

(arqus)Arbeitskreis Quantitative Steuerlehre

Diskussionsbeitrag Nr. 132

Juni 2012

Thomas-Patrick Schmidt / Heiko Müller

Die Elastizität des zu versteuernden Einkommens
in Deutschland
Eine empirische Untersuchung auf Basis des deutschen
Taxpayer-Panels

www.arqus.info

arqus Diskussionsbeiträge zur Quantitativen Steuerlehre

arqus Discussion Papers in Quantitative Tax Research

ISSN 1861-8944

Die Elastizität des zu versteuernden Einkommens in Deutschland

Eine empirische Untersuchung auf Basis des deutschen
Taxpayer-Panels

Thomas-Patrick Schmidt* Heiko Müller†

14. Juni 2012

Im vorliegenden Beitrag werden auf Basis des deutschen Taxpayer-Panels für die Jahre 2001 bis 2006 erstmals mittels des in der Literatur derzeit als Standard angesehenen Ansatzes Einkommenselastizitäten für Deutschland in mehreren Jahresvergleichen ermittelt. Zur Identifikation des Einflusses der Höhe des Grenzsteuersatzes auf den Umfang des steuerlichen Einkommens wird die im Jahr 2000 mit dem *Steuersenkungsgesetz* eingeleitete schrittweise Senkung der tariflichen Steuerbelastung genutzt. Als zentrales Ergebnis ergeben sich Werte für die Elastizität des zu versteuernden Einkommens i.H.v. 0,3 bis 0,4 und für die Elastizität der Summe der Einkünfte i.H.v. 0,2 bis 0,4. Dies ist vornehmlich auf die Reaktion Steuerpflichtiger aus der oberen Hälfte der Einkommensverteilung bzw. von zusammenveranlagten Steuerpflichtigen zurückzuführen.

Keywords: Steuerreform, Einkommensteuer, Grenzsteuersatz, Elastizität des zu versteuernden Einkommens

JEL Classification: H 21, H 24, H 31

* Dipl.-Kfm. Thomas-Patrick Schmidt ist wissenschaftlicher Mitarbeiter am Lehrstuhl für Betriebswirtschaftslehre, insbesondere Betriebswirtschaftliche Steuerlehre an der Ruhr-Universität Bochum, Universitätsstraße 150, 44801 Bochum, E-Mail: Thomas-Patrick.Schmidt@ruhr-uni-bochum.de.

† Prof. Dr. Heiko Müller ist Inhaber des am Lehrstuhls für Betriebswirtschaftslehre, insbesondere Betriebswirtschaftliche Steuerlehre an der Ruhr-Universität Bochum, Universitätsstraße 150, 44801 Bochum, E-Mail: Heiko.Mueller@rub.de.

1. Einleitung

Mit dem *Steuerentlastungsgesetz 1999/2000/2002* und dem *Steuersenkungsgesetz* des Jahres 2000 wurde in Deutschland die mittelfristige Umsetzung von erheblichen Änderungen des Einkommensteuertarifs angestoßen, die insbesondere der Stärkung der Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft und der nachhaltigen Förderung von Wachstum und Beschäftigung dienen sollten. Im Zeitraum von 1999 bis 2005 erfolgte eine schrittweise Senkung der tariflichen Einkommensteuerbelastung. Diese schlug sich insbesondere in der Senkung des tariflichen Eingangs- und Spitzensteuersatzes nieder; der Eingangssteuersatz wurde von 23,9 % auf 15 %, der Spitzensteuersatz von 53 % auf 42 % reduziert.

Eine Senkung der Grenzeinkommensteuersätze wirkt sich auf die relativen Preise verschiedener Güter aus. Da die Nachsteuereinkommen steigen, erhöht sich der Preis der Freizeit. Darüber hinaus steigen u.a. der Preis von Spenden oder steuerbegünstigten Leistungen sowie der Preis von Steuervermeidung bzw. -hinterziehung. Folglich können Steuersatzsenkungen zu Verhaltensreaktionen der Steuerpflichtigen führen, da sich Anreize bieten, mehr oder intensiver zu arbeiten, zu investieren, zu sparen, weniger zu spenden oder mehr steuerpflichtige Einkünfte zu deklarieren. Dies hätte positive Auswirkungen auf das gesamtwirtschaftliche Wachstum sowie das Steueraufkommen.

In diesem Zusammenhang steht im Mittelpunkt der aktuellen Forschung die Einkommenselastizität, welche die Verhaltensänderung der Steuerpflichtigen hinsichtlich ihres steuerrelevanten Einkommens als Reaktion auf die Änderung der Grenzeinkommensteuersätze misst. Im Gegensatz zur Arbeitsangebotselastizität erfasst die Einkommenselastizität prinzipiell die gesamten Verhaltensreaktionen der Steuerpflichtigen. Empirisch ermittelte Einkommenselastizitäten stellen wichtige fiskalpolitische Parameter dar, auf deren Basis u.a. Aussagen zur Höhe der Aufkommenswirkungen von Steuertarifänderungen, der steuerinduzierten Wohlfahrtsverluste oder der optimalen Steuerprogression abgeleitet werden können. Die Bestimmung von empirischen Einkommenselastizitäten ist sowohl hinsichtlich der Datenverfügbarkeit als auch der Methodik nicht trivial. In den letzten Jahren waren empirische Einkommenselastizitäten intensiver Forschungsgegenstand der so genannten *new tax responsiveness literature*. Diese untersuchte bisher insbesondere US-amerikanische Steuersatzänderungen; hinsichtlich nicht-US-amerikanischer Untersuchungen besteht jedoch eine Forschungslücke.¹

¹ Siehe *Saez/Slemrod/Giertz* (2010), S. 51.

Im vorliegenden Beitrag werden auf Basis des deutschen Taxpayer-Panels für die Jahre 2001 bis 2006 erstmals mittels des in der Literatur derzeit als Standard angesehenen Ansatzes Einkommenselastizitäten für Deutschland in mehreren Jahresvergleichen ermittelt. Als zentrales Ergebnis ergeben sich Werte für die Elastizität des zu versteuernden Einkommens i.H.v. 0,3 bis 0,4 und für die Elastizität der Summe der Einkünfte i.H.v. 0,2 bis 0,4. Diese sind vornehmlich auf die Reaktion Steuerpflichtiger aus der oberen Hälfte der Einkommensverteilung bzw. von zusammenveranlagten Steuerpflichtigen zurückzuführen.

Der Beitrag gliedert sich wie folgt: Nach einem Überblick über die relevante Literatur werden die Änderungen des Einkommensteuertarifs sowie die Daten und die Datenaufbereitung dargestellt. Es folgt eine kurze Diskussion des Identifikationsproblems und die Darstellung des Schätzansatzes. Anschließend werden die Ergebnisse präsentiert und anhand alternativer Spezifikationen auf Robustheit geprüft. Nach einer Analyse der Heterogenität der Reaktion der Steuerpflichtigen hinsichtlich ihrer Einkommenshöhe, der Veranlagungsart und des Geschlechts endet der Beitrag mit einem Fazit.

2. Literatur

Mit den Beiträgen von *Saez/Slemrod/Giertz* (2009, 2010) zur Thematik der steuersatzinduzierten Einkommenselastizität liegt ein aktueller und äußerst umfassender Überblick über die *new tax responsiveness literature* vor. Darüber hinaus finden sich ausführliche Darstellungen des Schrifttums u.a. bei *Giertz* (2004, 2009) und *Gruber/Saez* (2002). Daher werden nachfolgend lediglich die für die Entwicklung der Forschungsrichtung und den vorliegenden Beitrag besonders relevanten Beiträge aufgeführt.

Lindsey (1987) ermittelt auf Basis mehrerer zeitlich sukzessiver Querschnittsdaten aus einer Stichprobe von US-amerikanischen Einkommensteuerpflichtigen für verschiedene Zeiträume und Einkommensklassen Werte der Gesamtelastizität des zu versteuernden Einkommens bezüglich der Änderung der Residualrate (*net-of-tax rate (NTR)*) infolge von rechtlichen Steuersatzänderungen des *Economic Recovery Tax Act* von 1981 i.H.v. 1,05 bis 2,75; zumeist jedoch im Intervall von 1,6 bis 1,8. Die größten Elastizitätswerte sind dabei in den höchsten Einkommensklassen zu verzeichnen. Ein wesentlicher Kritikpunkt an der Vorgehensweise von *Lindsey* (1987) besteht hinsichtlich der verwendeten Querschnittsdaten, die keine Beobachtung individueller Reaktion erlaubt.

Diesem Problem begegnet *Feldstein* (1995), indem er zur Schätzung von Einkommenselastizitäten erstmals Paneldaten von US-amerikanischen Einkommensteuerpflichtigen verwendet, die es ermöglichen, die individuellen Änderungen über die gesamte Untersuchungsperiode hinweg im zeitlichen Längsschnitt zu beobachten. *Feldstein* (1995) nutzt den *Tax Reform Act* von 1986 als quasi-natürliches Experiment, da sich die Steuerrechtsänderungen auf Steuerpflichtige mit unterschiedlichen Einkommen sehr unterschiedlich auswirkten. Sein Ansatz basiert auf der differences-in-differences-Methode und verwendet die von den Steuerrechtsänderungen stärker betroffenen Steuerpflichtigen als Testgruppe sowie die weniger stark betroffenen Steuerpflichtigen als Kontrollgruppe. Aus der Vorgehensweise von *Feldstein* (1995) ergeben sich u.a. Probleme hinsichtlich der die Ergebnisse stark beeinflussenden Zuweisung der Steuerpflichtigen zur Test- bzw. Kontrollgruppe und des Endogenitätsproblems bei der Bestimmung der Residualraten. Darüber hinaus erlangen bei der Verwendung von Paneldaten die Problematiken der Rückkehr zum Mittelwert (*mean reversion*) und der Veränderung der Einkommensverteilung eine hohe Relevanz.² Diese werden in der Identifikationsstrategie von *Feldstein* (1995) – der keinen Regressionsansatz verwendet³ – nicht berücksichtigt. Für verschiedene Einkommensdefinitionen und Einkommensklassen ergeben sich bei *Feldstein* (1995) auf Basis von 3-Jahres-Differenzen für die Einkommenselastizität Werte i.H.v. 0,75 bis 3,05. Auch *Feldstein* (1995) identifiziert die größten Elastizitätswerte in den höchsten Einkommensklassen.

Auten/Carroll (1999) nutzen ebenfalls den *Tax Reform Act* von 1986 als quasi-natürliches Experiment zur Schätzung von Einkommenselastizitäten auf Basis von Paneldaten. Dem Endogenitätsproblem bei der Bestimmung der Residualraten begegnen *Auten/Carroll* (1999) mit dem Instrument des inflationierten Einkommens des Basisjahres unter Anwendung des neuen Steuerrechts. Der Ansatz basiert auf einer 2SLS-Regression, in der die Änderung des Einkommens unter einem konstanten Steuerrecht auf die Änderung der Residualrate und weitere exogene Faktoren regressiert wird. Für *mean reversion* wird mittels des Basisjahreinkommens kontrolliert.⁴ Zudem kontrollieren *Auten/Carroll* (1999) für nichtsteuerliche Einflussfaktoren wie z.B. Alter, Familienstand, ausgeübten Beruf und Herkunft. *Auten/Carroll* (1999) ermitteln in der von ihnen präferierten Spezifikation auf Basis von 4-Jahres-Differenzen einen Gesamtwert der Einkommenselastizität i.H.v. 0,57.

² Vgl. *Giertz* (2009), S. 107, *Saez/Slemrod/Giertz* (2010), S. 29-31.

³ Zur Implementierung der von *Feldstein* (1995) verwendeten Identifikationsstrategie in einem Regressionskontext siehe *Moffitt/Wilhelm* (2000).

⁴ Die Idee, das Basisjahreinkommen zur Kontrolle für *mean reversion* zu verwenden, geht auf *Moffitt/Wilhelm* (2000) zurück.

Gruber/Saez (2002) entwickeln den Ansatz der 2SLS-Regression von *Auten/Caroll* (1999) weiter und verwenden ein ähnliches Instrument für die Änderung der Residualrate. Jedoch basiert ihre Untersuchung auf Paneldaten US-amerikanischer Steuerpflichtiger über den Zeitraum von 1979 bis 1990 und umfasst somit u.a. die Steuerrechtsänderungen des *Economic Recovery Tax Act* von 1981 und des *Tax Reform Act* von 1986. *Gruber/Saez* (2002) können aufgrund der durch den umfangreicheren Untersuchungszeitraum zur Verfügung stehenden Variationen eine bessere Identifikationsstrategie zur Kontrolle allgemeiner Einkommenstrends umsetzen. Sie benutzen einen 10-teiligen Spline des Basisjahreinkommens zur Kontrolle nichtlinearer Einkommenstrends. *Gruber/Saez* (2002) differenzieren in ihrer Schätzung zudem auf Basis der Slutsky-Gleichung explizit in einen Substitutions- und einen Einkommenseffekt, wobei sie einen nur geringen und insignifikanten Einkommenseffekt identifizieren. *Gruber/Saez* (2002) stellen neben der Problematik der *mean reversion* und der exogenen Einkommenstrends auch unterschiedliche Einkommensdefinitionen in den Fokus ihrer Untersuchung. Sie unterscheiden eine umfassende Einkommensdefinition von dem zu versteuernden Einkommen. *Gruber/Saez* (2002) schätzen in der von ihnen präferierten Spezifikation auf Basis von 3-Jahres-Differenzen für die Gesamtelastizität des zu versteuernden Einkommens einen Wert i.H.v. 0,4. Für die umfassendere Einkommensdefinition ergibt sich ein deutlich geringerer Elastizitätswert i.H.v. 0,12. Zudem sind die Ergebnisse hinsichtlich der Einkommensklassen sehr heterogen. In der Untersuchung von *Gruber/Saez* (2002) ergeben sich ebenfalls für hohe Einkommen größere Elastizitätswerte; 0,17 für die umfassende Einkommensdefinition und 0,57 für das zu versteuernde Einkommen.

Auch *Kopczuk* (2005) verwendet als Datenbasis Paneldaten US-amerikanischer Steuerpflichtiger aus dem Zeitraum von 1979 bis 1990. Dem Ansatz von *Gruber/Saez* (2002) folgend, zeigt *Kopczuk* (2005) zunächst in Vergleichsrechnungen zu *Auten/Caroll* (1999) und *Gruber/Saez* (2002) den erheblichen Einfluss der Stichprobenauswahl sowie der Einkommenskontrolle auf die Höhe der Elastizitätswerte. Er verwendet Splines des Einkommens zur Kontrolle sowohl der permanenten als auch der transitorischen Einkommenstrends, um die Nichtlinearität zu berücksichtigen. Dabei benutzt er das Einkommen des dem Basisjahr vorangehenden Jahres. Für diese Schätzung ermittelt *Kopczuk* (2005) eine Gesamtelastizität für eine umfassende Einkommensdefinition, die mit einem Wert i.H.v. 0,27 über der von *Gruber/Saez* (2002) liegt. Zudem erweitert *Kopczuk* (2005) das Modell um einen Bemessungsgrundlageneffekt. Die von der Bemessungsgrundlage

ausgehende Elastizität ist signifikant. Die Gesamtelastizität beträgt für eine umfassende Einkommensdefinition 0,19. Auch bei *Kopczuk* (2005) ergeben sich für das zu versteuernde Einkommen höhere Elastizitätswerte.

Auf Basis der Methodik von *Gruber/Saez* (2002) und *Kopczuk* (2005) werden in nachfolgenden Untersuchungen für weitere US-amerikanische Steuerrechtsänderungen vergleichbare Elastizitätswerte ermittelt. *Giertz* (2007) verwendet Paneldaten von 1979 bis 2001 und repliziert für die 1980er Jahre fast identische Werte zu *Gruber/Saez* (2002). Für die Steuerrechtsänderungen der 1990er Jahre ermittelt *Giertz* (2007) einen etwas geringeren Gesamtelastizitätswert des zu versteuernden Einkommens i.H.v. 0,2, wogegen der Gesamtelastizitätswert der umfassenden Einkommensdefinition 0,15 beträgt, was er auf die Verbreiterung der Bemessungsgrundlage zurückführt. *Auten/Carroll/Gee* (2008) verwenden Paneldaten von 1999 bis 2005 und errechnen für die Steuerrechtsänderungen des *Economic Growth and Tax Relief Reconciliation Act* von 2001 sowie des *Jobs and Growth Tax Relief Reconciliation Act* von 2003 eine Gesamtelastizität des zu versteuernden Einkommens i.H.v. 0,36. *Heim* (2009) ermittelt für diese Steuerrechtsänderungen eine Gesamtelastizität des zu versteuernden Einkommens i.H.v. 0,32 und für eine umfassende Einkommensdefinition eine Gesamtelastizität i.H.v. 0,18. Alle drei Untersuchungen ermitteln für Bezieher hoher Einkommen deutliche größere Elastizitätswerte. Zudem bestätigen die Ergebnisse den maßgeblichen Einfluss der Art der Einkommenskontrolle.

Für Deutschland liegen zwei vergleichbare Untersuchungen vor. *Gottfried/Schellhorn* (2004) ermitteln auf Basis von IAW-Paneldaten von Steuerpflichtigen aus Baden-Württemberg für 1988 bis 1991 Elastizitäten des zu versteuernden Einkommens infolge der Änderung des Einkommensteuertarifs im Jahr 1990. Die Methodik basiert auf dem Ansatz von *Gruber/Saez* (2002). Jedoch verwenden *Gottfried/Schellhorn* (2004) nur eine einzige 2-Jahres-Differenz. Sie ermitteln in der Grundspezifikation eine ungewichtete Elastizität i.H.v. 0,58. *Gottfried/Witczak* (2009) verwenden für ihre Untersuchung das deutsche Taxpayer-Panel des Statistischen Bundesamtes mit Daten für die Jahre 2001 bis 2004. Sie ermitteln mit ihrer 2SLS-Regression und der *Gruber/Saez* (2002) folgenden Kontrolle nichtlinearer Einkommenstrends mittels 10-teiligen Splines des Basisjahreinkommens Elastizitäten des zu versteuernden Einkommens infolge der Änderung des Einkommensteuertarifs im Jahr 2004 i.H.v. 0,44. Auch *Gottfried/Witczak* (2009) verwenden nur eine einzige 2-Jahres-Differenz. Hinsichtlich der Methodik sind daher die von *Gottfried/Schellhorn* (2004) und *Gottfried/Witczak* (2009) ermittelten Elastizitätswerte

insbesondere bezüglich der adäquaten Kontrolle für *mean reversion* und exogene Einkommenstrends nicht unproblematisch.⁵

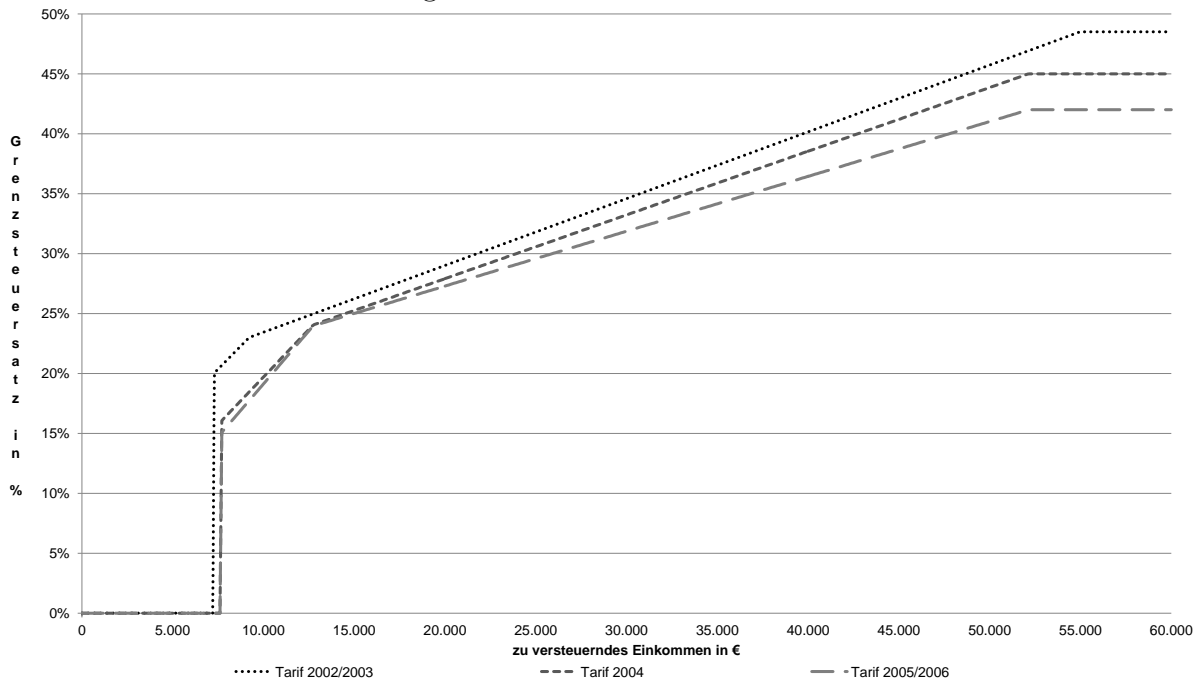
Da für Deutschland nunmehr Daten des Taxpayer-Panels für die Jahre 2001 bis 2006 zur Verfügung stehen, ist es möglich, auf Basis von mehr als nur einer Jahres-Differenz Einkommenselastizitäten zu ermitteln. Aufbauend auf den Arbeiten insbesondere von *Gruber/Saez* (2002) das Instrument betreffend sowie *Kopczuk* (2005) und *Heim* (2009) bezüglich der umfassenden Kontrolle für *mean reversion* und exogene Einkommenstrends wird nachfolgend für Deutschland ein Schätzansatz zur Messung von Einkommenselastizitäten entwickelt. Dem in der Literatur derzeit als Standard angesehenen Ansatz weitgehend folgend, werden mittels 3-Jahres-Differenzen einkommensgewichtete Elastizitäten sowohl für eine umfassende Einkommensdefinition (Summe der Einkünfte) als auch für die einkommensteuerliche Bemessungsgrundlage (zu versteuerndes Einkommen) ermittelt.

3. Änderung des Einkommensteuertarifs

In Deutschland unterliegt das zu versteuernde Einkommen einem linear-progressiven Tarif. Nach der Berücksichtigung eines Grundfreibetrags steigt der Grenzsteuersatz innerhalb von zwei Progressionsstufen linear an und endet in einer Proportionalzone. Um Anreize zu setzen und Wachstum zu generieren, wurde von der aus SPD und Grünen gebildeten Bundesregierung im Jahr 2000 mit dem *Steuersenkungsgesetz* eine schrittweise Senkung der tariflichen Steuerbelastung beschlossen und mit einigen Modifikationen in den folgenden Jahren umgesetzt. Im Untersuchungszeitraum sind zwei Tarifsenkungen enthalten. Der Spitzensteuersatz wurde mit Beginn des Jahres 2004 von 48,5 % auf 45 % und 2005 auf 42 % gesenkt. Gleichzeitig erfolgte eine Absenkung der Eingangssteuersätze von 19,9 % auf 16 % (2004) bzw. auf 15 % (2005) sowie eine Erhöhung des Grundfreibetrags. Einen Überblick über die Entwicklung des Grenzsteuersatzes gibt Abbildung 1.

⁵ Vgl. *Saez/Slemrod/Giertz* (2009), S. 25 u. 53.

Abbildung 1: Grenzsteuersätze 2002 bis 2006



4. Daten und Datenaufbereitung

Als Datenbasis wird das Taxpayer-Panel⁶ der jährlichen Einkommensteuerstatistik des Statistischen Bundesamtes Deutschlands verwendet. Bei der Einkommensteuerstatistik handelt es sich um eine Sekundärstatistik, d.h., die Finanzbehörden stellen für die Steuerstatistik individuelle Daten der Steuerpflichtigen zur Verfügung, welche aus dem Steuerveranlagungs- und Steuerfestsetzungsverfahren stammen. Diese Datensätze enthalten neben veranlagungstechnischen und einigen sozioökonomischen Angaben insbesondere Daten zur Ermittlung der steuerlichen Bemessungsgrundlage und der Steuerschuld. Entsprechend dem bei der Veranlagung durchgeführten Berechnungsverlauf – beginnend bei den einzelnen steuerlich zu unterscheidenden Einkunftsarten – sind im Wesentlichen alle Hinzurechnungen und Abzüge – wie z.B. Sonderausgaben und Aufwendungen für außergewöhnliche Belastungen – detailliert bis zur Ermittlung der steuerlichen Bemessungsgrundlage „zu versteuerndes Einkommen“ sowie die Berechnung der tariflichen Einkommensteuer und der Steuerschuld erfasst. Die Querschnittsdaten der Steuerpflichtigen aus den unterschiedlichen Jahren werden anhand verschiedener Kriterien zu einem Panel verknüpft. Das Taxpayer-Panel umfasst derzeit die Jahre 2001 bis 2006. Für diesen

⁶ Einen umfassenden Überblick über den Datensatz und das Stichprobendesign geben *Kriete-Dodds/Vorgrimler* (2007).

Zeitraum konnten die Daten von insgesamt 18,5 Mio. Steuerpflichtigen über den gesamten Zeitraum verknüpft werden (*balanced panel*).

Externen Nutzern werden diese Daten als Stichprobe zur Verfügung gestellt. Die Berechnungen werden auf Basis einer 5 %-Stichprobe durchgeführt. Es handelt sich dabei um eine geschichtete Stichprobe mit 928.993 Steuerfällen.⁷ Auf Basis der zwei 3-Jahres-Differenzen ergeben sich zunächst 1.857.986 Beobachtungen. Insgesamt konnte in 94.344 Fällen mit dem Mikrosimulationsmodell das Einkommen nicht in allen Veranlagungszeiträumen exakt berechnet werden. Diese wurden in der Untersuchung nicht berücksichtigt. Da das Ziel der Untersuchung die Ermittlung von steuerinduzierten Einkommenselastizitäten ist, werden nur Steuerpflichtige berücksichtigt, die von der Steuersatzänderung betroffen sind und im Betrachtungszeitraum keiner gravierenden Änderung ihrer Erwerbskonstellation unterliegen. Es werden daher nur Steuerpflichtige berücksichtigt, deren Veranlagungsart (Einzel- oder Zusammenveranlagung) über den gesamten Zeitraum unverändert bleibt. Eine Änderung der Veranlagungsart (z.B. nach Heirat, Scheidung oder Tod) führt in der Regel zu einer erheblichen Veränderung des steuerrelevanten Einkommens, die nicht zweifelsfrei auf die Steuersatzänderung zurückzuführen ist. Infolge der Änderung der Veranlagungsart scheiden 182.930 Beobachtungen aus. Darüber hinaus bleiben alle Steuerfälle unberücksichtigt, die in einem Jahr ein negatives zu versteuerndes Einkommen ausweisen oder Verluste aus anderen Jahren verrechnen. Dies führt zu einem Ausschluss von 295.708 Beobachtungen. Wegen der erheblichen Brüche in Erwerbsbiografien durch Beginn oder Ende des Erwerbslebens, werden Steuerpflichtige mit einem Lebensalter im Basisjahr unter 26 Jahren und über 55 Jahren ausgeschlossen. Dies betrifft 451.414 Beobachtungen. Weiterhin werden Steuerpflichtige nicht berücksichtigt, deren zu versteuerndes Einkommen im Basisjahr 10.000 € nicht übersteigt. Dies erfolgt, um dem starken Einfluss der *mean reversion* am linken Ende der Einkommensverteilung⁸ zu begegnen.⁹ Dadurch verringert sich die Anzahl der Beobachtungen um 37.744, so dass für die Untersuchung insgesamt 795.846 Beobachtungen verbleiben.

⁷ Als Schichtungskriterien werden neben soziodemografischen und regionalen Faktoren sowie dem Einkommen auch die Schwankung des Gesamtbetrags der Einkünfte herangezogen. In der Stichprobe sind relativ viele Steuerpflichtige mit sehr hohen und sehr geringen Einkommen enthalten.

⁸ Erwerbsbiografien folgen zwar allgemein einem typischen Verlauf, jedoch unterliegen sie im Zeitablauf verschiedenen Schwankungen. Am linken Ende der Einkommensverteilung ist von stark schwankenden Einkommen auszugehen.

⁹ Diese Vorgehen wählen auch *Giertz* (2007), *Gruber/Saez* (2002) und *Heim* (2009).

Für die Analyse werden die Daten mittels Mikrosimulation modifiziert. Die für die Berechnung der tariflichen Einkommensteuer maßgebliche einkommensteuerliche Bemessungsgrundlage wird für alle Jahre auf Basis eines einheitlichen Steuerrechts ermittelt, um steuerrechtsinduzierte Effekte der Änderung der Bemessungsgrundlage auszuschließen. Dabei wird auf den Stand des Steuerrechts des Jahres 2006 abgestellt, da in diesem Jahr die breiteste Bemessungsgrundlage vorliegt. Steuerliche Regelungen, die nicht im gesamten Betrachtungszeitraum anwendbar waren, werden nicht berücksichtigt.

Unter Maßgabe der im Taxpayer-Panel zur Verfügung stehenden Datenfelder wird im Mikrosimulationsmodell der im Steuerveranlagungsverfahren durchgeführte Berechnungsverlauf beginnend bei den einzelnen steuerlich zu unterscheidenden Einkunftsarten bis zur Berechnung der tariflichen Einkommensteuer weitgehend nachgebildet und – soweit es die Datenlage ermöglicht – für alle Jahre auf den einheitlichen Steuerrechtsstand des Jahres 2006 angepasst.¹⁰

Darüber hinaus werden auch bestimmte Einkünfte modifiziert. Unter dem Aspekt des Untersuchungsziels der Ermittlung von Einkommenselastizitäten, die mittel- und langfristige Reaktionen der Steuerpflichtigen beinhalten, werden so genannte außerordentliche Einkünfte wie z.B. bestimmte Veräußerungsgewinne und steuerfreie, dem Progressionsvorbehalt unterliegende Einkünfte wie z.B. Lohnersatzleistungen, nicht berücksichtigt.¹¹ Neben der steuerrechtlichen Vergleichbarkeit der verschiedenen Jahre ist auch eine Vergleichbarkeit der Einkommen hinsichtlich des allgemeinen Preisniveaus herzustellen. Zu diesem Zweck erfolgt für alle Jahre bis 2005 eine einheitliche Fortschreibung des Einkommens auf das Niveau des Jahres 2006 mittels des Verbraucherpreisindex.

Tabelle 1 beinhaltet die deskriptive Statistik der in der Regression verwendeten Variablen. Neben den Mittelwerten und den Standardabweichungen der beiden für die abhängige Variable verwendeten Einkommensdefinitionen „Summe der Einkünfte“ und „zu versteuerndes Einkommen“ werden auch die im Regressionsansatz verwendeten logarithmierten 3-Jahres-Differenzen ausgewiesen.¹² Außerdem werden die entsprechenden

¹⁰ Weitergehende Informationen zur Einkommensdefinition und zur Fortschreibung sind im Anhang enthalten.

¹¹ Da außerordentliche Einkünfte nicht permanent realisiert werden, kann mit dem Ausschluss dieser Einkünfte auch die Problematik der *mean reversion* gemindert werden. Bei ausländischen, dem Progressionsvorbehalt unterliegenden Einkünften wäre es möglich, dass diese durch die Steuersatzdifferenz zwischen dem In- und dem Ausland beeinflusst werden.

¹² Als Mittelwerte des Einkommens ergeben sich mit 120.769 € für die Summe der Einkünfte

Werte der in der Regression berücksichtigten, potentiell einkommensrelevanten soziodemografischen Merkmale aufgeführt. Den vorhergehenden Untersuchungen folgend zählt zu diesen Merkmalen u.a. das Lebensalter des Steuerpflichtigen. Das Lebensalter bezieht sich auf das Basisjahr und wird in einfacher sowie quadrierter Form in der Schätzung berücksichtigt, um Lebenszykluseffekte zu berücksichtigen. Zur Erfassung des Einflusses der Veranlagungsart wird ein Dummy für zusammenveranlagte Steuerpflichtige in die Schätzung aufgenommen, der im Fall der Zusammenveranlagung den Wert eins annimmt. Die Regressionsgleichung beinhaltet zudem die Anzahl der steuerlich berücksichtigten Kinder. Als Proxy für die Risikoneigung wird ein Entrepreneur-Dummy aufgenommen, der angibt, ob der Steuerpflichtige im Basisjahr Einkünfte aus Gewerbebetrieb erzielte.

Tabelle 1: Deskriptive Statistik der in der Regression verwendeten Variablen

Variable	Mittelwert	Std.- abweichung
Einkommensvariablen:		
Summe der Einkünfte im Basisjahr	120.768,76	401.747,60
zu versteuerndes Einkommen im Basisjahr	110.396,71	393.876,08
3-Jahres-Differenz Summe der Einkünfte (\ln)	0,05	0,53
3-Jahres-Differenz zu versteuerndes Einkommen (\ln)	0,06	0,62
Soziodemografische Variablen:		
Alter	43,42	7,66
Alter ²	1.943,69	4.538,70
Zusammenveranlagung	0,69	0,46
Zahl der Kinder	1,20	1,12
Entrepreneur	0,32	0,47
Anzahl Beobachtungen:		795.846

Anmerkungen: Alle €-Werte beziehen sich auf 2006.

Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Taxpayer-Panel, 2001-2006, eigene Berechnungen.

und 110.397 € für das zu versteuernde Einkommen relativ hohe Werte. Dies liegt darin begründet, dass Steuerpflichtige mit hohem Einkommen in der Stichprobe überrepräsentiert sind. Unter Berücksichtigung der Stichprobenhochrechnungsfaktoren ergeben sich Mittelwerte für die Summe der Einkünfte i.H.v 49.194 € und für das zu versteuernde Einkommen i.H.v 43.384 €. Die Problematik der Stichprobenüberrepräsentation hoher Einkommen findet sich auch in den Untersuchungen von *Auten/Caroll* (1999), *Auten/Caroll/Gee* (2009), *Giertz* (2007) und *Heim* (2009), die ebenfalls geschichtete Stichproben verwenden.

5. Identifikation und Schätzung

Dem in der bisherigen Literatur überwiegend verwendeten Ansatz folgend, wird die Änderung des Einkommens infolge der Änderung des Grenzsteuersatzes bzw. der marginalen Residualrate in einer log-log Spezifikation in ersten Differenzen geschätzt:

$$\ln\left(\frac{z_{it+x}}{z_{it}}\right) = \beta_0 + \beta_1 \ln\left(\frac{1 - T'_{it+x}(z_{it+x})}{1 - T'_{it}(z_{it})}\right) + \beta_2 f(z_{it-1}, z_{it}) + \beta_3 X_{it} + \epsilon_{it},^{13}$$

wobei t das Basisjahr und $t + x$ ein dem Basisjahr folgendes Jahr bezeichnet; z_{it} ist das Einkommen der Person i im Jahr t . $T'_{it}(z)$ bezeichnet den Grenzsteuersatz der Person i im Jahr t und X_{it} andere das Einkommen des Steuerpflichtigen beeinflussende Faktoren.¹⁴ Zentral für die Untersuchung ist der Einfluss der Änderung¹⁵ der marginalen Residualrate (*net-of-tax rate*) $\Delta NTR = \Delta(1 - T'(z))$ auf die Änderung des Einkommens.

Für *mean reversion* und exogene Einkommenstrends wird – wie bei fast allen entsprechenden Untersuchungen seit *Auten/Caroll* (1999) – auf Basis des Einkommens des Steuerpflichtigen kontrolliert. In der Ausgangsspezifikation wird dazu analog zu *Kopczuk* (2005) das logarithmierte Einkommen des dem Basisjahr vorausgehenden Jahres ($t - 1$) und die logarithmierte Abweichung des Basisjahreinkommens vom Vorjahreseinkommen verwendet. Dabei dient das Vorbasisjahreinkommen als Proxy für permanente und die Einkommensänderung (von $t - 1$ nach t) als Proxy für transitorische Einkommenstrends. Eine derartige Einkommenskontrolle erfasst allerdings nur lineare Einkommenstrends. Sind Steuerpflichtige mit verschiedenen hohen Einkommen unterschiedlich stark von exogenen Einkommenstrends betroffen, kann entsprechend *Gruber/Saez* (2002) und *Kopczuk* (2005) für diese nichtlinearen exogenen Trends mittels Einkommen-Splines kontrolliert werden. Dem Ansatz von *Kopczuk* (2005) folgend, wird in einer zweiten Spezifikation mittels eines 10-stufigen Einkommen-Splines sowohl für permanente als auch für transitorische nichtlineare exogene Einkommenstrends kontrolliert.

¹³ Ein Einkommenseffekt wird nicht berechnet, so auch das Vorgehen von *Auten/Caroll* (1999), *Giertz* (2007) und *Heim* (2009). Bei der Interpretation der Ergebnisse wird von einem Einkommenseffekt von Null ausgegangen.

¹⁴ Da hier in Differenzen geschätzt wird, spielen zeitkonstante individuelle Effekte – soweit deren Einfluss zeitinvariant ist – keine Rolle; vgl. *Meyer* (1995). So haben beispielsweise Ausbildung, Arbeitseifer und der Grad der Steueraversion neben der *NTR* vermutlich einen Einfluss auf das Ausmaß des deklarierten Einkommens. Da jedoch die Einkommensänderung als abhängige Variable gewählt wird, muss für diese Faktoren nicht separat kontrolliert werden.

¹⁵ Approximativ gilt: $\ln(x_2) - \ln(x_1) \approx \Delta\%x$.

Aufgrund des progressiven Steuertarifs steigt im Fall eines positiven Einkommenschocks der Grenzsteuerersatz, d.h. $COV(\epsilon, NTR) \neq 0$. Damit ist die OLS-Annahme der Exogenität der Regressoren verletzt und eine Regression der Änderung der marginalen Residualrate auf die Einkommensänderung würde zu einer verzerrten Schätzung führen. Das Standardvorgehen in diesem Fall sieht vor, eine Instrumentvariable für die endogene Variable zu finden.¹⁶ Die Instrumentvariable muss zumindest zwei Anforderungen genügen: Sie muss zum einen eine hohe Korrelation mit der zu ersetzenden endogenen erklärenden Variable aufweisen. Zum anderen muss sie jedoch unabhängig von der abhängigen Variable sein und darf nicht mit dem Fehlerterm korreliert sein. Dem Ansatz von *Gruber/Saez* (2002) folgend, wird für das Instrument ein synthetischer Grenzsteuersatz auf Grundlage des Basisjahreinkommens gebildet. Nach einer Anpassung auf ein zeitlich einheitliches Steuerrecht wird das Einkommen aus dem Jahr t auf den Zeitpunkt $t + x$ fortgeschrieben. Auf Basis dieses fortgeschriebenen Einkommens wird der Einkommensteuertarif des Jahres $t + x$ angewandt und die Residualrate berechnet. Diese synthetische Residualrate beinhaltet lediglich die Änderungen, die sich aus einem allgemeinen exogenen Einkommensrend sowie der steuerrechtsinduzierten Änderung des Grenzsteuersatzes ergeben und repräsentiert die Residualrate ohne Verhaltensanpassung. Dadurch wird die Exogenität des Steuersatzes sichergestellt.¹⁷ Für die Schätzung wird ein 2SLS-Schätzer verwendet. Da für jeden Steuerpflichtigen mehrere Differenzen vorliegen, werden die Fehler auf Ebene des Steuerpflichtigen geclustert. Die Fehler sind robust gegenüber Autokorrelation auf Ebene des Steuerpflichtigen und hinsichtlich Heteroskedastizität.¹⁸ Die Schätzungen werden mit dem Einkommen und zur Berücksichtigung des Stichprobendesigns mit einem Hochrechnungsfaktor gewichtet.¹⁹ Damit kann die ermittelte Gesamtelastizität als Reaktion der aggregierten Einkünfte auf Steuersatzänderungen interpretiert werden.

In der Ausgangsspezifikation werden zunächst 3-Jahres-Differenzen ($x = 3$) verwendet. Ein kürzerer Vergleichszeitraum gewährleistet zwar eine größere zeitliche Nähe und damit

¹⁶ Vgl. *Wooldridge* (2010), S. 89ff.

¹⁷ Es gibt keine Evidenz für das *weak-instrument* bzw. *underidentification* Problem. Die F-Statistik der ersten Stufe der Regression liegt über 5.000.

¹⁸ Wir sind uns bewusst, dass das hier gewählte Schätzverfahren im Fall der Einkommenskontrolle gem. *Kopczuk* (2005) im Fall von Autokorrelation nicht unproblematisch ist. Bisher wurde dies im Rahmen der Schätzung der Einkommenselastizität weitgehend ignoriert. Aus Gründen der Vergleichbarkeit gehen wir auf dieses Problem jedoch nicht weiter ein.

¹⁹ Die Gewichtung erfolgt je nach abhängiger Variable mit der Summe der Einkünfte bzw. dem zu versteuernden Einkommen (maximal jedoch 1 Mio. €) des jeweiligen Basisjahres. So auch *Auten/Carroll/Gee* (2008), *Giertz* (2007), *Gruber/Saez* (2002), *Heim* (2009) und *Kopczuk* (2005).

einen unmittelbaren Bezug zur Steuersatzänderung sowie einen geringeren Einfluss exogener Einkommenstrends. Bei der Verwendung kurzer Vergleichszeiträume wird jedoch die Elastizität stark von kurzfristigen Effekten beeinflusst z.B. durch die einmalige Verschiebung von Einkommen oder steuerlichen Abzügen zwischen aufeinanderfolgenden Jahren. Für fiskalpolitische Zwecke sind hingegen in der Regel längerfristige Effekte von Interesse. Bei langen Vergleichszeiträumen schwächt sich jedoch der Zusammenhang zur Steuersatzänderung ab und der Einfluss exogener Einkommenstrends nimmt zu. Dies erschwert die Identifikation des Steuereffekts. Mit *Feldstein* (1995) und *Gruber/Saez* (2002) hat sich weitgehend die Verwendung von 3-Jahres-Differenzen durchgesetzt. In einer Modifikation der Ausgangsspezifikation werden im Abschnitt 6.2 zum Vergleich auch die Ergebnisse für 1- und 2-Jahres-Differenzen ausgewiesen.²⁰

Tabelle 2 enthält für die Änderung der synthetischen Residualrate sowohl insgesamt, als auch klassiert nach der Höhe der Summe der Einkünfte je Steuerpflichtigen die Mittelwerte, Standardabweichungen und die Anzahl der Beobachtungen der beiden untersuchten 3-Jahres-Differenzen 2002/2005 und 2002/2006.

Tabelle 2: Deskriptive Statistik der Instrumentvariable

Jahr	Gesamt	<50 T€	50 T€ - 100 T€	100 T€ - 500 T€	500 T€ - 1.000 T€	>1.000 T€
2002/2005	0,07	0,03	0,05	0,12	0,13	0,13
	(0,05)	(0,03)	(0,03)	(0,02)	(0,00)	(0,00)
	397.923	164.635	89.759	135.543	5.890	2.096
2003/2006	0,07	0,03	0,05	0,12	0,13	0,13
	(0,05)	(0,02)	(0,03)	(0,02)	(0,00)	(0,00)
	397.923	162.447	89.711	138.060	5.741	1.964

Anmerkungen: In der Tabelle sind für die synthetischen Residualraten die Mittelwerte, die Standardabweichungen in Klammern sowie die Anzahl der Beobachtungen angegeben. Die Klassierung in die Einkommensintervalle wird auf Basis der Summe der Einkünfte des Basisjahres vorgenommen. Alle €-Werte beziehen sich auf 2006.

Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Taxpayer-Panel, 2001-2006, eigene Berechnungen.

Zunächst ist aus Tabelle 2 ersichtlich, dass die Residualrate in den höchsten Einkommensklassen am stärksten ansteigt. Zugleich ist in diesen Einkommensklassen die Varianz am geringsten, da die Steuerpflichtigen offensichtlich sowohl vor als auch nach

²⁰ Eine über den 3-Jahres-Zeitraum hinausgehende Modifikation wird nicht durchgeführt. Auf Basis der nur für sechs Jahre verfügbaren Daten wäre in diesem Fall nur noch eine Differenz aus Basis- und Endjahr verfügbar. Da gem. *Saez/Stemrod/Giertz* (2010) aufgrund der damit einhergehenden nicht plausiblen Einkommenskontrollen eine robuste Schätzung der Elastizität nicht zu erwarten ist, sehen wird von dieser Möglichkeit ab.

der Tarifänderung in der obersten Tarif-Proportionalzone besteuert wurden. Für beide 3-Jahres-Differenzen stellt sich die Änderung der synthetischen Residualrate fast identisch dar.

6. Ergebnisse

6.1. Ausgangsspezifikation

Tabelle 3 beinhaltet die Regressionsergebnisse. Die Tabellenspalten 1 bis 3 weisen die Werte für die umfassende Einkommensdefinition „Summe der Einkünfte“ und die Spalten 4 bis 6 die Werte für das zu versteuernde Einkommen als abhängige Variable aus. Für jede der zwei Einkommensdefinitionen werden jeweils drei verschiedene Spezifikationen geschätzt. Die Spezifikationen unterscheiden sich hinsichtlich der Kontrolle für *mean reversion* und exogene Einkommensrends. In den Spezifikationen 1 und 4 wird die Schätzung jeweils ohne Einkommenskontrollen vorgenommen. Dabei ergeben sich in beiden Fällen negative Einkommenselastizitäten, was im Widerspruch zur Theorie steht und beispielsweise durch das im Untersuchungszeitraum beobachtbare negative aggregierte Einkommenswachstum zu erklären sein könnte. Nicht plausible Vorzeichen bzw. nicht signifikante Werte wurden in dieser Spezifikation jedoch auch in anderen Untersuchungen nachgewiesen und bestätigen die Notwendigkeit von Einkommenskontrollen.²¹

In den Spezifikationen 2 und 5 erfolgt jeweils eine Kontrolle für lineare exogene Einkommensrends. Dabei wird mittels des logarithmierten Vorjahreseinkommens für permanente und mittels des logarithmierten Einkommenswachstums für transitorische Einkommensrends kontrolliert. Neben dem im Fokus der Untersuchung stehenden Einfluss der Änderung der marginalen Residualrate haben auch die permanenten und transitorischen Einkommensrends einen signifikanten Einfluss auf die Veränderung des Einkommens. Einen maßgeblichen, ökonomisch relevanten Einfluss scheinen insbesondere transitorische Einkommensrends zu haben. Der für alle Steuerpflichtigen geschätzte Gesamtregressor des transitorischen Einkommensrends weist ein negatives Vorzeichen auf. Unter dem Aspekt der *mean reversion* ist diese gegenläufige Entwicklung zwischen der beobachteten Einkommensänderung (von t nach $t + x$) und der Einkommensänderung der Vorperiode (von $t - 1$ nach t) plausibel. Nach einem kurzfristigen Anstieg im Basisjahr kehrt das

²¹ Darüber hinaus erweisen sich die Ergebnisse ohne Einkommenskontrollen als außerordentlich sensitiv gegenüber einer Änderung der Spezifikation im Rahmen von Robustness-Checks.

Einkommen eines Steuerpflichtigen zu einem längerfristigen Trend zurück, insoweit ist die Einkommensreaktion keine Reaktion auf die Änderung der marginalen Residualrate. Unter Berücksichtigung der Kontrollen für ausschließlich lineare exogene Einkommensrends ergeben sich Werte der Gesamtelastizität für die Summe der Einkünfte i.H.v. 0,50 und für das zu versteuernde Einkommen i.H.v. 0,99.

Wie bereits ausgeführt, können Steuerpflichtige in Abhängigkeit von ihrem Einkommen unterschiedlichen exogenen Einkommensrends unterliegen. In den Spezifikationen 3 und 6 erfolgt daher jeweils eine Kontrolle für nichtlineare exogene Einkommensrends analog zu *Kopczuk* (2005) und *Heim* (2009) durch Implementierung von 10-stufigen Splines. Dabei wird sowohl für die permanenten als auch für die transitorischen Einkommensrends mittels Splines kontrolliert, wofür Splines des logarithmierten Einkommens des dem Basisjahr vorausgehenden Jahres und Splines der logarithmierten Einkommensänderung zwischen Basisjahr und Vorjahr verwendet werden. Die Ausprägung der Regressoren stellt sich nunmehr weitaus differenzierter dar. Für transitorische exogene Einkommensrends ergeben sich sowohl für die Summe der Einkünfte als auch für das zu versteuernde Einkommen in den unteren Einkommensdezilen signifikant positive Werte und in oberen Einkommensdezilen signifikant negative Werte. Diese Werte sind plausibel. Vor dem Hintergrund der typischen Erwerbsbiografie ist am linken Rand der Einkommensverteilung von stark ansteigenden Einkommen (Eintritt in das Erwerbsleben) und am äußersten rechten Rand von tendenziell wieder sinkenden Einkommen auszugehen, was einen wichtigen Aspekt der *mean reversion* darstellt.²² Insoweit kann die Plausibilität der Werte als Indiz für eine adäquate Kontrolle für *mean reversion* angesehen werden. Die umfassendere Kontrolle für exogene Einkommensrends hat einen maßgeblichen Einfluss auf die Höhe der Elastizitätswerte. Unter Berücksichtigung nichtlinearer exogener Einkommensrends sinken die Werte der Gesamtelastizität für die Summe der Einkünfte auf 0,16 und für das zu versteuernde Einkommen auf 0,32.

Der bereits in früheren Studien festgestellte Einfluss der für die Bestimmung der Einkommenselastizität zugrunde gelegten Einkommensdefinition zeigt sich auch in dieser Untersuchung. Das zu versteuernde Einkommen reagiert etwa doppelt so stark auf eine Änderung der marginalen Nachsteuerrate wie die Summe der Einkünfte. Dies hat zum einen einen technischen Grund. Da das zu versteuernde Einkommen nach diversen Abzügen außerhalb der Einkünfteermittlung einen kleineren Betrag als die Summe der Einkünfte

²² Vgl. *Giertz* (2009), S. 108.

Tabelle 3: Regressionsergebnisse im Ausgangsfall

	Summe der Einkünfte			zu versteuerndes Einkommen		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
ΔNTR	-0,222*** (0,02)	0,504*** (0,03)	0,164*** (0,03)	-0,185*** (0,02)	0,993*** (0,04)	0,321*** (0,03)
Zusammenveranlagung	0,008*** (0,00)	0,031*** (0,00)	0,022*** (0,00)	0,010*** (0,00)	0,052*** (0,00)	0,029*** (0,00)
Zahl der Kinder	0,029*** (0,00)	0,037*** (0,00)	0,033*** (0,00)	0,034*** (0,00)	0,043*** (0,00)	0,039*** (0,00)
Alter	-0,006*** (0,00)	-0,007*** (0,00)	-0,006*** (0,00)	-0,006*** (0,00)	-0,007*** (0,00)	-0,007*** (0,00)
Alter ²	0,000*** (0,00)	0,000*** (0,00)	0,000*** (0,00)	0,000*** (0,00)	0,000*** (0,00)	0,000*** (0,00)
Entrepreneur	0,010*** (0,00)	0,023*** (0,00)	0,007*** (0,00)	0,005*** (0,00)	0,024*** (0,00)	0,003*** (0,00)
$\ln(z_{t-1})$		-0,048*** (0,00)			-0,082*** (0,00)	
$\ln(z_t) - \ln(z_{t-1})$		-0,299*** (0,00)			-0,317*** (0,01)	
Spline 1 $\ln(z_{t-1})$			-0,008*** (0,00)			-0,013*** (0,00)
Spline 2 $\ln(z_{t-1})$			-0,001*** (0,00)			-0,002*** (0,00)
Spline 3 $\ln(z_{t-1})$			-0,000 (0,00)			-0,001** (0,00)
Spline 4 $\ln(z_{t-1})$			0,000 (0,00)			0,000 (0,00)
Spline 5 $\ln(z_{t-1})$			-0,000** (0,00)			-0,001** (0,00)
Spline 6 $\ln(z_{t-1})$			-0,001*** (0,00)			-0,001*** (0,00)
Spline 7 $\ln(z_{t-1})$			-0,000** (0,00)			-0,001*** (0,00)
Spline 8 $\ln(z_{t-1})$			0,000 (0,00)			0,001*** (0,00)
Spline 9 $\ln(z_{t-1})$			0,001*** (0,00)			0,002*** (0,00)
Spline 10 $\ln(z_{t-1})$			-0,036*** (0,00)			-0,047*** (0,00)
Spline 1 $\ln(z_t) - \ln(z_{t-1})$			0,392*** (0,01)			0,419*** (0,01)
Spline 2 $\ln(z_t) - \ln(z_{t-1})$			0,164*** (0,02)			0,134*** (0,02)
Spline 3 $\ln(z_t) - \ln(z_{t-1})$			0,091** (0,04)			0,133*** (0,04)
Spline 4 $\ln(z_t) - \ln(z_{t-1})$			0,257* (0,14)			0,398*** (0,13)
Spline 5 $\ln(z_t) - \ln(z_{t-1})$			0,373 (0,24)			0,548** (0,23)
Spline 6 $\ln(z_t) - \ln(z_{t-1})$			0,024 (0,09)			-0,056 (0,09)
Spline 7 $\ln(z_t) - \ln(z_{t-1})$			-0,083 (0,06)			-0,198*** (0,06)
Spline 8 $\ln(z_t) - \ln(z_{t-1})$			-0,141*** (0,04)			-0,062 (0,04)
Spline 9 $\ln(z_t) - \ln(z_{t-1})$			-0,064*** (0,02)			-0,213*** (0,02)
Spline 10 $\ln(z_t) - \ln(z_{t-1})$			-0,253*** (0,01)			-0,187*** (0,01)
Konstante	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Jahresdummies	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Beobachtungen	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846

Anmerkungen: Alle Ergebnisse entstammen der 2SLS-Regression. Das Instrument wurde entsprechend der im Text beschriebenen Vorgehensweise gebildet. In Klammern sind robuste (auf Ebene des Steuerpflichtigen geclusterte) Standardfehler angegeben.

* entspricht $p < 10\%$, ** entspricht $p < 5\%$, *** entspricht $p < 1\%$

Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Taxpayer-Panel, 2001-2006, eigene Berechnungen.

umfasst, wirken sich Einkommensänderungen aufgrund der geringeren Bezugsbasis im relativen Vergleich stärker aus. Zum anderen enthält die Elastizität des zu versteuernden Einkommens auch eine zusätzliche Verhaltensreaktion des Steuerpflichtigen im Bereich der außerhalb der Einkünfteermittlung steuerlich abzugsfähigen Beträge. Im deutschen Steuerrecht betrifft dies insbesondere Sonderausgaben und außergewöhnliche Belastungen.

6.2. Alternative Spezifikationen

Tabelle 4 zeigt die Resultate alternativer Spezifikationen, die einerseits zum Zweck der Prüfung der Robustheit und Sensitivität der Ergebnisse und andererseits zur Vergleichbarkeit mit anderen Untersuchungen durchgeführt wurden. Die Spezifikation mit einer umfassenden Kontrolle für nichtlineare exogene Einkommensrends stellt die Ausgangsspezifikation für die nachfolgenden Modifikationen dar. Tabelle 4 enthält die Elastizitätswerte, die Standardabweichung sowie die Anzahl der Beobachtungen bei einer Variation der Gewichtung, der Länge der Jahres-Differenzen, der Einkommenskontrollen und der Stichprobengröße.

Ohne Einkommengewichtung sinkt die Elastizität der Summe der Einkünfte leicht, wogegen die Elastizität des zu versteuernden Einkommens fast gleich bleibt. Die durchschnittliche Reaktion der Steuerpflichtigen auf eine Änderung der Residualrate ist insgesamt also ähnlich der im Ausgangsfall gemessenen Reaktion der Einkommensaggregate.

Eine Verkürzung des Zeitfensters zwischen Basis- und Endjahr von 3-Jahres-Differenzen auf 2- bzw. 1-Jahres-Differenzen führt zu einem Anstieg der Elastizitätswerte. Dies betrifft jedoch weniger die Elastizität des zu versteuernden Einkommens, die auch kurzfristig nur geringfügig höher ist als im Fall der Messung in 3-Jahres-Differenzen. Für die Summe der Einkünfte zeigt sich hingegen, dass die kurzfristige Verhaltensreaktion etwa doppelt so stark ausfällt. Eine Ursache kann die Verschiebung von Einkommen oder steuerlichen Abzügen zwischen aufeinanderfolgenden Jahren sein (*income shifting* bzw. *timing*). Da die Tarifänderung langfristig angekündigt war, kann die Verschiebung von Einkommen in das Jahr mit einem geringeren Steuersatz insoweit als Ergebnis einer separaten Steuerplanung angesehen werden. Solche Effekte konnten in der Literatur bereits nachgewiesen werden, wobei sich hinsichtlich des Einflusses auf die Elastizität trotz zahlreicher Studien auch für die USA kein einheitliches Bild abzeichnet.²³ Vor diesem Hintergrund sollte diese

²³ Für die USA weisen *Sammartino/Weiner* (1997) bei hohem Einkommen eine intensive kurzfris-

intensive kurzfristige Reaktion der Summe der Einkünfte in weiteren Untersuchungen besondere Beachtung finden. Dafür könnte analog zu *Heim* (2009) und *Giertz* (2008) durch die Berücksichtigung von zeitversetzten Residualraten versucht werden, zwischen kurz- und langfristigen Reaktionen modellendogen zu differenzieren.

Anknüpfend an den Vergleich von *Kopczuk* (2005) werden weitere Möglichkeiten der Einkommenskontrolle betrachtet. Als alternative Einkommenskontrollen werden zum einen das von *Auten/Caroll* (1999) verwendete logarithmierte Basisjahreinkommen und zum anderen die von *Gruber/Saez* (2002) eingeführten Splines des logarithmierten Basisjahreinkommens verwendet. Analog zu den Werten von *Kopczuk* (2005) ist die mittels des logarithmierten Basisjahreinkommens ermittelte Einkommenselastizität, bei der lediglich für exogene lineare Einkommenstrends kontrolliert wird, deutlich größer als die der hier präferierten Ausgangsspezifikation. Abweichend zu den Ergebnissen von *Kopczuk* (2005) ist die mittels Splines des logarithmierten Basisjahreinkommens ermittelte Einkommenselastizität, bei der mit den Splines allgemein für exogene nichtlineare Einkommenstrends kontrolliert wird, ebenfalls etwas größer als die der hier präferierten Ausgangsspezifikation.²⁴ Zusammenfassend ist festzustellen, dass sich die Notwendigkeit einer adäquaten Einkommenskontrolle bestätigt.

Eine Erhöhung des Sample-Cuts auf eine Summe der Einkünfte über 50.000 € resultiert in höheren Elastizitätswerten. Offensichtlich ist die Elastizität sensibel hinsichtlich der Zusammensetzung der Stichprobe. Von einer einheitlichen Reaktion aller Steuerpflichtigen ist somit nicht auszugehen. Außerdem können diese Ergebnisse als weiteres Indiz für die *mean reversion* am linken Rand der Einkommensverteilung gedeutet werden. Ob bestimmte Gruppen mehr oder weniger stark reagieren, kann auf Basis dieses Einzelbefundes jedoch nicht klar geschlussfolgert werden. Eine genauere Untersuchung der Heterogenität der Reaktionen verschiedener Gruppen von Steuerpflichtigen wird im kommenden Kapitel vorgenommen.

tige Reaktion nach. *Goolsbee* (2000) zeigt, dass Manager insbesondere durch Kapitaleinkünfte kurzfristig intensiv auf Steueränderungen reagieren. Im Rahmen von Robustness-Checks weist *Giertz* (2010) einen nicht unerheblichen Effekt des Zeitfensters nach. In den Untersuchungen von *Auten/Caroll/Gee* (2008), S. 357, *Gruber/Saez* (2002), S. 20, und *Heim* (2009), S. 157, werden hingegen nur geringfügige Unterschiede zwischen kurz- und langfristigen Reaktionen festgestellt.

²⁴ Eine Übereinstimmung mit der festgestellten Wirkungsrichtung ist allerdings in *Giertz* (2010), S. 422 u. S. 429, sowie *Heim* (2009), S. 157, zu finden.

Tabelle 4: Regressionsergebnisse bei alternativen Spezifikationen

	Summe der Einkünfte	zu versteuerndes Einkommen
Ausgangskonstellation:		
ΔNTR	0,164*** (0,03) 795.846	0,321*** (0,03) 795.846
Variation der Gewichtung:		
Population Weights	0,185*** (0,03) 795.846	0,330*** (0,04) 795.846
Variation der Jahres-Differenzen:		
2-Jahres-Differenz	0,313*** (0,02) 1.180.239	0,379*** (0,03) 1.180.239
1-Jahres-Differenz	0,416*** (0,02) 1.556.312	0,381** (0,02) 1.556.312
Variation der Einkommenskontrolle:		
$\ln(\text{Einkommen})$ Basisjahr	0,600*** (0,03) 795.846	1,097*** (0,04) 795.846
10-stufiger Spline von $\ln(\text{Einkommen})$ Basisjahr	0,348*** (0,03) 795.846	0,472*** (0,04) 795.846
Variation der Sample-Cuts:		
Einkommen >50.000 €	0,375*** (0,04) 468.764	0,469*** (0,05) 468.764

Anmerkungen: Alle Schätzungen entstammen der 2SLS-Regression. Das Instrument wurde entsprechend der im Text beschriebenen Vorgehensweise gebildet. In Klammern sind robuste (auf Ebene des Steuerpflichtigen geclusterte) Standardfehler vermerkt. Soweit nicht anders angegeben, entsprechen die Spezifikationen den Spalten 3 und 6 aus Tabelle 3.

* entspricht $p < 10\%$, ** entspricht $p < 5\%$, *** entspricht $p < 1\%$

Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Taxpayer-Panel, 2001-2006, eigene Berechnungen.

Insgesamt ist festzustellen, dass die Ergebnisse hinsichtlich verschiedener Variationen relativ robust sind. Die Größenordnungen der Werteausprägungen der Elastizität im Fall einer Variation der Modell- und Stichprobenspezifikation liegen in einer akzeptablen Bandbreite. Für eine weitere Eingrenzung der Elastizität der Summe der Einkünfte sind zusätzliche Spezifikationen notwendig. Die Elastizität des zu versteuernden Einkommens liegt bei Anwendung der umfangreichsten Einkommenskontrollen zwischen 0,3 und 0,4.

6.3. Heterogenität

Bisher wurde eine aufkommensgewichtete Gesamtelastizität für alle Steuerpflichtigen berechnet. Insbesondere für steuerpolitische Implikationen ist jedoch darüber hinaus von Interesse, ob es Unterschiede in der Reaktion verschiedener Gruppen von Steuerpflichtigen gibt. Die Elastizität der verschiedenen Gruppen wird auf Basis der gleichen Grundgesamtheit und anhand des gleichen Regressionsmodells wie die Gesamtelastizität geschätzt. Ausgehend von der Spezifikation mit einer umfassenden Kontrolle für nichtlineare exogene Einkommensrends werden für verschiedene Gruppen Dummy-Variablen gebildet, welche mit der marginalen Residualrate multipliziert werden. Tabelle 5 enthält die Elastizitätswerte, die Standardabweichung sowie die Anzahl der Beobachtungen für eine Differenzierung der Gesamtreaktion nach der Höhe des Einkommens im Basisjahr, der Veranlagungsart und des Geschlechts. Darüber hinaus sind als Plausibilitätscheck im Anhang (Tabellen 8 und 9) die Regressionsergebnisse für verschiedene alternative Einkommenskontrollen enthalten.

Für die Prüfung von Unterschieden in der Reaktion von Steuerpflichtigen mit verschiedenen hohen Einkommen werden auf Basis der Querschnitte der Einkommensteuerstatistik die Top 1 %, Top 5 %, Top 10 % sowie der Median der Summe der Einkünfte der Einkommensverteilung als Einkommensgrenzen herangezogen.²⁵ Dabei zeigt sich, dass vorwiegend Steuerpflichtige aus der oberen Hälfte der Einkommensverteilung reagieren. Die Reaktion der Summe der Einkünfte von unter dem Median liegenden Einkommen ist nicht signifikant. Die Reaktion des zu versteuernden Einkommens in der oberen Hälfte der Einkommensverteilung ist mehr als doppelt so hoch wie jene in der unteren Hälfte der Einkommensverteilung. Differenzierte Aussagen zu der Heterogenität im Bereich hoher Einkommen erweisen sich als schwierig. Je nach gewählter Einkommensgrenze können verschiedene Wirkungsrichtungen identifiziert werden. Das zu versteuernde Ein-

²⁵ Die Einkommensgrenzen sind 192.610 € (Top 1 %), 93.599 € (Top 5 %), 71.015 € (Top 10 %) und 28.618 € (Median); vgl. *Statistisches Bundesamt* (2011), S. 9.

kommen der Top 1 % reagiert weniger stark als das Einkommen der restlichen 99 % der Einkommensverteilung. Wird als Einkommensgrenze die Top 5 % bzw. Top 10 % gewählt, kommt man zum umgekehrten Ergebnis. Die Summe der Einkünfte von Personen mit hohem Einkommen reagiert lediglich bei der Top 5 % - Einkommensgrenze stärker als der Rest der Einkommensverteilung. Auch im Fall der Einkommenskontrolle gem. *Gruber/Saez* (2002) reagieren lediglich Steuerpflichtige aus der oberen Hälfte der Einkommensverteilung (vgl. Tabelle 8). Eine pauschale Aussage hinsichtlich hoher Einkommen ist somit nicht möglich.²⁶ Vor dem Hintergrund der Einkommensentwicklung in Deutschland erscheinen die Ergebnisse plausibel. Während in den angelsächsischen Ländern der Anteil der hohen Einkommen am Gesamteinkommen gestiegen ist, sind die Einkommensanteile in Deutschland weitgehend stabil.²⁷

Eindeutiger sind die Ergebnisse im Fall einer Differenzierung hinsichtlich der Veranlagungsart. Es zeigt sich, dass der überwiegende Teil der Reaktion auf Steueränderungen infolge der Reaktion Zusammenveranlagter zustande kommt. Im Ausgangsfall kann für Einzelveranlagte keine Reaktion der Summe der Einkünfte und lediglich eine recht geringe Reaktion des zu versteuernden Einkommens nachgewiesen werden. Die geringe Reaktion Einzelveranlagter im Vergleich zu Zusammenveranlagten zeigt sich auch robust gegenüber einer Variation der Einkommenskontrolle (vgl. Tabelle 9 im Anhang). Dies kann beispielsweise darin begründet sein, dass die Gesamtreaktion der zusammenveranlagten Steuerpflichtigen sich aus der Reaktion zweier Personen zusammensetzt, insgesamt also der Gestaltungsspielraum für eine Verhaltensanpassung größer ist. Daneben ist es auch möglich, dass Zusammenveranlagte die Erwerbsentscheidung nicht unabhängig voneinander treffen. Aufgrund der Ausgestaltung der Zusammenveranlagung beeinflusst das Einkommen eines Ehegatten die Residualrate und damit die Einkommensanreize des anderen Ehegatten. So ergibt sich beispielsweise aufgrund des Steuersatzes des besser verdienenden Ehegatten eine geringe Residualrate für den ersten verdienten Euro des anderen Ehegatten und somit ein geringerer Einkommensanreiz. In diesem Fall würde der andere Ehegatte bei einer Zusammenveranlagung im Vergleich zu einer Einzelveranlagung c.p. stärker reagieren. Eine dezidierte Untersuchung dieser Reaktionen

²⁶ Die unklaren Ergebnisse im Fall einer weitergehenden Differenzierung hinsichtlich des Einkommens können jedoch auch eine methodische Ursache haben. Da sowohl die Einkommenskontrollen als auch die Residualrate mit dem Einkommen korreliert sind, kann im Fall von komplexen Einkommenskontrollen die Identifikation des Einflusses der Residualrate gestört werden. Kommen lediglich lineare Einkommenskontrollen zur Anwendung, kann eine höhere Elastizität hoher Einkommen festgestellt werden, vgl. Tabelle 8.

²⁷ Vgl. *Dell* (2005), *Dell* (2007), *Atkinson/Piketty/Saez* (2011).

sollte Gegenstand weiterer Untersuchungen sein. Im Vergleich zu Studien zum Arbeitsangebot in Deutschland sind die Ergebnisse teilweise neu. Der Unterschied zwischen Ledigen und Verheirateten bzw. Einzel- und Zusammenveranlagten zeigt sich im Fall der Einkommenselastizität ausgeprägter als bei der Arbeitsangebotselastizität.²⁸ Die Ergebnisse unterscheiden sich auch von den US-Studien, da dort überraschenderweise Einzelveranlagte stärker reagieren als Zusammenveranlagte.²⁹

Für Einzelveranlagte kann darüber hinaus eine Unterscheidung hinsichtlich des Geschlechts des Steuerpflichtigen vorgenommen werden.³⁰ Für den Ausgangsfall ist jedoch keine klare Aussage möglich. Da Einzelveranlagte insgesamt keine nennenswerte Reaktion zeigen, erscheint dies plausibel. Die Ergebnisse bei weniger umfangreichen Einkommenskontrollen (vgl. Tabelle 9 im Anhang) zeigen, dass einzelveranlagte Männer stets stärker als einzelveranlagte Frauen reagieren. Im Rahmen von Arbeitsangebotsstudien konnte nachgewiesen werden, dass Frauen zwar stärker als Männer auf Steueränderungen reagieren, dies jedoch lediglich dann gilt, wenn sie mit dem Ehemann eine Erwerbs- und Lebensgemeinschaft besteht.³¹ Die im Rahmen dieser Untersuchung ermittelte stärkere Reaktion einzelveranlagter Männer kann damit erklärt werden, dass die Einkommenselastizität umfassendere Reaktionen als eine Anpassung der geleisteten Arbeitsstunden erfasst. Diese darüber hinaus gehenden Reaktionen könnten bspw. geänderte Entlohnungs- bzw. Sparformen oder auch eine veränderte Intensität und Ehrlichkeit der Steuerdeklaration sein. Ausgehend von den Ergebnissen zur Arbeitsangebotselastizität lassen die gefundenen Resultate den Schluss zu, dass Männer offensichtlich eine stärkere Präferenz zur Steuervermeidung als Frauen aufweisen. Ob im Fall der Zusammenveranlagung eher Frauen oder Männer reagieren, kann mit der verwendeten – auf Steuerpflichtige ausgerichteten – Methodik nicht beantwortet werden und sollte Gegenstand weiterer Forschung sein.

²⁸ Vgl. *Bargain/Orsini/Peichl* (2011) für einen Überblick.

²⁹ Vgl. *Gruber/Saez* (2000), S. 23, und *Kopczuk* (2005), S. 2111.

³⁰ Bei zusammenveranlagten Steuerpflichtigen kann das Geschlecht nicht klar bestimmt werden, da ein Mann und eine Frau als ein einziger Steuerpflichtiger behandelt werden.

³¹ Diese Ergebnisse sind neu, da im Rahmen der Schätzung der Arbeitsangebotselastizität bisher davon ausgegangen wurde, dass alleinstehende Frauen stärker als alleinstehende Männer auf eine Änderung der Nettolohns reagieren, vgl. *Franz* (2009), S. 70-72. Einen Überblick über die Studien zur Elastizität des Arbeitsangebots in Deutschland geben *Bargain/Orsini/Peichl* (2011), Tabellen 1 bis 4 auf Seiten 32-34.

Tabelle 5: Heterogenität der Reaktion

	Summe der Einkünfte	zu versteuerndes Einkommen
Ausgangskonstellation:		
ΔNTR	0,164*** (0,03)	0,321*** (0,03)
	795.846	795.846
Einkommen:		
Top 1 % $\times \Delta NTR$	0,122*** (0,05)	0,271*** (0,06)
Rest 99 % $\times \Delta NTR$	0,166*** (0,03)	0,324*** (0,03)
	795.846	795.846
Top 5 % $\times \Delta NTR$	0,175*** (0,03)	0,340*** (0,04)
Rest 95 % $\times \Delta NTR$	0,148*** (0,03)	0,288*** (0,04)
	795.846	795.846
Top 10 % $\times \Delta NTR$	0,132*** (0,04)	0,329*** (0,04)
Rest 90 % $\times \Delta NTR$	0,236*** (0,03)	0,303*** (0,04)
	795.846	795.846
Top 50 % $\times \Delta NTR$	0,187*** (0,03)	0,335*** (0,03)
Rest 50 % $\times \Delta NTR$	-0,036 (0,05)	0,135** (0,06)
	795.846	795.846
Veranlagungsart:		
$EVA \times \Delta NTR$	-0,016 (0,04)	0,116*** (0,04)
$ZVA \times \Delta NTR$	0,291*** (0,03)	0,471*** (0,04)
	795.846	795.846
Geschlecht:		
$EVA \times \text{Mann} \times \Delta NTR$	0,055 (0,04)	0,140*** (0,05)
$EVA \times \text{Frau} \times \Delta NTR$	0,021 (0,05)	0,104* (0,06)
$ZVA \times \Delta NTR$	0,369*** (0,04)	0,563*** (0,05)
	795.846	795.846

Anmerkungen: Alle Schätzungen entstammen der 2SLS-Regression. Das Instrument wurde entsprechend der im Text beschriebenen Vorgehensweise gebildet. In Klammern sind robuste (auf Ebene des Steuerpflichtigen geclusterte) Standardfehler vermerkt. Soweit nicht anders angegeben, entsprechen die Spezifikationen den Spalten 3 und 6 aus Tabelle 3.

* entspricht $p < 10\%$, ** entspricht $p < 5\%$, *** entspricht $p < 1\%$

Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Taxpayer-Panel, 2001-2006, eigene Berechnungen.

Insgesamt ist festzuhalten, dass die Gesamtreaktion überwiegend auf Steuerpflichtige aus der oberen Hälfte der Einkommensverteilung zurückzuführen ist. Im Vergleich zu den US-amerikanischen Studien kann der starke Einfluss von Hocheinkommensbeziehern³² auf die Elastizität nicht bestätigt werden. Obwohl sich die Werte für die Gesamtelastizität des Einkommens innerhalb der für die USA festgestellten Bandbreite vergleichbarer Studien befinden, sind die Ursachen offensichtlich andere. Während im angloamerikanischen Raum die Elastizität von wenigen Steuerpflichtigen am oberen Ende der Einkommensverteilung determiniert wird,³³ reagiert in Deutschland eine breite Basis von Steuerpflichtigen. Auch der hohe Einfluss zusammenveranlagter Steuerpflichtiger konnte für die USA nicht festgestellt werden. Diese Ergebnisse sollten im Rahmen der Diskussion zukünftiger Steuerreformen berücksichtigt werden.

7. Fazit

Im vorliegenden Beitrag werden mittels der in der Literatur derzeit als Standard angesehenen Methodik Einkommenselastizitäten für Deutschland geschätzt. Als Datenbasis wird eine Stichprobe des deutschen Taxpayer-Panels aus den Jahre 2001 bis 2006 verwendet. Die in diesem Zeitraum durchgeführte Senkung des Einkommensteuertarifs dient als exogene Änderung der Grenzsteuersätze bzw. der marginalen Residualraten. Als zentrales Ergebnis ergeben sich eine Gesamtelastizität des zu versteuernden Einkommens von 0,3 bis 0,4 und eine Gesamtelastizität der Summe der Einkünfte von 0,2 bis 0,4. Die Ergebnisse sind insgesamt robust gegenüber verschiedenen alternativen Spezifikationen. Die für Deutschland ermittelten Ergebnisse bestätigen zudem die insbesondere in US-amerikanischen Untersuchungen hervorgehobene Bedeutung der in der Schätzung berücksichtigten Einkommenskontrollen für *mean reversion* sowie exogene permanente und transitorische Einkommensrends. Es zeigt sich, dass verschiedene Gruppen unterschiedliche Reaktionen aufweisen. Hinsichtlich der Einkommenshöhe kann festgehalten werden, dass die Gesamtelastizität überwiegend auf eine Reaktion von Personen der oberen Hälfte der Einkommensverteilung zurückzuführen ist. Außerdem ist die Reaktion Zusammenveranlagter ausgeprägter als die Reaktion Einzelveranlagter, wobei im Fall der Einzelveranlagung Männer stärker reagieren als Frauen.

³² Vgl. *Giertz* (2010), *Gruber/Saez* (2002), S. 24, *Heim* (2009), S. 156, und *Kopczuk* (2005), S. 2110.

³³ Dies zeigt sich insbesondere im Rahmen der Untersuchung von *Giertz* (2007), S. 755f. Auf Basis einer Grundgesamtheit von 54.136 Steuerpflichtigen ergibt sich hier für die 80'er Jahre eine Elastizität des zu versteuernden Einkommens i.H.v. 0,373. Werden jedoch die 100 einflussreichsten Beobachtungen entfernt, fällt die Elastizität auf 0,08.

Im Vergleich zu angloamerikanischen Studien ist festzustellen, dass die Werte der Gesamtelastizität in Deutschland insgesamt auf einem ähnlichen Niveau liegt. Hinsichtlich der Heterogenität der Reaktion werden jedoch zwei wesentliche Unterschiede aufgedeckt: Die Gesamtelastizität wird von vielen Steuerpflichtigen mit ähnlichen Reaktionen getragen, wogegen insbesondere in den USA die Elastizität von wenigen Steuerpflichtigen am oberen Ende der Einkommensverteilung bestimmt wird. Außerdem reagieren in Deutschland vorwiegend Zusammenveranlagte, während in den USA Einzelveranlagte eine höhere Elastizität aufweisen. Im Vergleich zu Studien zum Arbeitsangebot in Deutschland ist insbesondere die stärkere Reaktion einzelveranlagter Männer gegenüber einzelveranlagten Frauen beachtlich. Ausgehend von einer geringeren Elastizität der geleisteten Arbeitsstunden spricht dies für eine ausgeprägte, originär steuerlich motivierte Reaktion.

Die vorliegenden Ergebnisse stellen selbstverständlich nur den Ausgangspunkt für weitere Untersuchungen dar. Die Untersuchungen sollten auf längere Zeiträume sowie weitere Steuerrechtsänderungen ausgeweitet werden, sobald die entsprechenden Daten zur Verfügung stehen. Darüber hinaus ist neben der hier geschätzten, insbesondere für politische Zwecke wichtigen Gesamtelastizität eine weitergehende Analyse bestimmter Steuerpflichtiger – bspw. Unternehmer, Selbständige und Arbeitnehmer – in einem erweiterten Modell denkbar.

Literatur

- Atkinson, Anthony B.; Piketty, Thomas; Saez, Emmanuel (2011): Top Incomes in the Long Run of History. In: *Journal of Economic Literature* 49 (1), S. 3-71.
- Auten, Gerald; Carroll, Robert (1999): The Effect of Income Taxes on Household Income. In: *The Review of Economics and Statistics* 81 (4), S. 681-693.
- Auten, Gerald; Carroll, Robert; Gee, Geoffrey (2008): The 2001 and 2003 Tax Rate Reductions. An Overview and Estimate of the Taxable Income Response. In: *National Tax Journal* 61 (3), S. 345-364.
- Bargain, Oliver; Orsini, Kristian; Peichl, Andreas (2011): Labor Supply Elasticities in Europe and the US. In: *IZA Discussion Paper* (5820).
- Dell, Fabien (2005): Top Incomes in Germany and Switzerland Over the Twentieth Century. In: *Journal of The European Economic Association* 3 (2-3), S. 412-421.
- Dell, Fabien (2007): Top Incomes in Germany Throughout the Twentieth Century: 1891 - 1998. In: Anthony B. Atkinson and Thomas Piketty (Hrsg.): *Top Incomes over the Twentieth Century: A Contrast between European and English-Speaking Countries*. Oxford and New York: Oxford University Press, S. 365-425.
- Feldstein, Martin (1995): The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income. A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act. In: *Journal of Political Economy* 103 (3), S. 551-572.
- Franz, Wolfgang (2009): *Arbeitsmarktökonomik*, 7. Auflage, Springer, Heidelberg.
- Giertz, Seth H. (2004): Recent Literature on Taxable-Income Elasticities. In: *Congressional Budget Office Working Paper* (2004-16).
- Giertz, Seth H. (2007): The Elasticity of Taxable Income over the 1980s and 1990s. In: *National Tax Journal* 60 (4), S. 743-768.
- Giertz, Seth H. (2009): The Elasticity of Taxable Income. Influences on Economic Efficiency and Tax Revenues, and Implications for Tax Policy. In: Alan D. Viard (Hrsg.): *Tax Policy Lessons from the 2000s*. Washington, D.C.: Aei Press, S. 101-136.
- Giertz, Seth H. (2010): The Elasticity of Taxable Income during the 1990s: New Estimates and Sensitivity Analyses. In: *Southern Economic Journal* 77 (2), S. 406-433.

- Goolsbee, Austan (2000): What Happens When You Tax the Rich? Evidence from Executive Compensation. In: *Journal of Political Economy* 108 (2), S. 352-378.
- Gottfried, Peter; Schellhorn, Hannes (2004): Empirical Evidence on the Effects of Marginal Tax Rates on Income. The German Case. In: *IAW Diskussionspapiere* (15).
- Gottfried, Peter; Witczak, Daniela (2009): The Responses of Taxable Income Induced by Tax Cuts. Empirical Evidence from the German Taxpayer Panel. In: *IAW Diskussionspapiere* (57).
- Gruber, Jon; Saez, Emmanuel (2000): The elasticity of taxable income: evidence and implications. In: *NBER Working Paper* (7512).
- Gruber, Jon; Saez, Emmanuel (2002): The elasticity of taxable income: evidence and implications. In: *Journal of Public Economics* 84 (1), S. 1-32.
- Heim, Bradley T. (2009): The Effect of Recent Tax Changes on Taxable Income. Evidence from a New Panel of Tax Returns. In: *Journal of Policy Analysis and Management* 28 (1), S. 147-163.
- Kopczuk, Wojciech (2005): Tax bases, tax rates and the elasticity of reported income. In: *Journal of Public Economics* 89 (11-12), S. 2093-2119.
- Kriete-Dodds, Susan; Vorgrimler, Daniel (2007): The German Taxpayer-Panel. In: *Schmollers Jahrbuch* 127 (3), S. 497-509.
- Lindsey, Lawrence B. (1987): Individual Taxpayer Response to Tax Cuts: 1982-1984. With Implications for the Revenue Maximizing Tax Rate. In: *Journal of Public Economics* 33 (2), S. 173-206.
- Meyer, Bruce D. (1995): Natural and Quasi-Experiments in Economics. In: *Journal of Business & Economic Statistics* 13 (2), S. 151-161.
- Moffitt, Robert A.; Wilhelm, Mark O. (2000): Taxation and the Labor Supply. Decisions of the Affluent. In: Joel B. Slemrod (Hrsg.): *Does Atlas shrug? The economic consequences of taxing the rich*. Cambridge, Mass.: Harvard Univ. Press, S. 193-234.
- Saez, Emmanuel; Slemrod, Joel; Giertz, Seth H. (2009): The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates: A Critical Review. In: *NBER Working Paper* (15012).

- Saez, Emmanuel; Slemrod, Joel; Giertz, Seth H. (2010): The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates: A Critical Review. Forthcoming in: *Journal of Economic Literature*.
- Sammartino, Frank; Weiner, David (1997): Recent Evidence on Taxpayers' Response to the Rate Increases in the 1990's. In: *National Tax Journal* 50 (3), S. 683-705.
- Statisches Bundesamt (2011): Ergebnisse aus der jährlichen Einkommensteuerstatistik Veranlagungsjahr 2006. In: Statistisches Bundesamt, Fachserie 14 Reihe 7.1.1, 2006.
- Statisches Bundesamt (2012): Preise, Verbraucherpreisindizes für Deutschland, Lange Reihe ab 1948.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2010): *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2. Auflage, Cambridge, MA: MIT Press.

Anhang

A. Einkommensdefinition, Fortschreibung und Steuertarif

Die Definition der steuerlichen Bemessungsgrundlage orientiert sich am Rechtsstand 2006. Der Rechtsstand 2006 wurde gewählt, da in diesem Jahr die breiteste Bemessungsgrundlage vorliegt. Einkommensbestandteile, die steuerlich nicht im gesamten Betrachtungszeitraum verfügbar waren, werden von der Untersuchung ausgeschlossen. Dies führt beispielsweise zur Nichtberücksichtigung des Entlastungsbetrags für Alleinerziehende und des Haushaltsfreibetrags. Bei Einkommensbestandteilen, welche zwar im gesamten Betrachtungszeitraum verfügbar waren, deren steuerliche Behandlung sich jedoch änderte, wurde die steuerliche Regelung aus 2006 in allen anderen Jahren implementiert. Dabei werden beispielsweise die Entfernungspauschale (Einkünfte aus Nichtselbständiger Arbeit) und der Sparer-Pauschbetrag (Einkünfte aus Kapitalvermögen) an den Steuerrechtsstand 2006 angepasst.

Darüber hinaus werden Steuerbegünstigungen (vorwiegend Sonderabschreibungen für selbst genutztes Wohneigentum) nicht berücksichtigt, da diese im Betrachtungszeitraum nicht neu beantragt werden konnten und als auslaufende steuerliche Regelungen somit aus rein technischen Gründen sinken. Die Abzugsbeträge für die Riemer-Rente werden nicht berücksichtigt, weil sich die Anreizwirkung dieser Regelung im Zeitablauf stark ändert und somit nicht klar ist, ob auf den Steuersatz oder auf die geänderten Anreize reagiert wird. Da der Abzug der Kirchensteuer im aktuellen Jahr in hohem Maße mit der Einkommensteuerzahlung im Vorjahr zusammenhängt, wird auch dieser Abzugsbetrag nicht berücksichtigt.

Eine rein technische Anpassung des zu versteuernden Einkommens infolge von Steuer-satzänderungen erfolgt aufgrund der von Amts wegen vorgenommenen Günstigerprüfung zwischen dem Kindergeld und dem Kinderfreibetrag. Beide Beträge sind der Höhe nach im Betrachtungszeitraum konstant geblieben. Aufgrund der Steuersenkung verringert sich die nachsteuerliche Vorteilhaftigkeit des Kinderfreibetrags gegenüber dem Kindergeld, so dass sich bei einer rein steuerrechtsinduzierten Rangfolgeänderung das steuerliche Einkommen aus technischen Gründen erhöhen würde. Um die Verhaltensreaktion des zu versteuernden Einkommens möglichst ohne technische Effekte zu messen, wird darum die Günstiger-

prüfung zwischen Kindergeld und Kinderfreibetrag in jedem Veranlagungszeitraum auf Basis des Tarifs 2006 durchgeführt. Steuerfreie, jedoch dem Progressionsvorbehalt unterliegende Einkünfte werden ebenso wie außerordentliche Einkünfte nicht berücksichtigt.

Die Berechnung der Summe der Einkünfte und des zu versteuernden Einkommens folgt folgendem Schema:

Tabelle 6: Ermittlung des zu versteuernden Einkommens

Einkünfte aus Land- und Forstwirtschaft	
+ Einkünfte aus Gewerbebetrieb	
+ Einkünfte aus Selbständiger Arbeit	
+ Einkünfte aus Nichtselbständiger Arbeit	
+ Einkünfte aus Kapitalvermögen	
+ Einkünfte aus Vermietung und Verpachtung	
+ Sonstige Einkünfte	
./. außerordentliche Einkünfte	
<hr/>	
=	Summe der Einkünfte
./. Altersentlastungsbetrag	
./. Freibetrag für Land- und Fortwirtschaft	
=	Gesamtbetrag der Einkünfte
./. unbeschränkt abzugsfähige Sonderausgaben	
./. beschränkt abzugsfähige Sonderausgaben	
./. außergewöhnliche Belastungen	
=	Einkommen
./. Härteausgleich	
./. Kinderfreibetrag	
<hr/>	
=	zu versteuerndes Einkommen
<hr/>	

Um das Einkommen aus den verschiedenen Jahren auch zeitlich miteinander vergleichbar zu machen, wird auf das reale Einkommenswachstum abgestellt. Dafür werden die Einkommen anhand der Wachstumsrate des allgemeinen Preisniveaus der Verbraucherpreise auf den Stand des Jahres 2006 inflationiert.³⁴ Die Wachstumsraten entsprechen:

³⁴ In der Mehrzahl der Untersuchungen – bspw. bei *Giertz (2007)*, *Giertz (2010)*, *Gruber/Saez (2002)* und *Kopczuk (2005)* – wird mit dem durchschnittlichen Wachstum der Summe der Einkünfte fortgeschrieben. Diesem Vorgehen liegt die Annahme zugrunde, dass das durchschnittliche Wachstum

Tabelle 7: Inflationsparameter

Jahr	2001	2002	2003	2004	2005	2006
VPI	94,5	95,9	96,9	98,5	100,0	101,6
Fortschreibung	7,51 %	5,94 %	4,85 %	3,15 %	1,60 %	

Quelle: *Statistisches Bundesamt* (2012).

Auf das steuerrechtlich angepasste und ggf. fortgeschriebene Einkommen wird der jeweils gültige Einkommensteuertarif gem. § 32a EStG angewandt. Für den Solidaritätszuschlag wird gem. § 3 Abs. 2 SolZG der maximal mögliche Abzug der Kinderfreibeträge berücksichtigt. Der Grenzsteuersatz bzw. die marginale Nachsteuerrate wird durch Erhöhung des Einkommens um 100 € bestimmt.

B. Heterogenität der Elastizität bei verschiedenen Einkommenskontrollen

der Summe der Einkünfte nicht in Zusammenhang mit der Steuersatzänderung steht. Da sich bei den hier betrachteten Steuerreformen der Grenzsteuersatz im gesamten Einkommensspektrum verändert, erscheint dies jedoch nicht plausibel.

Tabelle 8: Heterogenität der Elastizität der Einkommens hinsichtlich der Einkommenshöhe bei verschiedenen Einkommenskontrollen

	Summe der Einkünfte					zu versteuerndes Einkommen				
	(1) (-)	(2) $\ln(z_t)$	(3) 10-stufiger Spline von $\ln(z_t)$	(4) $\ln(z_t)$ und $\ln(z_{t-1})$	(5) 10-stufiger Spline von $\ln(z_t)$ und $\ln(z_{t-1})$	(6) (-)	(7) $\ln(z_t)$	(8) 10-stufiger Spline von $\ln(z_t)$	(9) $\ln(z_t)$ und $\ln(z_{t-1})$	(10) 10-stufiger Spline von $\ln(z_t)$ und $\ln(z_{t-1})$
Ausgangskonstellation:										
ΔNTR	-0,222*** (0,02)	0,600*** (0,03)	0,348*** (0,03)	0,504*** (0,03)	0,164*** (0,03)	-0,185*** (0,02)	1,097*** (0,04)	0,472*** (0,04)	0,993*** (0,04)	0,321*** (0,03)
Beobachtungen	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846
Einkommen:										
Top 1 % $\times \Delta NTR$	-0,421*** (0,02)	0,848*** (0,04)	0,650*** (0,06)	0,714*** (0,04)	0,122** (0,05)	-0,434*** (0,03)	1,591*** (0,05)	0,844*** (0,07)	1,463*** (0,05)	0,271*** (0,06)
Rest 99 % $\times \Delta NTR$	-0,098*** (0,02)	0,588*** (0,03)	0,341*** (0,03)	0,494*** (0,03)	0,166*** (0,03)	-0,016 (0,02)	1,073*** (0,04)	0,464*** (0,04)	0,970*** (0,04)	0,324*** (0,03)
Beobachtungen	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846
Top 5 % $\times \Delta NTR$	-0,226*** (0,02)	0,672*** (0,03)	0,411*** (0,04)	0,569*** (0,03)	0,175*** (0,03)	-0,189*** (0,02)	1,175*** (0,04)	0,567*** (0,05)	1,070*** (0,04)	0,340*** (0,04)
Rest 95 % $\times \Delta NTR$	-0,175*** (0,03)	0,347*** (0,04)	0,269*** (0,03)	0,286*** (0,03)	0,148*** (0,05)	-0,122*** (0,03)	0,709*** (0,04)	0,356*** (0,04)	0,628*** (0,04)	0,288*** (0,06)
Beobachtungen	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846
Top 10 % $\times \Delta NTR$	-0,220*** (0,02)	0,653*** (0,03)	0,298*** (0,04)	0,550*** (0,03)	0,132*** (0,03)	-0,181*** (0,02)	1,141*** (0,04)	0,519*** (0,05)	1,036*** (0,04)	0,329*** (0,04)
Rest 90 % $\times \Delta NTR$	-0,059** (0,03)	0,275*** (0,03)	0,434*** (0,04)	0,242*** (0,03)	0,236*** (0,03)	-0,097*** (0,03)	0,503*** (0,04)	0,416*** (0,04)	0,475*** (0,04)	0,303*** (0,04)
Beobachtungen	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846
Top 50 % $\times \Delta NTR$	-0,266*** (0,02)	0,616*** (0,03)	0,382*** (0,03)	0,517*** (0,03)	0,187*** (0,03)	-0,219*** (0,02)	1,107*** (0,04)	0,530*** (0,04)	0,998*** (0,04)	0,335*** (0,04)
Rest 50 % $\times \Delta NTR$	0,767*** (0,06)	0,460*** (0,05)	0,004 (0,05)	0,396*** (0,05)	-0,036 (0,05)	1,573*** (0,08)	0,970*** (0,07)	-0,191*** (0,06)	0,923*** (0,07)	0,135*** (0,06)
Beobachtungen	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846

Anmerkungen: Alle Schätzungen entstammen der 2SLS-Regression. Das Instrument wurde entsprechend der im Text beschriebenen Vorgehensweise gebildet. In Klammern sind robuste (auf Ebene des Steuerpflichtigen geklusterte) Standardfehler vermerkt. Alle Regressionen entsprechen denen in Tabelle 3, jedoch mit den in den jeweiligen Spalten angegebenen Einkommenskontrollen. Alternativ zur NTR (Ausgangskonstellation) werden die Schätzungen mit den in der jeweiligen Zeile angegebenen Interaktionstermen der NTR mit einer Dummy-Variablen geschätzt. Die Einkommenscuts wurden auf Basis der Querschnitte der Geschäftsstatistik 2006 gebildet.

* entspricht $p < 10\%$, ** entspricht $p < 5\%$, *** entspricht $p < 1\%$

Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Taxpayer-Panel, 2001-2006, eigene Berechnungen.

Tabelle 9: Heterogenität der Elastizität der Einkommens hinsichtlich der Veranlagungsart und des Geschlechts bei verschiedenen Einkommenskontrollen

Einkommenskontrolle	Summe der Einkünfte					zu versteuerndes Einkommen				
	(1) (-)	(2) $\ln(z_t)$	(3) 10-stufiger Spline von $\ln(z_t)$	(4) $\ln(z_t)$ und $\ln(z_{t-1})$	(5) 10-stufiger Spline von $\ln(z_t)$ und $\ln(z_{t-1})$	(6) (-)	(7) $\ln(z_t)$	(8) 10-stufiger Spline von $\ln(z_t)$	(9) $\ln(z_t)$ und $\ln(z_{t-1})$	(10) 10-stufiger Spline von $\ln(z_t)$ und $\ln(z_{t-1})$
Ausgangskonstellation:										
ΔNTR	-0,222*** (0,02)	0,600*** (0,03)	0,348*** (0,03)	0,504*** (0,03)	0,164*** (0,03)	-0,185*** (0,02)	1,097*** (0,04)	0,472*** (0,04)	0,993*** (0,04)	0,321*** (0,03)
Beobachtungen	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846
Veranlagungsart:										
$EV A \times \Delta NTR$	-0,486*** (0,03)	0,319*** (0,04)	0,189*** (0,04)	0,235*** (0,04)	-0,016 (0,04)	-0,495*** (0,03)	0,743*** (0,05)	0,275*** (0,04)	0,652*** (0,05)	0,116*** (0,04)
$ZVA \times \Delta NTR$	-0,109*** (0,02)	0,752*** (0,04)	0,474*** (0,04)	0,648*** (0,03)	0,291*** (0,03)	-0,045*** (0,02)	1,298*** (0,05)	0,634*** (0,05)	1,185*** (0,04)	0,471*** (0,04)
Beobachtungen	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846
Veranlagungsart und Geschlecht:										
$EV A \times \text{Mann} \times \Delta NTR$	-0,471*** (0,03)	0,414*** (0,05)	0,301*** (0,04)	0,321*** (0,04)	0,055 (0,04)	-0,480*** (0,04)	0,729*** (0,05)	0,383*** (0,05)	0,631*** (0,05)	0,140*** (0,05)
$EV A \times \text{Frau} \times \Delta NTR$	-0,509*** (0,04)	0,347*** (0,05)	0,244*** (0,05)	0,272*** (0,05)	0,021 (0,05)	-0,518*** (0,05)	0,657*** (0,06)	0,322*** (0,06)	0,572*** (0,06)	0,104*** (0,06)
$ZVA \times \Delta NTR$	-0,134*** (0,02)	0,836*** (0,05)	0,588*** (0,05)	0,729*** (0,04)	0,369*** (0,04)	-0,053*** (0,03)	1,290*** (0,06)	0,801*** (0,06)	1,179*** (0,05)	0,563*** (0,05)
Beobachtungen	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846	795.846

Anmerkungen: Alle Schätzungen entstammen der 2SLS-Regression. Das Instrument wurde entsprechend der im Text beschriebenen Vorgehensweise gebildet. In Klammern sind robuste (auf Ebene des Steuerpflichtigen geklusterte) Standardfehler vermerkt. Alle Regressionen entsprechen denen in Tabelle 3, jedoch mit den in den jeweiligen Spalten angegebenen Einkommenskontrollen. Alternativ zur NTR (Ausgangskonstellation) werden die Schätzungen mit den in der jeweiligen Zeile angegebenen Interaktionstermen der NTR mit einer Dummy-Variablen geschätzt.

* entspricht $p < 10\%$, ** entspricht $p < 5\%$, *** entspricht $p < 1\%$

Quelle: FDZ der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder, Taxpayer-Panel, 2001-2006, eigene Berechnungen.

Impressum:

Arbeitskreis Quantitative Steuerlehre, arqus, e.V.

Vorstand: Prof. Dr. Jochen Hundsdoerfer,

Prof. Dr. Dirk Kieseewetter, Prof. Dr. Ralf Maiterth

Sitz des Vereins: Berlin

Herausgeber: Kay Blaufus, Jochen Hundsdoerfer, Dirk Kieseewetter, Rolf J. König, Lutz Kruschwitz, Andreas Löffler, Ralf Maiterth, Heiko Müller, Rainer Niemann, Deborah Schanz, Sebastian Schanz, Caren Sureth, Corinna Treisch

Kontaktadresse:

Prof. Dr. Caren Sureth, Universität Paderborn, Fakultät für Wirtschaftswissenschaften,

Warburger Str. 100, 33098 Paderborn,

www.arqus.info, Email: info@arqus.info

ISSN 1861-8944