozesses verbergen. Bei den individuellen Erwerbseinkommen sowie bei den individuellen Faktoreinkommen (nur Bezieher) sind zwischen 1973 und 1988 die hier einbezogenen aggregierten Ungleichheitsmaße zwar kaum gestiegen; Kernel Density-Schätzungen zeigen aber einen leichten Polarisierungstrend der bimodalen Verteilung, da die Dichte in den Randbereichen der Verteilung zugenommen hat und das Dichtetal zwischen den beiden Gipfeln sich gesenkt hat. Unter Berücksichtigung des Haushaltszusammenhangs - durch Zusammenfassung individueller Faktoreinkommen auf Haushaltsebene und Gewichtung mit einer Äquivalenzskala - erweisen sich die Verteilungsänderungen als noch gravierender. Die aggregierten Ungleichheitsmaße sind stark gestiegen, und das Verhältnis der beiden Modi der zweigipfligen Verteilung hat sich umgekehrt: lag 1973 der erste Gipfel im Bereich der geringfügigen Faktoräquivalenzeinkommen noch deutlich unter dem zweiten, knapp unterhalb des Durchschnitts gelegenen Gipfel, so war 1988 der erste Gipfel deutlich höher als der zweite. Die relative Häufigkeit marginaler Faktoräquivalenzeinkommen hat im Zeitablauf also eindeutig zugenommen, ebenso wie die im oberen Einkommensbereich. Dennoch kann man von Polarisierung nur in einem weiteren Sinn sprechen, da das Dichtetal zwischen den Modi 1988 höher als 1973 liegt.

Es mag beruhigend wirken, daß - zumindest in der Zeit vor der Wiedervereinigung - das Abgaben- und Transfersystem die zunehmende Disparität der Faktoreinkommensverteilung insoweit kompensieren konnte, als die relative Häufigkeit des Niedrigeinkommensbereichs - hier abgegrenzt mit 50% des durchschnittlichen Nettoäquivalenzeinkommens - vergleichsweise mäßig zugenommen hat. Dieser Eindruck ist allerdings im Hinblick auf die eingangs erwähnten Einschränkungen der Datenbasis zu relativieren. Die unzureichende Erfassung des oberen und des unteren Randbereichs der Einkommensverteilung läßt vermuten, daß der tatsächliche Trend zunehmender Ungleichheit und Polarisierung durch unsere Analysen unterschätzt wird.

ANHANG

Übersicht über verschiedene Kernfunktionen

Kernel	Formel	
Biweight	$K[z] = \begin{cases} \frac{15}{16}(1-z^2)^2 \\ 0 \end{cases}$	if $ z < 1$ sonst
Cosine	$K[z] = \begin{cases} 1 + \cos(2\pi z) \\ 0 \end{cases}$	if $ z < 1/2$ sonst
Epanechnikov	$K[z] = \begin{cases} \frac{3}{4}\left(1 - \frac{1}{5}z^2\right) / \sqrt{5} \\ 0 \end{cases}$	if $ z < \sqrt{5}$ sonst
Gaussian	$K[z] = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2}$	
Parzen	$K[z] = \begin{cases} \frac{4}{3} - 8z^2 + 8 z ^3 \\ 8(1- z)^3/3 \end{cases}$	if $ z \leq 1/2$ sonst
Rectangular	$K[z] = \begin{cases} 1/2 \\ 0 \end{cases}$	if $ z < 1$ sonst
Triangular	$K[z] = \begin{cases} 1- z \\ 0 \end{cases}$	if $ z < 1$ sonst

mit $\pi = \text{const.} = 3,1415927$

$$z = \frac{x - X_i}{h}$$

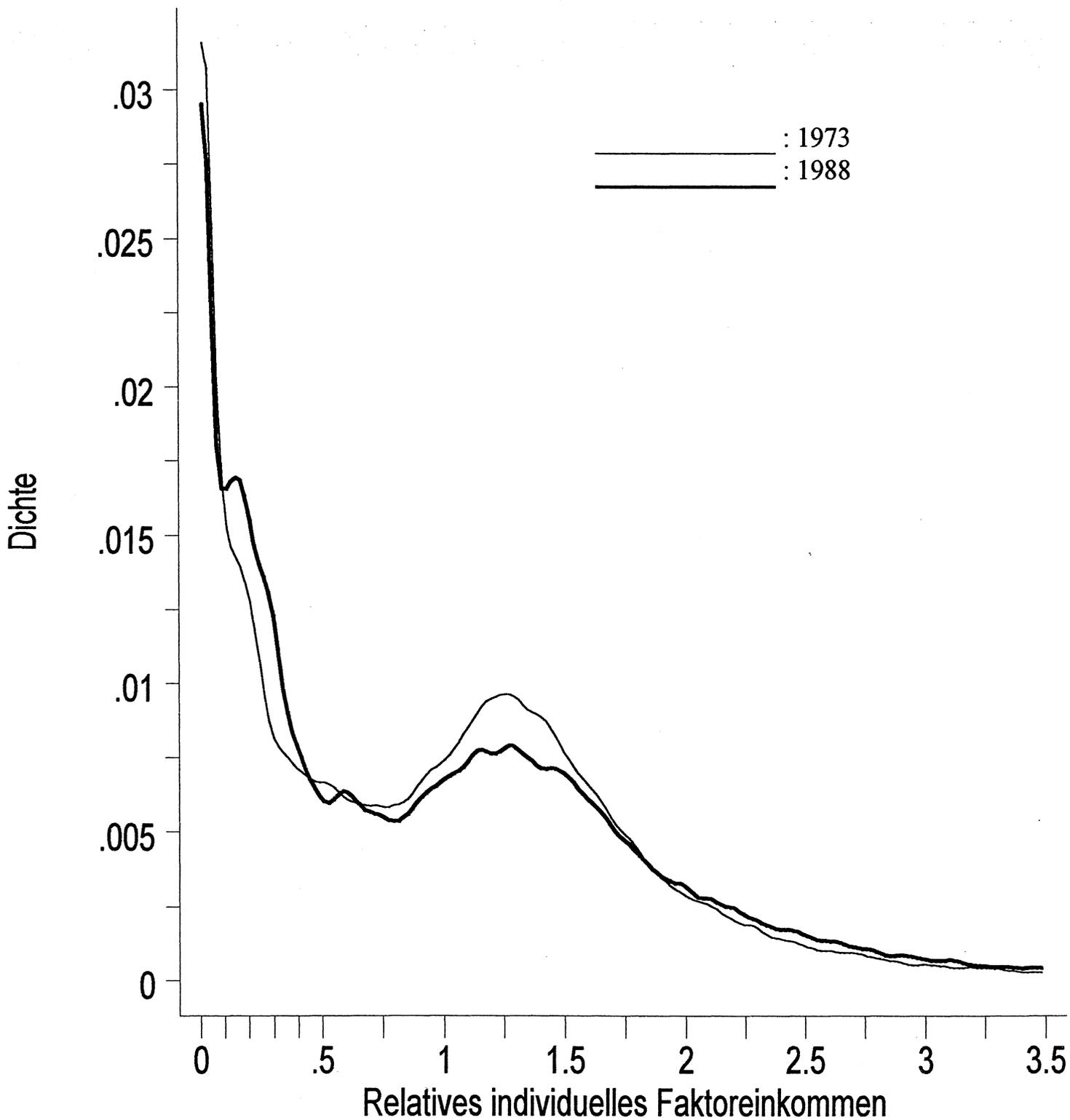
h = halbe Fensterbreite

x = Mitte des Beobachtungsfensters

X_i = Merkmalsausprägung

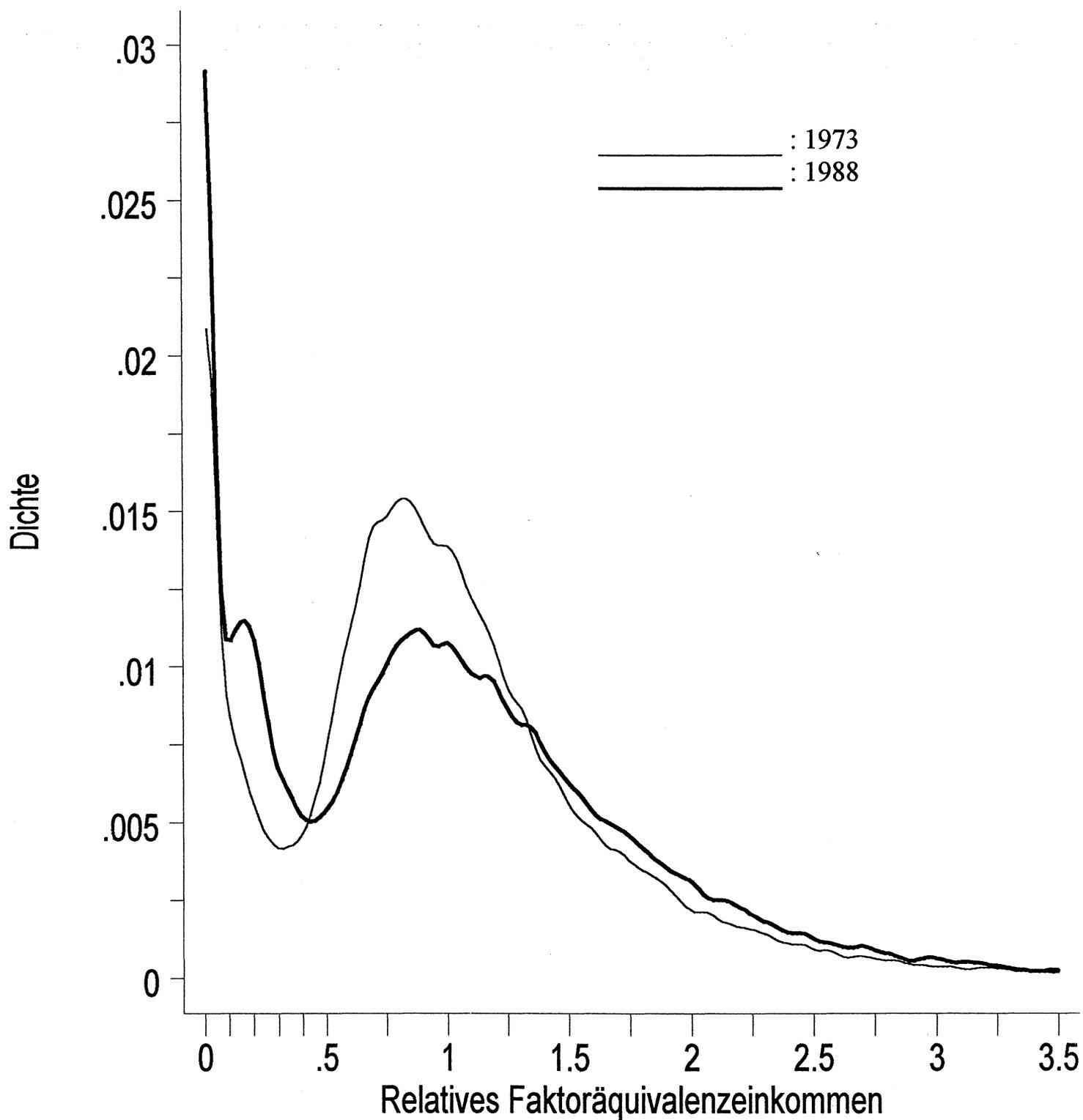
Quelle: Stata Corporation (1997): Stata Reference Manual, Release 5, Vol. 2, Texas, S. 294.

Abbildung A1: Verteilung der relativen individuellen Faktoreinkommen 1973 und 1988
- Parzen-Kernfunktion -



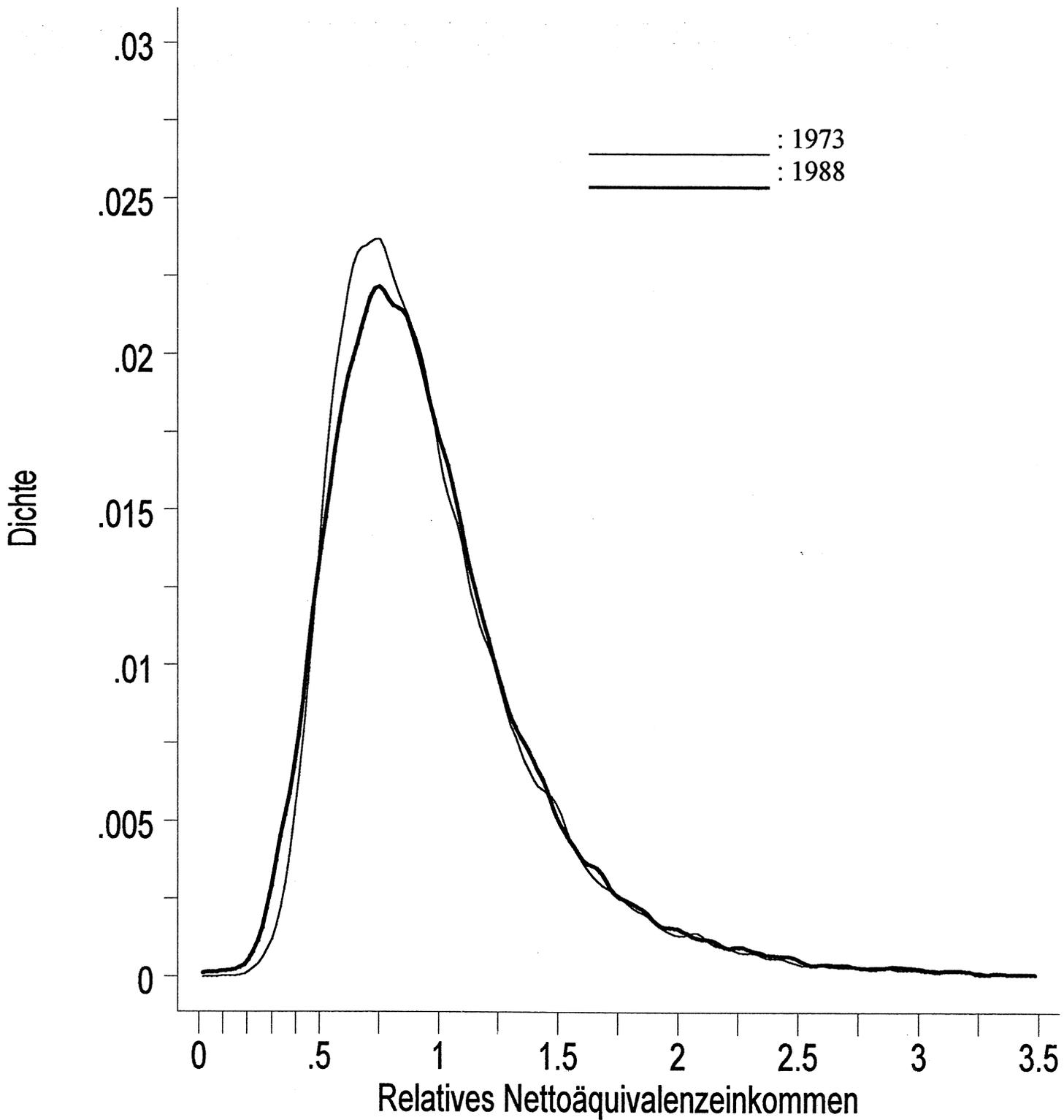
Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung A2: Personelle Verteilung der relativen Faktoräquivalenzeinkommen 1973 und 1988 (Alle Personen)
- Parzen-Kernfunktion -



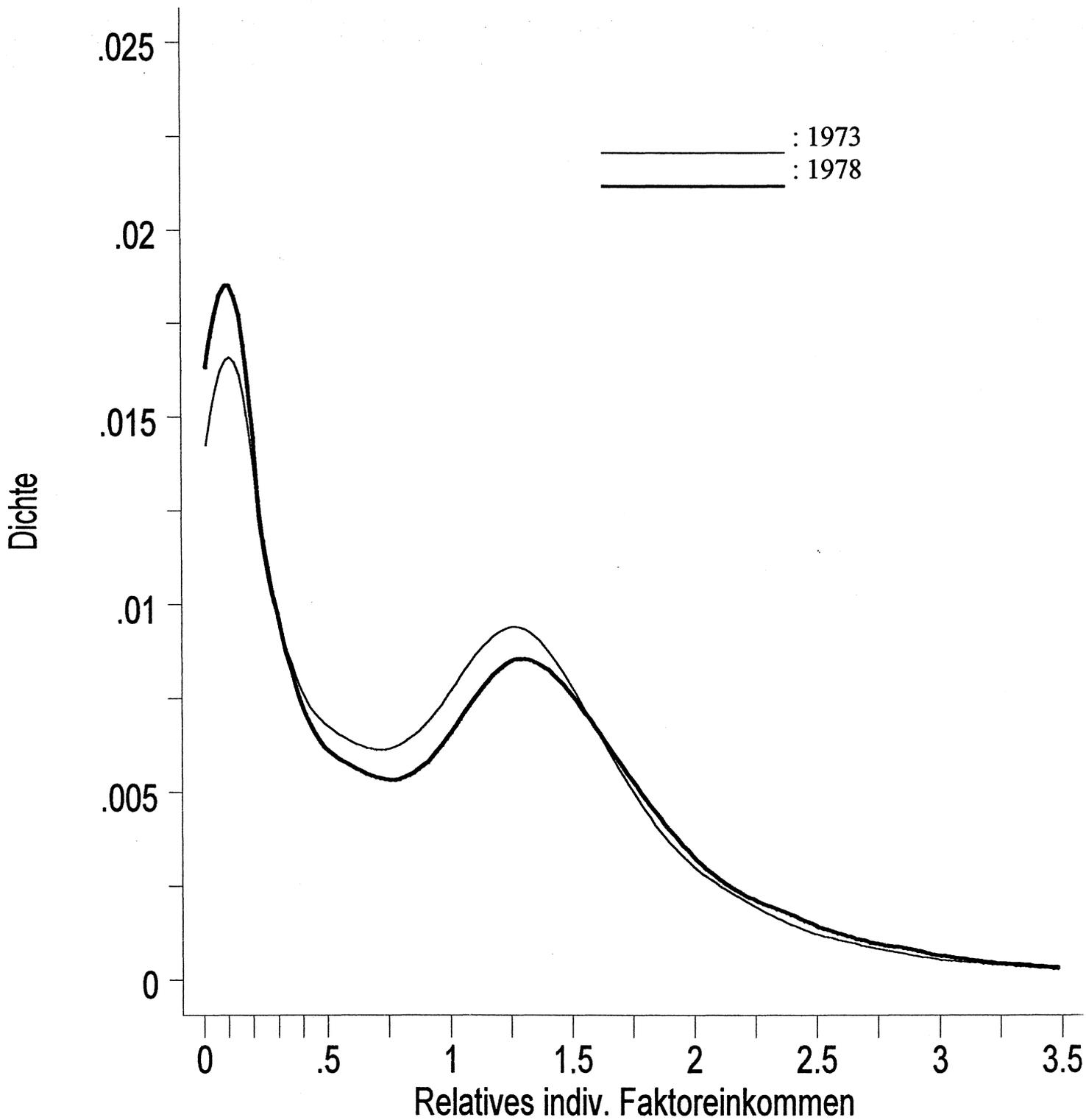
Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung A3: Personelle Verteilung der relativen Nettoäquivalenzeinkommen 1973 und 1988
- Parzen-Kernfunktion -



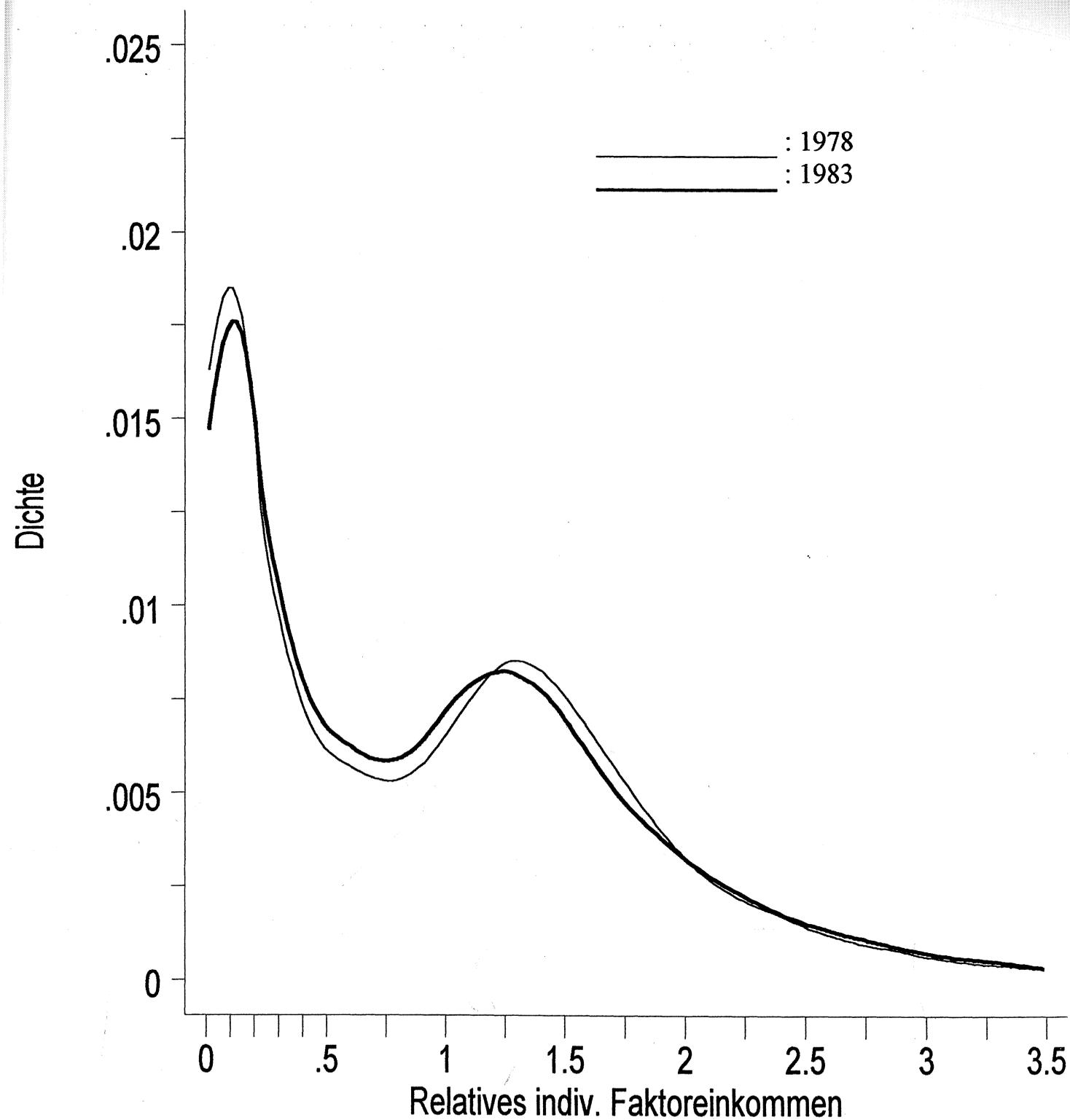
Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung B1: Verteilung der relativen individuellen Faktoreinkommen 1973 und 1978



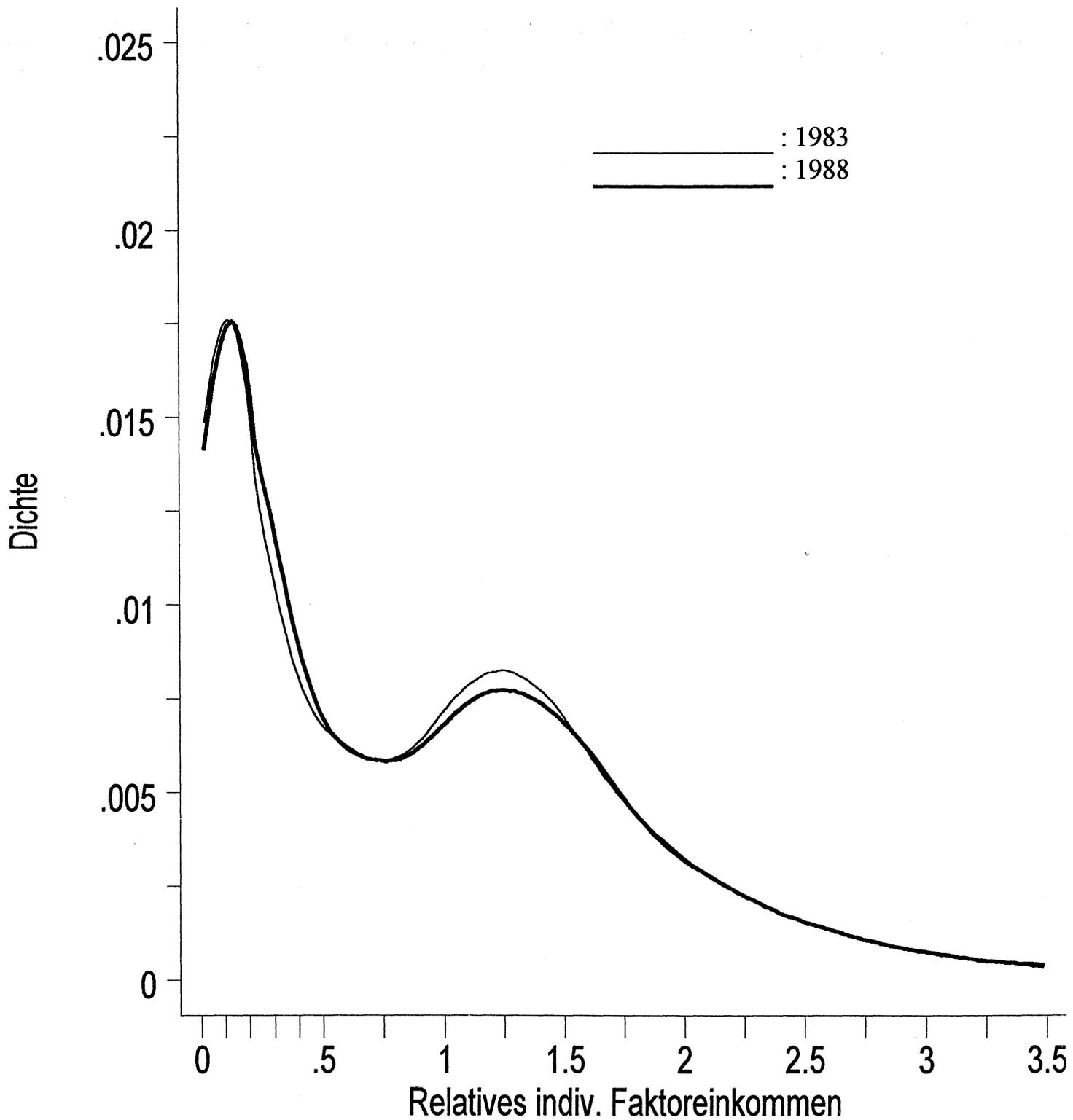
Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung B2: Verteilung der relativen individuellen Faktoreinkommen 1978 und 1983



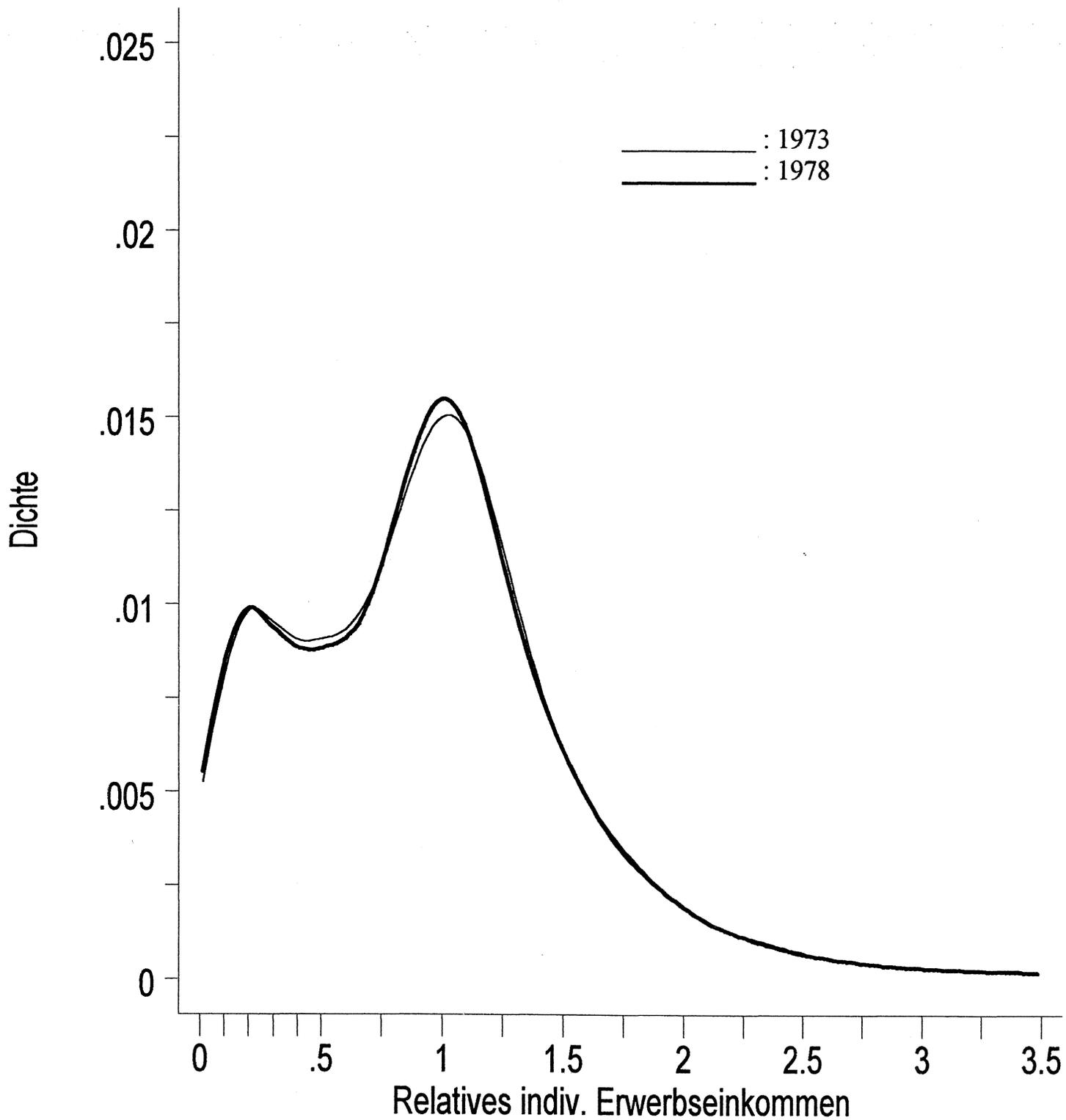
Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung B3: Verteilung der relativen individuellen Faktoreinkommen 1983 und 1988



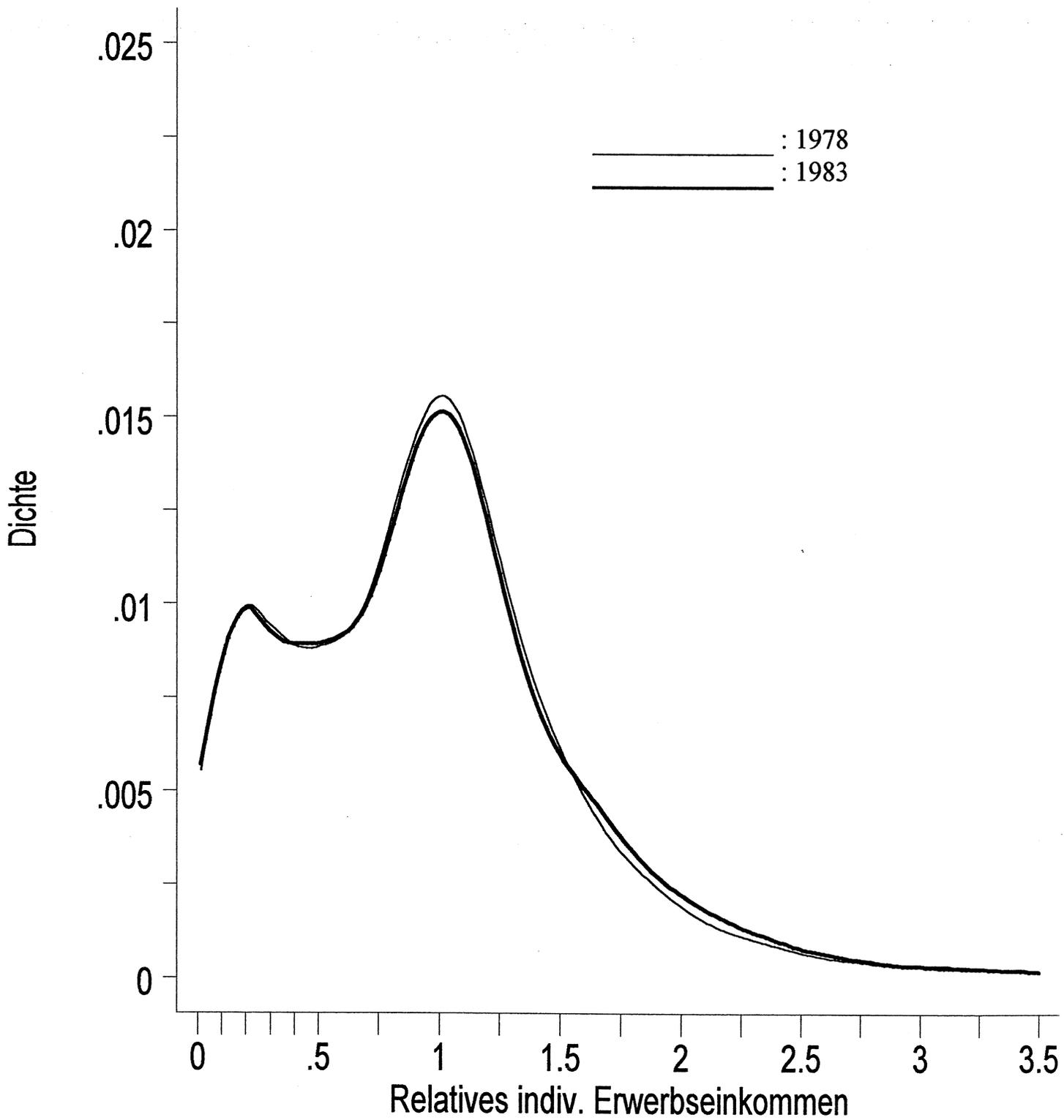
Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung B4: Verteilung der relativen individuellen Erwerbseinkommen 1973 und 1978



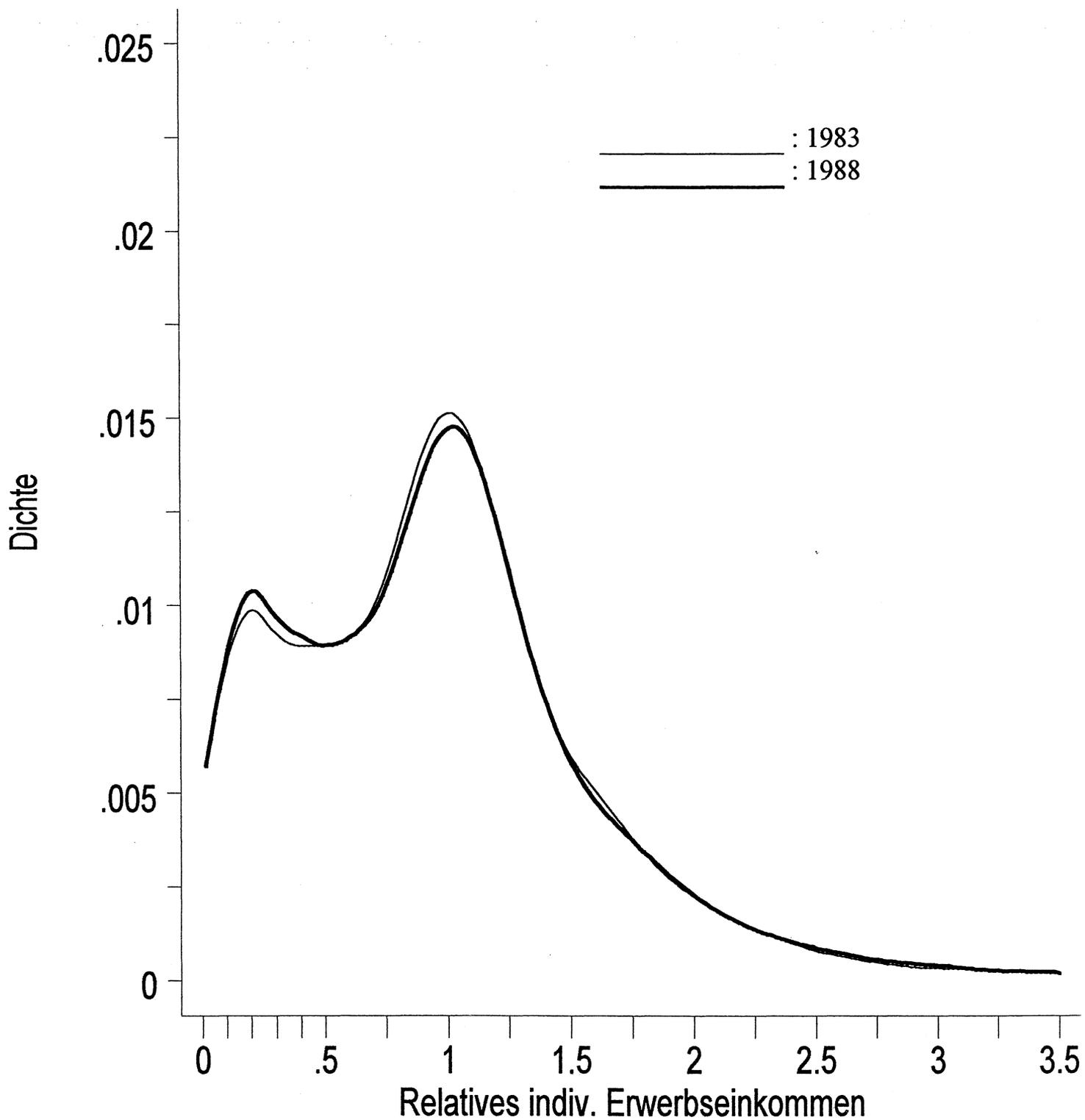
Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung B5: Verteilung der relativen individuellen Erwerbseinkommen 1978 und 1983



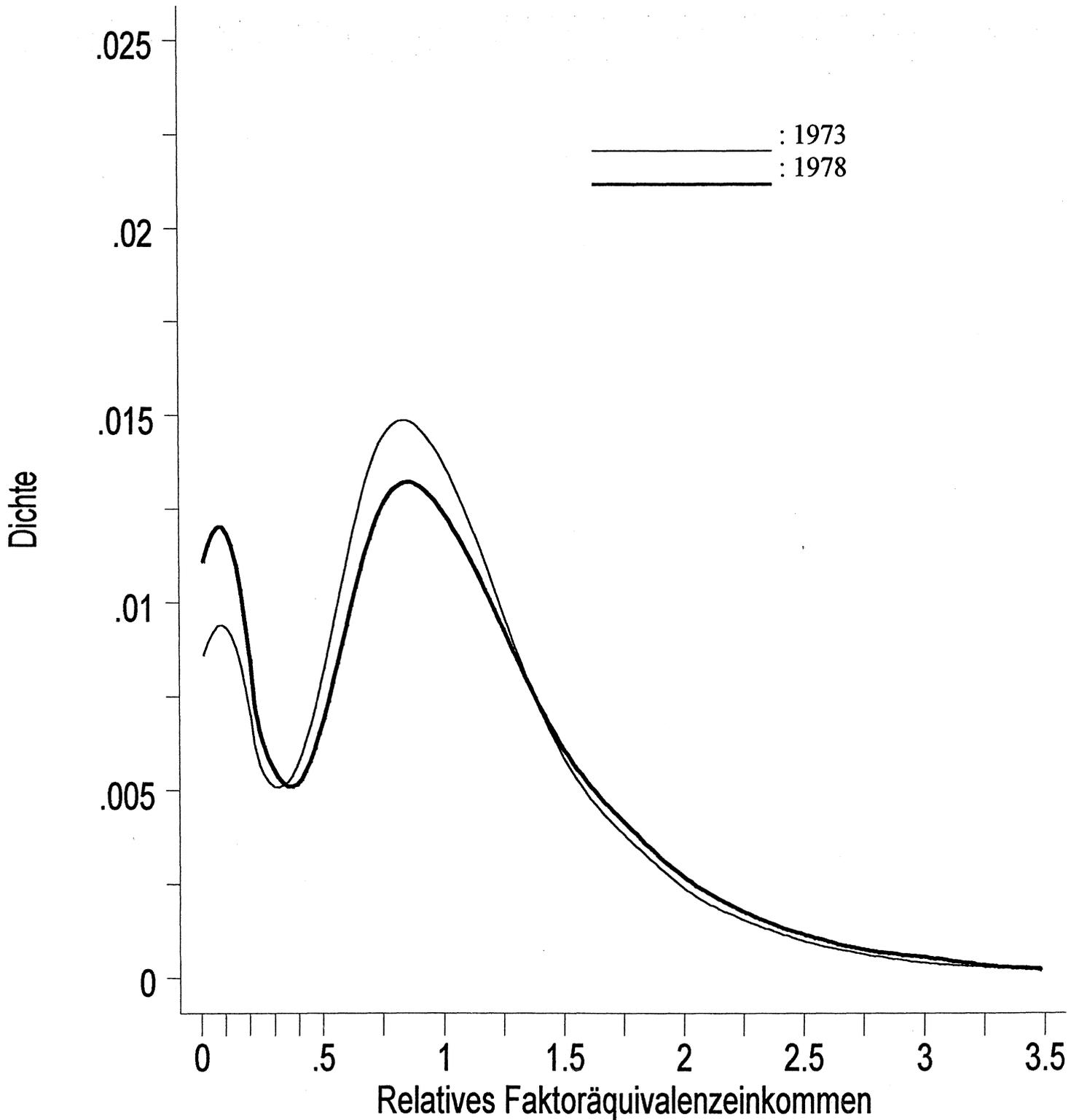
Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung B6: Verteilung der relativen individuellen Erwerbseinkommen 1983 und 1988



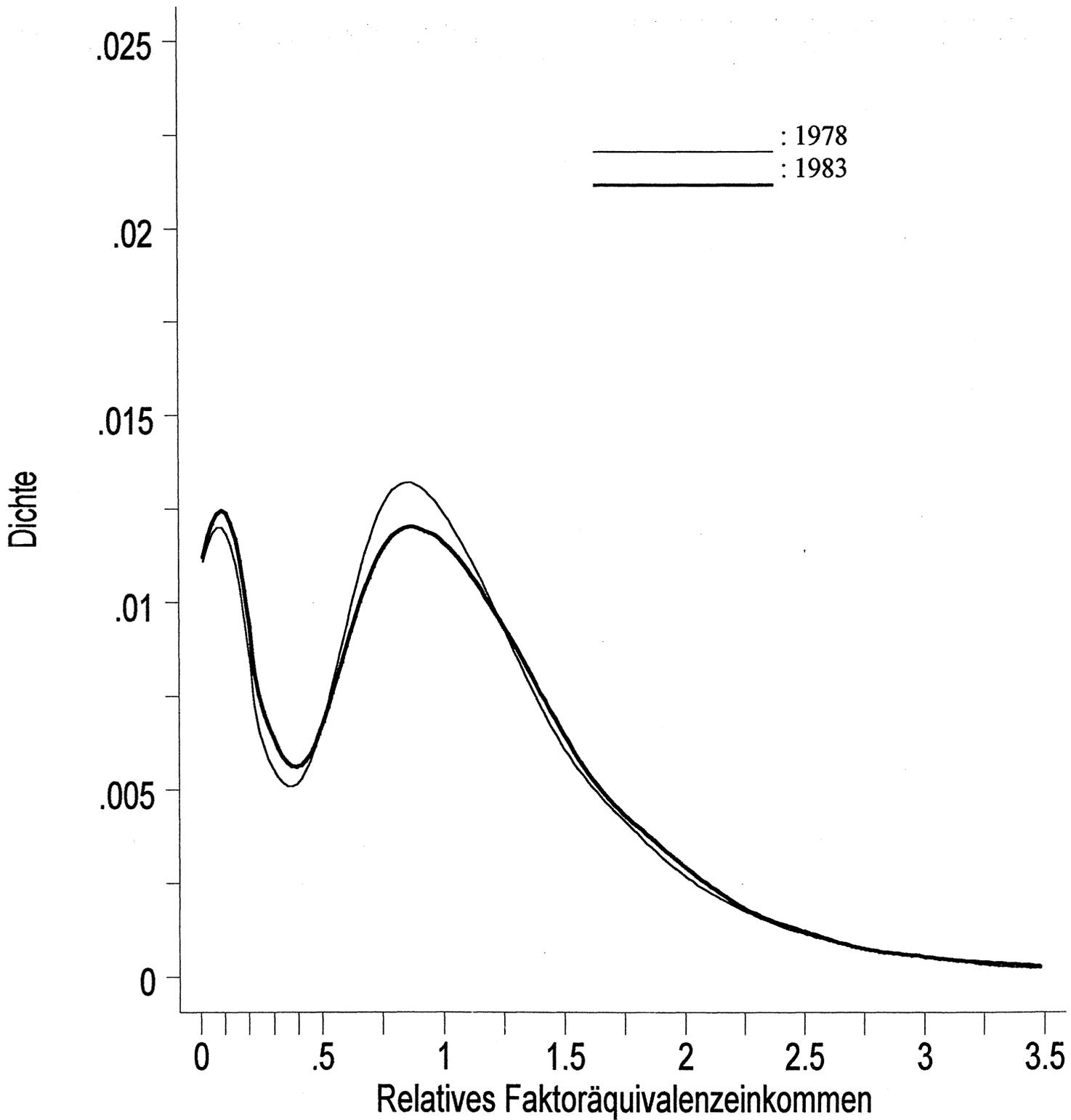
Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung B7: Personelle Verteilung der relativen Faktoräquivalenzeinkommen 1973 und 1978
- Alle Haushalte/Personen -



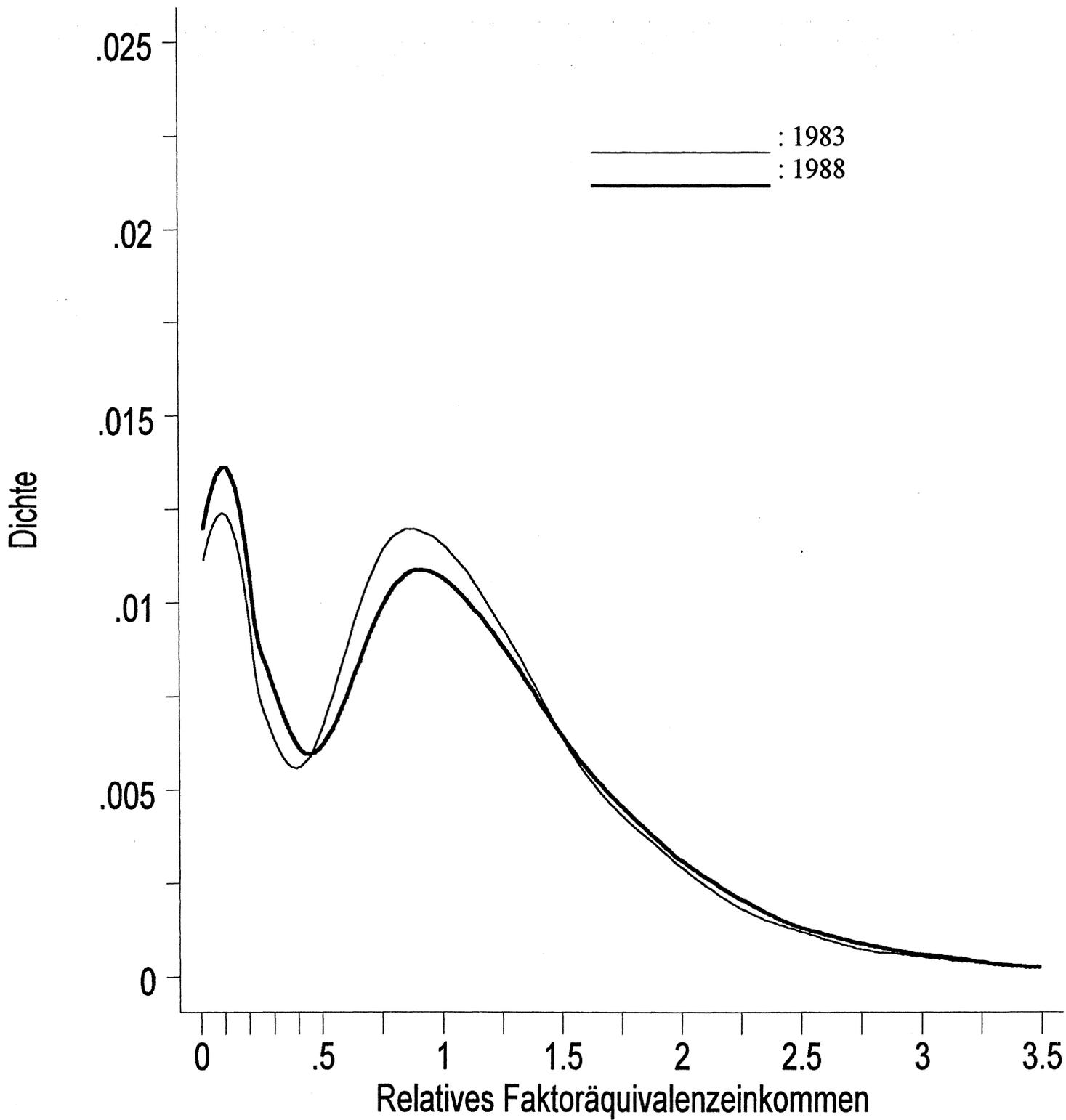
Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung B8: Personelle Verteilung der relativen Faktoräquivalenzeinkommen 1978 und 1983
- Alle Haushalte/Personen -



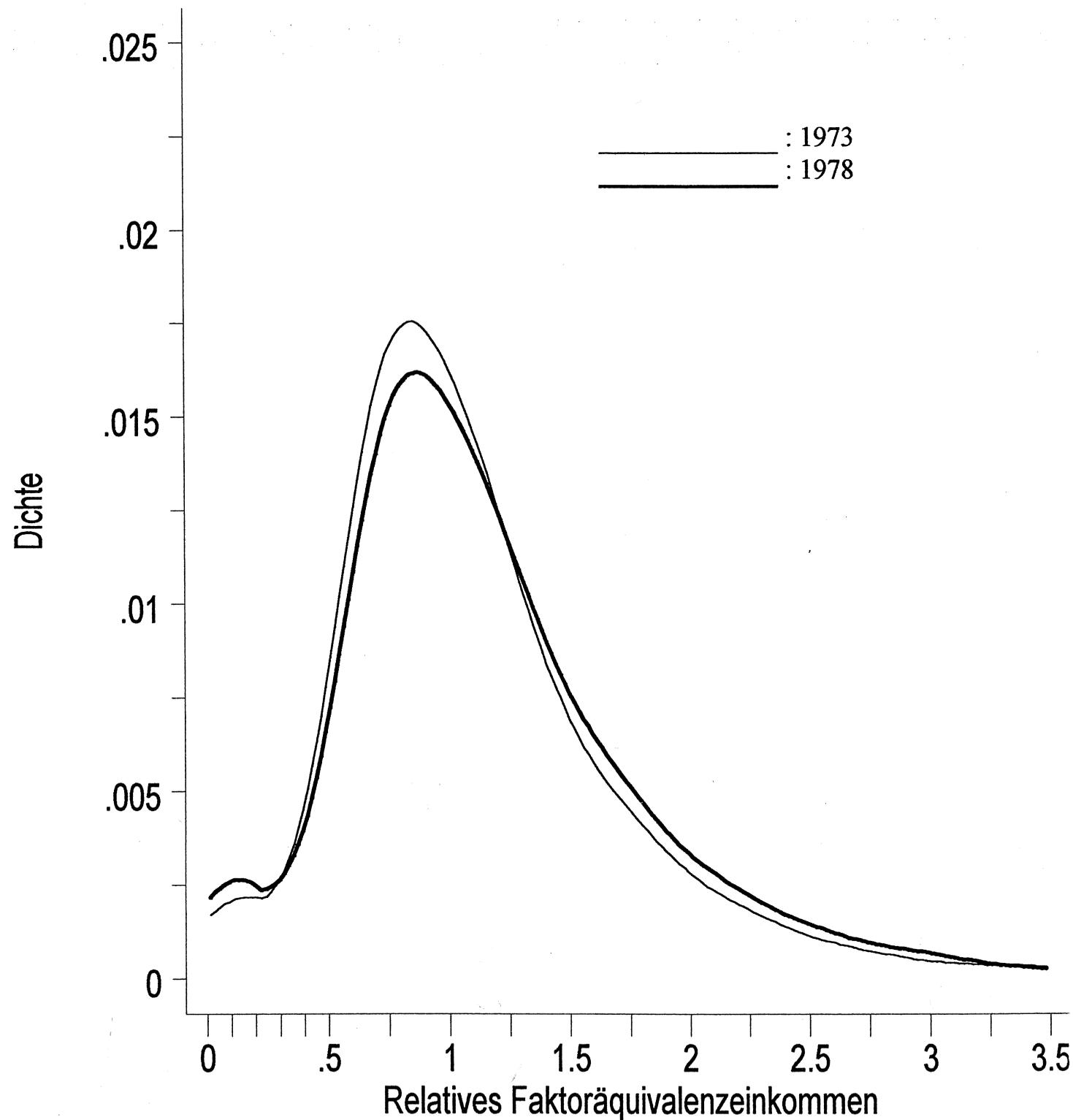
Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung B9: Personelle Verteilung der relativen Faktoräquivalenzeinkommen 1983 und 1988
- Alle Haushalte/Personen -



Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

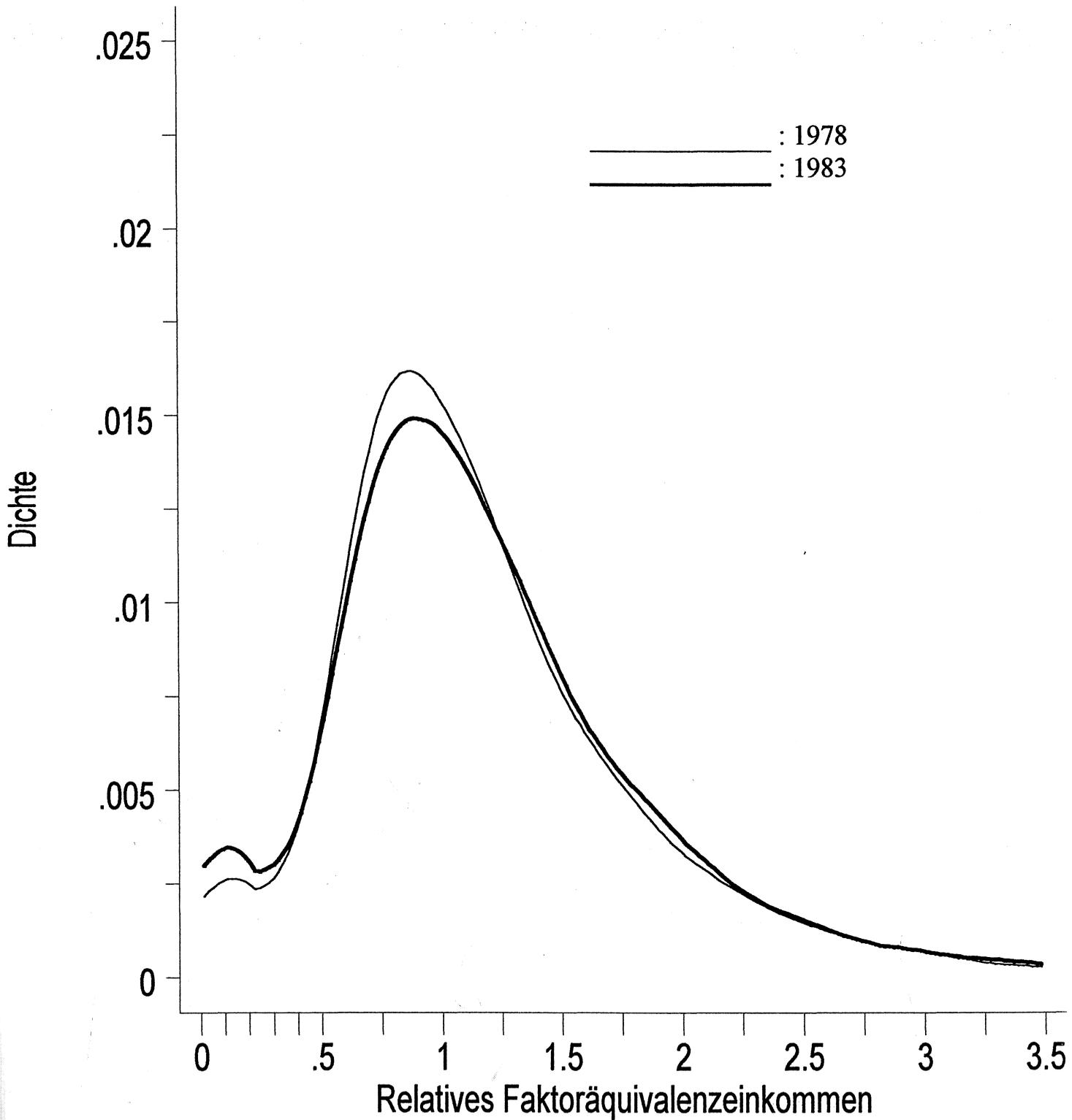
Abbildung B10: Personelle Verteilung der relativen Faktoräquivalenzeinkommen 1973 und 1978
- Nur Haushalte mit 25- bis 60jährigem HHV -



Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

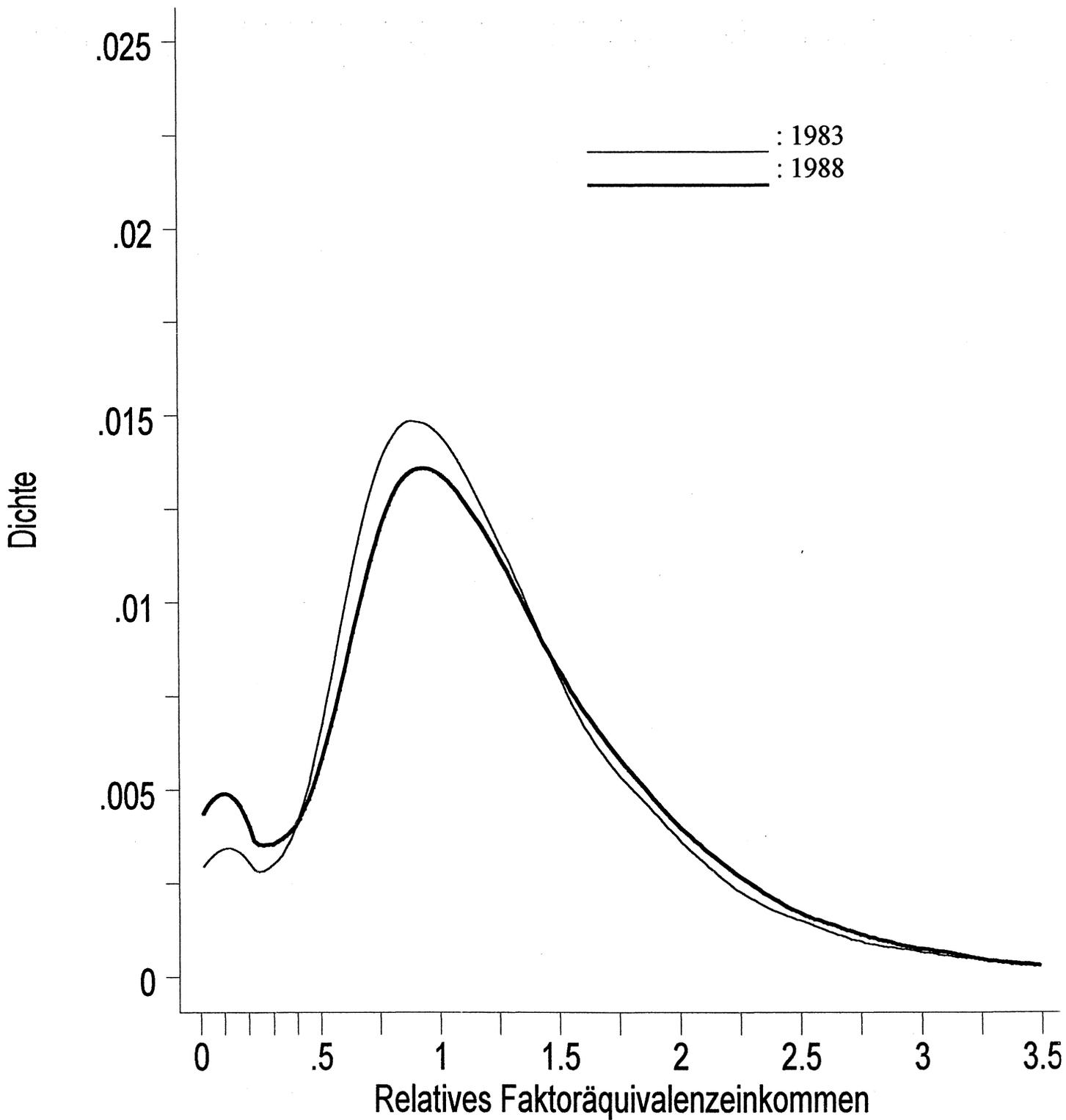
Abbildung B11: Personelle Verteilung der relativen Faktoräquivalenzeinkommen 1978 und 1983

- Nur Haushalte mit 25- bis 60jährigem HHV -



Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Abbildung B12: Personelle Verteilung der relativen Faktoräquivalenzeinkommen 1983 und 1988
- Nur Haushalte mit 25- bis 60jährigem HHV -



Quelle: EVS-Datenbank; eigene Berechnungen.

Literatur

- Atkinson, Anthony B., Lee Rainwater, Timothy Smeeding (1995): Income Distribution in European Countries. ASEG-Projekt, Discussion Paper No. 32, Frankfurt a. M..
- Becker, Irene (1995): Stabilität in der Einkommensverteilung - Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland bis zur Wiedervereinigung. Arbeitspapier Nr. 6 des EVS-Projekts, Frankfurt a. M..
- Becker, Irene, Richard Hauser (1995): Die Entwicklung der Einkommensverteilung in der Bundesrepublik Deutschland in den siebziger und achtziger Jahren. In: Konjunkturpolitik, Zeitschrift für angewandte Wirtschaftsforschung (Applied Economics Quarterly), 41. Jg., Heft 4, S. 308-342.
- Becker, Irene (1997a): Die Entwicklung von Einkommensverteilung und Einkommensarmut in den alten Bundesländern von 1962 bis 1988. In: Becker, Irene, Richard Hauser (Hrsg.): Einkommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft?, Frankfurt a. M./New York, S. 43-61.
- Becker, Irene (1997b): Entwicklung der Einkommensverteilung in Deutschland: zunehmende Spaltung der Gesellschaft? In: WSI-Mitteilungen, 50. Jg., Heft 10/1997, S. 690-700.
- Burkhauser, Richard V., Amy D. Crews, Mary C. Daly, Stephen P. Jenkins (1996): Where in the World is the Middle Class? A Cross-National Comparison of the Shrinking Middle Class Using Kernel Density Estimates. Überarbeitete Fassung des Papers No. 27 des Cross-National Studies on Aging Project, Syracuse University.
- Burkhauser, Richard V., Amy D. Crews, Mary C. Daly (1997): How the Fruits of Growth Were Distributed Among Working-Age Families in the United States and Germany in the 1980s. Paper presented at the 3rd Public German-American Academic Council Foundation Symposium, Bonn, 10.-11. Juni 1997.
- Cowell, Frank A., Stephen P. Jenkins, Julie A. Litchfield (1996): The Changing Shape of the UK Income Distribution: Kernel Density Estimates. In: Hills, John (Hrsg.): New Inequalities. The Changing Distribution of Income and Wealth in the United Kingdom, Cambridge, S. 49-75.
- Faik, Jürgen (1995): Äquivalenzskalen. Theoretische Erörterung, empirische Herleitung und verteilungsbezogene Anwendung für die Bundesrepublik Deutschland. Berlin.
- Faik, Jürgen (1997): Institutionelle Äquivalenzskalen als Basis von Verteilungsanalysen - Eine Modifizierung der Sozialhilfeskala. In: Becker, Irene, Richard Hauser (Hrsg.): Ein-

- kommensverteilung und Armut. Deutschland auf dem Weg zur Vierfünftel-Gesellschaft?, Frankfurt a. M./New York, S. 13-42.
- Gottschalk, Peter, Timothy Smeeding (1997a): Empirical Evidence on Income Inequality in Industrialized Countries. Luxembourg Income Study, Working Paper No. 154.
- Gottschalk, Peter, Timothy M. Smeeding (1997b): Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality. In: Journal of Economic Literature, Vol. XXXV, S. 633-687.
- Härdle, Wolfgang, Oliver Linton (1994): Applied Nonparametric Methods. In: Engle, Robert F., Daniel L. McFadden (Hrsg.), Handbook of Econometrics, Volume IV, Amsterdam u. a., S. 2295-2339.
- Haslinger, Franz, Oliver Stöner-Venkatarama (1997): The theory of income distribution: A survey of some recent developments. Hannover, Lüneburg.
- Hauser, Richard (1996): Zur Messung individueller Wohlfahrt und ihrer Verteilung. In: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Wohlfahrtsmessung - Aufgabe der Statistik im gesellschaftlichen Wandel, Band 29 der Schriftenreihe Forum der Bundesstatistik, Stuttgart, S. 13-38.
- Hauser, Richard, Irene Becker (1996): Die Entwicklung der personellen Verteilung der Einkommen in West- und in Ostdeutschland 1973 bzw. 1990 bis 1994. In: Sozialer Fortschritt, 45. Jg., Heft 12, S. 285-293.
- Hauser, Richard, Jürgen Faik (1996): Strukturwandel der unteren Einkommensschichten in der Bundesrepublik Deutschland während eines Vierteljahrhunderts - eine Untersuchung auf Basis der Einkommens- und Verbrauchsstichproben unter Berücksichtigung der in der Sozialhilfe implizierten Bedarfsgewichte und der Änderung der Unterkunftskosten -. Gutachten im Auftrag des Bundesministeriums für Gesundheit. Frankfurt a. M.
- Hauser, Richard, Irene Becker (1997): The development of income distribution in the Federal Republic of Germany during the 1970s and 1980s. In: Gottschalk, Peter, Björn Gustafsson, Edward Palmer (Hrsg.), Changing patterns in the distribution of economic welfare. An international perspective, Cambridge, S. 184-219.
- Hauser, Richard, Irene Becker (1998): Polarisierungstendenzen der Einkommensverteilung. In: Statistisches Bundesamt (Hrsg.): Einkommen und Vermögen in Deutschland - Messung und Analyse -, Schriftenreihe Forum der Bundesstatistik, Stuttgart, im Druck.
- Jenkins, Stephen P. (1995): Did the Middle Class Shrink During the 1980's? UK Evidence from Kernel Density Estimates. Working Paper No. 95-1 of the ESRC Research Centre on Micro-Social Change, University of Essex.

Schwarze, Johannes (1995): Simulating German Income and Social Security Tax Payments Using the GSOEP. Cross National Study on Aging Program Project Paper No. 19, Center for Policy Research, The Maxwell School, Syracuse, NY, Syracuse University.

Stata Corporation (1997): Stata Reference Manual, Release 5, Vol. 2, Texas, S. 294.

Statistisches Bundesamt (1994): Wirtschaftsrechnungen (Fachserie 15), Einkommens- und Verbrauchsstichprobe 1983 und 1988, Heft 7, Aufgabe, Methode und Durchführung. Stuttgart.