

Die Vereinbarkeit des Unvereinbaren? Wirtschaft und Identität als gemeinsame Bürgerkriegsursachen*

Nina Wiesehomeier / Gerald Schneider / Constanze-Sophie Braun

1. Einleitung

Spätestens seit der Veröffentlichung des Weltbankberichtes zum Themengebiet Bürgerkriege (Collier et al. 2003) gelten wirtschaftliches Wachstum und außenwirtschaftliche Offenheit als Rezepte, mit denen sich krisengeschüttelte Entwicklungsländer aus der „Konfliktfalle“ befreien können. Gleichzeitig verweist eine wachsende Literatur darauf, dass unterschiedliche Formen der gesellschaftlichen Diversität dieses Unterfangen unter Umständen behindern könnten (Montalvo/Reynal-Querol 2005; Schneider/Wiesehomeier 2006, 2008). Da gesellschaftliche Spaltungen aufs Engste mit den Entwicklungschancen eines Landes verknüpft sind (Alesina et al. 2003), sollte sich gesellschaftliche Diversität je nach der Ausprägung der ökonomischen Faktoren unterschiedlich auf die innere Stabilität eines Landes auswirken.

In diesem Beitrag arbeiten wir diese gesellschaftliche Bedingtheit heraus, die das durch ökonomische Faktoren beeinflusste Bürgerkriegsrisiko modifiziert. Damit verbinden wir auf theoretischer Ebene zwei Forschungsstränge in der Bürgerkriegsliteratur, die sich bisher weitgehend unabhängig voneinander entwickelt oder die Exponenten der unterschiedlichen Theorieströmungen sogar als unvereinbar bezeichnet haben. So wendet sich Collier (2007; siehe auch Collier/Hoeffler 2004; Collier et al. 2003) polemisch gegen die Verfechter von Leidensansätzen, die in Ungleichheit oder der Unterdrückung von Minderheiten zentrale Erklärungen für den Ausbruch von Bürgerkriegen sehen. Seiner Meinung nach sollten vorwiegend das Wirtschaftswachstum und die Humankapitalbildung eines Landes dessen Entwicklungschancen positiv beeinflussen und somit das Risiko eines gewaltsamen Konfliktes senken. Umgekehrt betrachtet er jene Staaten als in ihrer Stabilität gefährdet, in denen das Exportpotenzial von Rohstoffschätzen die Gier quasi-krimineller Rebellen anstachelt.

Diese These, die in Metaevaluationen (Hegre/Sambanis 2006) und Replikationen (Fearon 2005) kaum Unterstützung findet, steht in einem gewissen Gegensatz zur liberalistischen These, wonach die Einbettung in die Weltwirtschaft Staaten befriede. Ge-

* Frühere Fassungen dieses Artikels wurden auf der Autorenkonferenz für das PVS-Sonderheft, Universität Konstanz, 21.–23. Februar 2008, und der Abschlusskonferenz „Polarization and Conflict“, London School of Economics and Political Science, 7.–8. März 2008, präsentiert. Wir danken den Teilnehmern dieser Veranstaltungen – besonders Vincent Buskens, Han Dorussen, Joan Esteban, Jim Fearon und Jonas Wolff – sowie zwei Gutachtern und Margit Bussmann und Andreas Hasenclever für Kommentare, der Europäischen Kommission für die Teilförderung im Rahmen des Projektes „Polarization and Conflict“ (CIT-2-CT-2004-506084) sowie der Deutschen Stiftung Friedensforschung für weitere finanzielle Unterstützung. Die Replikationsdaten sind auf der Homepage des zweiten Autors zu finden: <http://www.uni-konstanz.de/FuF/Verwiss/GSchneider/downloads/daten.htm>.

nerationen von Ökonomen haben auf die Entwicklungschancen verwiesen, die die außenwirtschaftliche Öffnung mit sich bringt (z. B. Sachs/Warner 1995). Bussmann et al. (2005) und Bussmann/Schneider (2007) zeigen jedoch, dass der Einfluss der Globalisierung einen janusartigen Charakter hat: Während die Offenheit einer Volkswirtschaft im Sinne der liberalistischen Hoffnung eine Gesellschaft stabilisiert, sollte die Liberalisierung und damit der Weg hin zu Weltmarktintegration die umgekehrte Wirkung entfalten. Die statistische Evidenz stützt diese Doppelthese, auch wenn der positive Zusammenhang zwischen Öffnung und Bürgerkriegsrisiko von einigen wenigen Fällen abhängt, die einen rasanten Liberalisierungskurs beschritten (Bussmann/Schneider 2007).

Im Einklang mit neueren formaltheoretischen Modellen zu blutig geführten Verteilungskämpfen gehen wir davon aus, dass die Instabilitätswirkung ökonomischer Faktoren durch gesellschaftliche Konfliktlinien vermittelt ist (Esteban/Ray 2008b). Da die politisch relevanten Gruppen in einem strategischen Wettbewerb um Ressourcen zueinander stehen, bestimmt nach unserem theoretischen Rahmen die relative Stärke von Gruppen deren Möglichkeiten zum Erringen von Renten. In unserer Analyse konzentrieren wir uns allein auf unterschiedliche Formen der ethnischen Diversität, da ethnisch definierte Gruppen tendenziell kohäsiver sind als ideologisch geprägte Verbünde (z. B. Stewart 2000, 2002).¹ Zur militärischen Gewalt greifen die Ethnien nach diesem analytischen Gerüst dann, wenn sie ihre politischen und wirtschaftlichen Ziele nicht mit friedlichen Mitteln erreichen können.

Unsere Analyse konzentriert sich auf das Zusammenspiel von Diversität und den Anreizen, die von wirtschaftlicher Prosperität und der Ausgestaltung der Außenwirtschaftspolitik ausgehen. Um den konditionalen Effekt dieser Faktoren in Abhängigkeit von der ethnischen Diversität zu erfassen, verwenden wir in Übereinstimmung mit Kirschmann/Schneider (2008) und Schneider/Wiesehomeier (2008) drei Indikatoren der inneren Zerklüftung eines Staates: Fraktionalisierung, Polarisierung und Dominanz. Erstens erwarten wir für fraktionalisierte wie eine hohe Dominanz aufweisende, reiche und wachsende Gesellschaften ein höheres Konfliktpotenzial, da hier einzelne Gruppen in der Lage sind, sich unverhältnismäßig große Stücke des volkswirtschaftlichen Kuchens zu sichern. Wir postulieren zweitens in Einklang mit Bussmann/Schneider (2007) für das Zusammenspiel von wirtschaftlicher Offenheit mit Fraktionalisierung und Dominanz eine Abschwächung des stabilisierenden Einflusses, den die Literatur mehrheitlich dem Freihandel zuschreibt. Weiterhin gehen wir für ethnisch fraktionalisierte und dominierte Staaten von einem erhöhten Konfliktrisiko aufgrund der Einkommensumverteilung aus, die mit der Öffnung bzw. Schließung einer Volkswirtschaft verknüpft ist. Da sich in polarisierten Gesellschaften die konkurrierenden Gruppen in Schach halten, gehen wir nicht davon aus, dass wirtschaftliche Anreize diese Form der Diversität systematisch modifizieren.

Unsere Analysen, die auf statistischen Modellen der Verweildauer beruhen, bestätigen diese Vermutungen nur zum Teil. So erweist es sich, dass das Konfliktpotenzial in ethnisch diversen Gesellschaften nur durch starke Offenheit gemindert werden kann,

¹ Wir überlassen es der zukünftigen Forschung, das Zusammenspiel von wirtschaftlichen Faktoren und anderen innergesellschaftlichen Konfliktlinien wie Religion oder Sprache zu untersuchen.

während protektionistische Maßnahmen direkt soziale Unruhen begünstigen. Entgegen unseren Erwartungen greift dieser Zusammenhang auch in polarisierten Gesellschaften. Damit qualifiziert diese Studie den distributiven Ansatz, der den Beginn von Bürgerkriegen mit außenwirtschaftlicher Öffnung assoziiert (Bussmann/Schneider 2007). Ferner liefern unsere Analysen entgegen der Thesen des Opportunitätskostenansatzes (Collier/Hoeffler 2004) wie auch der Staatskapazitätstheorie (Fearon/Laitin 2003) Evidenz dafür, dass auch wirtschaftlicher Reichtum in ethnisch gespaltenen oder von einer starken Gruppe dominierten Gesellschaften Zündstoff für Konflikte liefert.

2. *Wirtschaft, Ethnizität und innenpolitische Gewalt*

Studien zur Gewalt in ethnisch oder gesellschaftlich zerklüfteten Gesellschaften haben eine fast ebenso reiche ideengeschichtliche Tradition wie die von Marx und anderen Politökonomen des 19. Jahrhunderts inspirierte Forschung zur sozioökonomischen Bedingtheit von politischem Konflikt. Dennoch bleibt immer noch weitgehend ungeklärt, ob die sozioökonomische Konfliktlinie in systematischer Weise mit ethnischen oder religiösen Spannungen zusammenhängt. In der Vergleichenden Politikwissenschaft besteht seit den Vorarbeiten von Lipset/Rokkan (1967) zumindest ein heuristischer Rahmen, mit dem sich das Zusammenwirken unterschiedlicher gesellschaftlicher Konfliktpotenziale erkunden lässt. Doch ob sich etwa Spannungen zwischen Ethnien durch gruppeninnere Ungleichheit verstärken oder abschwächen, bleibt weitgehend unerforscht. In diesem Artikel erkunden wir, ob gesellschaftliche Diversität den Einfluss von jenen ökonomischen Faktoren moderiert, die in einem engen Konnex zur inneren Stabilität von Staaten gesehen werden.

2.1 Ökonomische Erklärungen

Bislang wurde in der wirtschaftswissenschaftlichen Perspektive die Attraktivität von Gewalt weitgehend als Spiegel fehlender Entwicklungsmöglichkeiten verstanden, da monetäre Anreize die Opportunitätskosten für Gewalt erhöhen. Im Umkehrschluss bedeutet dies, dass ein niedrigerer Entwicklungsstand die Neigung zu innenpolitischer Gewalt stärkt (Collier 2001, 2007; Collier/Hoeffler 1998, 2004). Die bisherige Forschung konnte zeigen, dass ein höheres Pro-Kopf-Einkommen mit politischer Stabilität korreliert, da wohlhabende Staaten im Vergleich zu Entwicklungsländern über eine breitere Steuerbasis verfügen (de Soysa 2002), die in Sozialleistungen oder Umverteilungsmaßnahmen investiert werden kann. Dieser Mechanismus erhöht die Zufriedenheit der Bürger, so dass die Konfliktneigung abnimmt. Aber nicht nur die Opportunitätskosten, sondern auch der mit Gewaltanwendung verknüpfte Gewinn spielt in dieser Perspektive eine zentrale Rolle. Kernstück ist in diesem Zusammenhang die These, das Vorhandensein gewinnträchtig exportierbarer natürlicher Ressourcen wie Diamanten oder Öl fördere das Bürgerkriegsrisiko (Collier et al. 2003; Collier/Hoeffler 2004). Das Postulat, Gier sei ein treibender Motor für Gewaltanwendung, hat zwar Widerspruch gefunden (Fearon 2005); der negative Einfluss, der vom wirtschaftlichen Entwicklungsstand

auf das Bürgerkriegsrisiko ausgeht, ist hingegen im statistischen Sinne robust (Fearon/Laitin 2003; Fearon et al. 2007; Hegre/Sambanis 2006).

Es ist allerdings fraglich, ob hier nicht eher die Veränderung als das Niveau der Entwicklung ausschlaggebend ist. In diesem Sinne untersuchen Miguel et al. (2004; siehe auch Bussmann/Schneider 2007) die Beziehung zwischen wirtschaftlichen Schocks und dem Risiko eines Bürgerkrieges. Mit Hilfe einer Instrumentalregression etablieren die Autoren für 41 afrikanische Länder einen negativen Zusammenhang zwischen Veränderungen in der Niederschlagsmenge, der Annäherungsvariablen für wirtschaftliche Schocks, und dem Konfliktrisiko eines Landes, ein Ergebnis, das auch unter Kontrolle für ethnische Diversität besteht.² Eine jüngst von Elbadawi/Hegre (2008) veröffentlichte Analyse hingegen kann keinen direkten Zusammenhang zwischen wirtschaftlicher Offenheit, ökonomischen Schocks und dem Konfliktpotenzial entdecken. Die Evidenz deutet jedoch in Richtung eines indirekten Zusammenhangs zwischen dem Einfluss, den Globalisierung auf das Wachstum ausübt, und dem Risiko, dass es zur Gewaltanwendung kommt. So können die Autoren zeigen, dass Wachstum, das durch aktiven Außenhandel verursacht ist, die Gefahr einer Gewalteskalation mindert.

2.2 Diversität als Vermittlungsfaktor?

Die Frage, ob und wie diese ökonomischen Konfliktursachen durch anders motivierte gesellschaftliche Spannungen transformiert werden, stellt eine theoretische wie empirische Herausforderung dar. Implizit schafft eine solche Verbindung das *Minorities at Risk*-Projekt, in dem die politische und wirtschaftliche Diskriminierung von Minderheiten mit einer zunehmenden gesellschaftlichen Instabilität einhergehen soll. Allerdings haben Erklärungsansätze, die sich auf Deprivation als Ursache von Konflikten berufen, durch die jüngere quantitativ-empirische Forschung kaum Unterstützung gefunden. So weist der Gini-Indikator für Einkommensungleichheit in Modellen von bewaffneten Konflikten keine Erklärungskraft auf (Fearon/Laitin 2003; Bussmann/Schneider 2007). Avancierte Maße der Ungleichheit, wie sie etwa Østby (2008) einführt, sind allerdings durchaus mit einem erhöhten Konfliktrisiko verknüpft. Dies gilt sowohl für verschiedene Polarisierungsmaße als auch für die „horizontale“ Ungleichheit, bei der die Einkommensverteilung zwischen unterschiedlichen Gruppen berücksichtigt wird. Ähnlich zeigt Laitin (2007), wie kulturelle Heterogenität die Koordination von Handlungen zur Bereitstellung öffentlicher Güter und wirtschaftliches Wachstum beeinflusst. Seiner Ansicht nach liefert gesellschaftliche Homogenität zwar die bes-

² Die verwendete Stichprobe setzt sich allerdings aus den ärmsten Ländern der Welt zusammen und lässt daher eine problematische Datenqualität vermuten. Ebenfalls zeigt dieser Beitrag die Schwierigkeiten auf, die mit dem Ansatz des Instrumentierens verbunden sind, da die Niederschlagsmenge nur für einen Teil des aus Komponenten zusammengesetzten wirtschaftlichen Wachstums ein Instrument darzustellen vermag. Dadurch kann die Annahme des konstanten Einflusses aller Komponenten dieses Maßes auf Konflikt verletzt werden (Dunning 2008). Zudem wird lediglich die ethnische Fraktionalisierung eines Landes überprüft, ein Index für ethnolinguistische Fraktionalisierung, der auf Grundlage des sowjetischen *Atlas Narodov Mira* aus den 1960er Jahren gebildet wurde.

seren Voraussetzungen, aber als soziales „Auslaufmodell“ kann sie kaum noch als Basis für Handlungsempfehlungen für die Steuerung von Gesellschaften dienen.

In diesem Artikel knüpfen wir an diese jüngere Forschung an und ergründen, inwieweit wirtschaftliche Rahmenbedingungen geeignet sind, das Konfliktpotenzial gegebener gesellschaftlicher Strukturen zu beeinflussen. Erste formaltheoretische Vorarbeiten für das Zusammenwirken zwischen ethnischen und ökonomischen Faktoren entnehmen wir der Studie von Esteban/Ray (2008b). Die Autoren demonstrieren, dass gerade bei erhöhter Ungleichheit die Bedeutsamkeit der ethnischen Identität wächst und die Oberschicht ein Interesse an ethnisch motivierter Gewalt haben kann, um so den für sie kostenträchtigeren Klassenkonflikt zu vermeiden. Unsere empirische Analyse bezieht sich in der Absenz von Daten zur wirtschaftlichen Situation von einzelnen Gruppen auf die wirtschaftliche Situation des ganzen Landes. Wir argumentieren in Übereinstimmung mit dem Opportunitätskostenansatz und der Diversitätsforschung, dass die Wirkung ethnischer Zerklüftung eines Landes durch ökonomische Faktoren modifiziert wird.

Unsere Analyse folgt dabei einem instrumentalistischen Verständnis von politischer Gewalt. Wir argumentieren, dass rationale Anführer von Gruppen nur dann auf militärische Mittel setzen, wenn das jeweilige Ziel nicht auf friedlichem und deshalb kostengünstigerem Wege zu realisieren ist. Wie attraktiv und erfolgversprechend die Konfliktoption ist, ergibt sich aus der relativen Stärke einer Gruppe und deren wirtschaftlicher Situation.

Als wesentlich zur Messung der innergesellschaftlichen Kräfteverhältnisse erachten wir drei in der Literatur etablierte Diversitätsindikatoren: Fraktionalisierung, Polarisierung und Dominanz.³ Der Index für Fraktionalisierung (F), auf den sich immer noch die Mehrheit der quantitativen Studien zu ethnischen Konflikten stützt, leitet sich vom Hirschman-Herfindahl-Maß für Konzentration ab:

$$F = \sum_{i=1}^N \pi_i (1 - \pi_i), \quad (1)$$

wobei π_i für die Gruppengröße i steht. Die analytische Problematik, die aus dieser Formel für die Konfliktforschung erwächst, hat Reynal-Querol (2002) zum ersten Mal angesprochen. Der Indikator nimmt umso höhere Werte an, je mehr eine Gesellschaft in gleich große Untergruppen zerfällt. Dies erschwert die Organisation kollektiven Handelns und damit auch den Aufbau von Rebellenarmeen. Deshalb ist auf theoretischer

³ Andere Konzepte, die auch den ethnischen Hintergrund der Regierung ausleuchten (z. B. Cederman/Girardin 2007), sind noch nicht für einen globalen Vergleich verfügbar. Die konstruktivistische Literatur verweist zu Recht darauf, dass ethnische Identitäten weniger fix sind, als es die hochaggregierten Indikatoren vermuten lassen (z. B. Herrera/Kapur 2007). Dazu kommt, dass die ethnische Struktur und die ethnische Praxis nicht zwangsläufig korrespondieren müssen (z. B. Chandra/Wilkinson 2008) bzw. dass die Konfliktforschung vor allem die ethnische Fragmentierung als Indikator benutzt hat, obgleich von dieser Form der Diversität nur geringe Wirkungen zu erwarten sind (Cederman/Girardin 2007; siehe auch Schneider/Wiesehomeier 2008 und Esteban/Ray 2008a). Da es theoriegerechter Konstrukte bedarf, unterscheidet dieser Aufsatz zwischen drei Formen der Fragmentierung und untersucht deren Einwirken auf Gruppenkonflikte.

Ebene bei alleiniger Betrachtung des Einflusses dieses Indikators bei starker Fraktionalisierung zunächst mit einem geringeren Konfliktniveau zu rechnen.

Reynal-Querol (2002) führte deshalb einen alternativen Indikator ein, der sich auf Vorarbeiten von Esteban/Ray (1994) stützt.⁴ Ihr Maß (RQ) nimmt den höchstmöglichen Wert für Länder an, in denen sich zwei gleichermaßen starke Gruppen gegenüberstehen. Formal lässt es sich wie folgt darstellen:

$$RQ = 4 \sum_{i=1}^N \pi_i^2 (1 - \pi_i) \quad (2)$$

Reynal-Querol (2002) und Montalvo/Reynal-Querol (2005) leiten aus ihren Analysen die Aussage ab, dass mit wachsenden Werten des Polarisierungsmaßes das Konfliktpotenzial zunimmt, während Fraktionalisierung keinen systematischen Effekt ausübt.⁵ Schneider und Wiesehomeier (2006, 2008) widerlegen diesen Befund. Sie zeigen, wie auch begrenzt Hegre/Sambanis (2006), dass besonders die Fraktionalisierung das Risiko von Bürgerkriegen erhöht, die auf relativ niedrigem Intensitätsniveau geführt werden. Esteban/Ray (2008a) unterstützen auf theoretischer Ebene dieses Ergebnis, weisen aber darauf hin, dass gesellschaftliche Polarisierung mit besonders intensiven Konflikten verknüpft sein sollte.

Der dritte Indikator für Diversität wurde von Collier (2001) eingeführt; sein Konzept der Dominanz misst, ob eine große Gruppe eine andere nicht-marginale Gruppe dominiert. Diese Dummyvariable nimmt den Wert 1 an, wenn der größten gesellschaftlichen Gruppe zwischen 45 und 90 Prozent der Bevölkerung angehören (Collier/Hoeffler 2004). Im Folgenden konkretisieren wir unsere Erwartungen zum Zusammenspiel zwischen wirtschaftlichen Faktoren und den hier vorgestellten ethnischen Diversitätsmaßen.

2.3 Prosperität und ethnische Konfliktlinien

Wie bereits angeführt, zeigte die bisherige Forschung, dass Reichtum mit politischer Stabilität korreliert (Fearon/Laitin 2003; Collier/Hoeffler 2004). Wir meinen indessen, dass in diesem Zusammenhang die Wirkung von Prosperität differenziert betrachtet werden sollte. In Abhängigkeit von der Segmentierung eines Landes stehen sich unterschiedlich große und einflussreiche Gruppen gegenüber, von denen nicht *per se* angenommen werden kann, dass sie von zunehmendem Wohlstand gleichermaßen profitieren. Ganz im Gegenteil kann durch spezifische Gruppenkonstellationen und das daraus

⁴ Im Gegensatz zum RQ-Index berücksichtigt das axiomatisch abgeleitete Maß von Esteban/Ray (1994) auch Informationen zur gruppeninternen Homogenität der Akteure. Je größer die Distanz zwischen den im Wettstreit stehenden Gruppen, je homogener diese sind und je stärker die Interaktion dieser beiden Faktoren ist, desto höher ist das Polarisierungsniveau.

⁵ In Bezug auf diese Ergebnisse führen Schneider/Wiesehomeier (2006) an, dass der ausgewiesene Zusammenhang zwischen RQ-Polarisierung und dem Bürgerkriegsrisiko weitgehend auf die Verwendung der abhängigen Variablen des Auftretens eines Bürgerkrieges („incidence“) in einem Untersuchungsjahr statt des Ausbruches eines inneren Waffenganges („onset“) zurückzuführen ist.

entstehende Potenzial, bestimmte Ethnien zu diskriminieren, die Gewaltsaat erst aufgehen, und zwar gerade dann, wenn das wirtschaftliche Wachstum rasant voranschreitet und mehr auf dem Spiel steht.

Wendet man sich nun dem Zusammenwirken von Wirtschaft und Identität zu, so ist davon auszugehen, dass große Gruppen eher über politischen Einfluss verfügen und somit eine bessere Ausgangsposition besitzen, um die Allokation der Güter zu ihren Gunsten zu beeinflussen. Untersucht man minderschwere Konflikte, so ist gemäß Esteban/Ray (2008a) in erster Linie in fraktionalisierten Gesellschaften mit einem erhöhten Risiko von militärischer Gewalt zu rechnen. In einer solchen Gesellschaft streitet eine Vielzahl von ähnlich starken Gruppen um Ressourcen und Einfluss, während die umkämpfte Rente eher klein ist. Diese Erwartung deckt sich auch mit den Ausführungen von Horowitz (1985), dass Bürgerkrieg mit dem Streben marginalisierter Gruppen nach Selbstbestimmung in ethnisch fraktionalisierten Gesellschaften erklärt werden kann.

Unserer Argumentationslinie folgend, sollte die Dominanz einer einzelnen Gruppe ebenfalls die innere Stabilität eines Staates mindern, da die privilegierte Schicht Zeiten wirtschaftlicher Prosperität nutzen kann, um sich disproportional zu bereichern. Allerdings wird eine starke Gruppe es zunächst leichter haben, mehrere kleine, organisatorisch schwache Gruppen in Schach zu halten und von gewaltsamen Handlungen abzuhalten, da diese ihren Widerstand nur schwer koordinieren können. Unter dieser Prämisse ist in durch Dominanz gekennzeichneten Gesellschaften im Vergleich zu ethnisch fraktionalisierten Staaten mit einem geringeren Konfliktrisiko zu rechnen.

Esteban/Ray (2008a) zeigen zudem, dass hochgradig polarisierte Gesellschaften sehr friedlich sein können und starke Polarisierung zwar mit sehr intensiven und opferträglichen Kriegen verbunden ist, nicht aber mit dem Einsetzen von auf einem geringen Intensitätsniveau geführten Auseinandersetzungen. Die Kehrseite unserer Logik bezüglich der Gruppendynamik bei Umverteilungsprozessen lässt außerdem erwarten, dass diese in polarisierten Gesellschaften friedlicher ablaufen, da die starken Gruppen sich gegenseitig in Schach halten und so die Umverteilung der Wohlfahrtsgewinne paritätischer erfolgt als in stärker zerklüfteten Ländern.

Die Hypothesen 1a und 1b fassen unsere Erwartungen in Bezug auf die modifizierenden Auswirkungen zusammen, welche die ethnische Diversität in Hinblick auf den Stabilitätsbeitrag von Wirtschaftswachstum und Entwicklung entfaltet.

H1a: Ethnische Fraktionalisierung und die Dominanz einer ethnischen Gruppe erhöhen das Konfliktrisiko in reichen Gesellschaften. Polarisierung übt keinen Einfluss aus.

H1b: In wachsenden Volkswirtschaften führt Fraktionalisierung und die Dominanz einer ethnischen Gruppe zu einer Verstärkung des Konfliktpotenzials. Polarisierung zeigt keinen Einfluss.

2.4 Außenwirtschaftliche Öffnung und ethnische Konfliktlinien

Die wissenschaftliche Kontroverse um die Folgen der Globalisierung konnte bislang nicht klären, ob und wie sich die Entgrenzung der Märkte auf das Risiko sozialer Un-

ruhen auswirkt. Globalisierungsgegner berufen sich vor allem auf die zunehmende ökonomische Ungleichheit, welche die Einbindung lokaler Ökonomien in den Weltmarkt mit sich bringe. Die Befürworter stützen sich dagegen auf die Wohlfahrtseffekte, die der Abbau protektionistischer Handelsbarrieren zumindest langfristig hervorrufe (Hegre et al. 2003). Bussmann/Schneider (2007) und Bussmann et al. (2005) konnten die beiden Erklärungsstränge differenzieren und zeigen, dass von dem Prozess der Liberalisierung (kurzfristiger Faktor) und dem Niveau der wirtschaftlichen Integration (langfristiger Faktor) unterschiedliche Effekte zu erwarten sind. So lässt besonders das Ricardo-Viner-Theorem erwarten, dass sich während des Öffnungsprozesses für einen Teil der Bevölkerung das Einkommen reduziert, so dass die Gewaltoption an Attraktivität gewinnt. Im Gegensatz dazu vermindert sich über die weltwirtschaftliche Integration das Konfliktrisiko langfristig, da die offenere Ausgestaltung der Außenwirtschaftspolitik die wirtschaftliche Produktivität und damit das Volkseinkommen steigert.

Wir stimmen mit der globalisierungsfreundlichen Perspektive überein, dass wirtschaftliche Offenheit sich positiv auf die Stabilität eines Landes auswirkt. Durch den postulierten konditionalen Einfluss von ethnischer Diversität erwarten wir allerdings eine deutliche Abschwächung oder sogar Aufhebung dieses Effekts. Diese Qualifizierung sollte besonders für ethnisch fraktionalisierte und von einer gesellschaftlichen Gruppe dominierte Gesellschaften gelten. Wir gehen deshalb in Übereinstimmung mit unseren Hypothesen zum Einfluss von Reichtum davon aus, dass in diesen Gesellschaften der Wohlfahrtsgewinn, der aus der wirtschaftlichen Offenheit erwächst, zu verstärkten Verteilungskämpfen führt. Dadurch wird der langfristig friedensfördernde Effekt gedämpft, den das Niveau der Integration in den Weltmarkt ausübt.

Zusätzlich sollten kurzfristige Veränderungen im außenwirtschaftlichen Profil, egal, ob sie liberalisierend oder protektionistischer Natur sind, in fraktionalisierten und von einer Gruppe dominierten Gesellschaften das Konfliktpotenzial erhöhen. Diese Erwartungen zum Einfluss der Öffnung stützen sich auf die oben illustrierte distributive Theorie der Bürgerkriege (Bussmann/Schneider 2007). Wir gehen davon aus, dass Öffnungen und Schließungen einer Volkswirtschaft Einkommen umverteilen und oftmals besonders Minderheiten die Zeche für radikale Änderungen der Außenwirtschaftspolitik zahlen müssen. Deren soziale Unzufriedenheit kann, wenn man die Opportunitätskosten des Konfliktaustrags berücksichtigt, zur Quelle von Protesten und gewaltsamen Ausschreitungen werden, die wiederum einen Bürgerkrieg auszulösen vermögen.

H2a: Ethnische Fraktionalisierung und Dominanz schwächen den friedensfördernden Effekt außenwirtschaftlicher Offenheit ab. Polarisierung übt keinen Einfluss aus.

H2b: Ethnische Fraktionalisierung und Dominanz erhöhen kurzfristig das Konfliktrisiko in Gesellschaften, die sich außenwirtschaftlich liberalisieren oder sich schließen. Polarisierung beeinflusst diese Tendenzen nicht.

3. *Forschungsdesign*

Der vorliegende Artikel untersucht, wie ethnische Diversität das Bürgerkriegsrisiko in Gesellschaften in Abhängigkeit von deren wirtschaftlicher Stärke und deren Integration

in den Weltmarkt beeinflusst. Unser Datensatz umfasst 138 Länder und 130 Bürgerkriegsausbrüche im Zeitraum von 1950 bis 2000.⁶

3.1 Schätzmethode

Das Risiko für einen Bürgerkrieg schätzen wir mit Hilfe von Verweildauermodellen und damit Verfahren, welche die Zeit explizit berücksichtigt, die bis zum Eintritt eines Ereignisses verstreicht. Das Ereignis von Interesse, das technisch als „Ausfall“ („failure“) bezeichnet wird, ist in unserem Fall das Einsetzen eines bewaffneten Konflikts. In Anlehnung an Prentice et al. (1981; siehe auch Box-Steffensmeier/Zorn 2002) verwenden wir ein sog. bedingtes Risikomengen-Modell. Hiermit wird es möglich, zwischen singulären und wiederholten Konflikten zu unterscheiden. Dabei gelten in letztem Fall die einzelnen Kriege nicht als voneinander unabhängige Ereignisse.

Das bedingte Risikomengen-Modell erweitert das einfache Cox-Modell; durch das Fallenlassen der postulierten Unabhängigkeitsannahme lassen sich die Schätzungen der Standardfehler empirisch korrigieren. Der hier gewählte statistische Ansatz verdient insofern das Attribut „bedingt“, weil eine Untersuchungseinheit erst dann dem Risiko des Eintretens eines k -ten Ereignisses ausgesetzt ist, wenn bereits $k-1$ Ereignisse vorausgegangen sind. Die Risikomenge setzt sich dementsprechend zum Zeitpunkt k nur aus denjenigen Länderjahren zusammen, die $k-1$ Bürgerkriege zuvor durchlaufen haben; d. h. unser Modell ist nach Ausfällen geschichtet. Die Schätzungen werden dann in eine Rangordnung gebracht, und den verschiedenen Ereignissen (k , $k-1$, ..., $k-n$) können unterschiedliche Ausgangswahrscheinlichkeiten zugewiesen werden.⁷ Das Modell ist so angepasst, dass es die Zeit vom Eintritt einer Untersuchungseinheit in die Beobachtungsmenge bis zum Stattfinden des Ereignisses von Interesse zur Grundlage nimmt. Wir berechnen für diese Modelle robuste Standardfehler. Um dem Phänomen der zusammenhängenden „Überlebenszeiten“ Rechnung zu tragen, nutzen wir ferner die Efron-Annäherung, ein Verfahren, das sich als besonders geeignet im Falle von kleinen Samples und zensierten Daten erwiesen hat (Hertz-Picciotto/Rockhill 1997).

Die Grundannahme einer proportionalen Ausfallstruktur ist beim geschichteten Cox-Modell meist für die einzelnen Schichten zutreffend, oftmals aber nicht für die kombinierte Schätzung. Aus diesem Grunde wurde die Annahme für jedes Modell mittels einer Analyse der Schönfeld-Residuen getestet. Es zeigte sich, dass die Annahme einer proportionalen Ausfallstruktur sowohl in einzelnen Schichten als auch in den kombinierten Fällen mehrfach verletzt wird. Um diesem Problem zu begegnen, bilden wir Interaktionsterme aus den betreffenden Variablen und einer logarithmierten Funktion der verstrichenen Zeit und nehmen diese in unser Modell mit auf (Box-Steffensmeier et al. 2003).

⁶ Dies gilt für den empirischen Test der Hypothesen 1a und 2a. Für die Überprüfung der Hypothese 1b umfasst der Datensatz 133 Länder und 127 Kriegausbrüche, für Hypothese 2b beschränkt sich die Analyse auf insgesamt 95 Länder und 52 Bürgerkriegsbeginne.

⁷ Da ein Risikoset für höherrangige Ereignisse sehr klein werden kann, empfiehlt es sich, mehrere zu kombinieren (Box-Steffensmeier/Zorn 2002). Wir gingen demgemäß vor und rechneten unsere Modelle auch mit den kombinierten Risikomengen.

3.2 Operationalisierung der Schlüsselvariablen

Ereignisvariable

Unsere Analyse konzentriert sich auf innenpolitische und internationalisierte innenpolitische Konflikte; sie ist somit auf Konfrontationen im jeweiligen Referenzland beschränkt (Uppsala/PRIO Datensatz (Version 3.0); Gleditsch et al. 2002; Strand et al. 2004). Der Konfliktindikator nimmt den Wert 1 an, wenn die Schwelle von 25 Toten zum ersten Mal überschritten wurde, und den Wert 0, wenn im betrachteten Jahr kein Krieg dieser Größenordnung zu beobachten war. Nachfolgende Kriegsjahre sind, der Konvention der Konflikursachenforschung entsprechend, von der Analyse ausgeschlossen.

Erklärende Variablen

BIP und BIP-Wachstum: Das Bruttoinlandsprodukt pro Kopf stammt aus den Penn World Tables (Heston et al. 2002); dabei benutzten wir einheitlich Version 6.1 dieses Datensatzes. Aufgrund der schiefen Verteilung verwenden wir den natürlichen Logarithmus. Die jährliche Wachstumsrate des BIP errechneten wir auf Basis der Variable „Chain GDP“ aus den Penn World Tables.⁸

Offenheit und Liberalisierung bzw. Schließung: Zur Messung der Offenheit und damit der langfristigen Effekte von Handelsöffnung verwenden wir den Handel als Prozentsatz des BIP (Penn World Table 6.1). Diese berechnet sich aus der Summe der Exporte und Importe, geteilt durch das reale BIP pro Kopf. Aufgrund der schiefen Verteilung der Variablen führen wir unsere Berechnungen mit dem natürlichen Logarithmus durch.

Um die Auswirkungen der wirtschaftlichen Öffnung und Schließung zu erfassen, greifen wir auf den CACAO (Current and Capital Account Openness)-Datensatz von Martin (2005; siehe auch Busmann/Schneider 2007) zurück. Dieser Index basiert auf der Publikation „Report on Exchange Arrangement and Exchange Restrictions“ des Internationalen Währungsfonds und bildet die Außenhandelsarrangements und Restriktionen eines Landes auf einer Skala von 0 – maximal protektionistisch – bis 7 – vollständig liberalisiert – ab. Er umfasst 98 Länder für den Zeitraum 1978 bis 2000. Im Gegensatz zu Outputmaßen wie dem Handelsquotienten erfasst dieser Index das tatsächliche Regulierungsniveau. Genau aus diesem Grunde ist der CACAO-Index geeignet für die Abbildung der kurzfristigen Auswirkungen, die von Liberalisierung und Schließung ausgehen. Um die Dynamik dieses Prozesses zu erfassen, arbeiten wir mit der Differenz zwischen Jahr t und dem Vorjahr $t-1$.

⁸ Diese prozentual erfasste „Chain Growth Rate“ hat gegenüber den preisindexierten Wachstumsraten den Vorteil, dass der durch die Verschiebung der relativen Preise entstehende Mengeneffekt weitestgehend korrigiert wird. Durch beständiges Hin- und Herrechnen für den reinen Preiseffekt (z. B. Inflation) wird der Technologie bedingte Mengeneffekt berücksichtigt, von dem anzunehmen ist, dass er in verschiedenen Ländern unterschiedlich stark ist.

Ethnische Diversität einer Gesellschaft: Um den Einfluss sozialer und ethnischer Spaltungen in einer Gesellschaft abzubilden, stützen wir uns auf Daten zur ethnischen Zusammensetzung einer Gesellschaft und verwenden die Maße Fraktionalisierung, Dominanz und Polarisierung. Wir benutzen hierzu Daten von Fearon (2003).

Ethnische Fraktionalisierung: Wir verwenden eine Variable von Fearon (2003), der sich auf die Encyclopedia Britannica und zusätzliche Quellen stützt. Der Index für Fraktionalisierung hat einen Wertebereich von 0 bis 1; wir aktualisierten den Indikator für das Jahr 2000.

Ethnische Dominanz: Collier (2001; siehe auch Collier/Hoeffler 2004) führte eine dichotome Variable zur Messung ethnischer Dominanz ein. Diese nimmt den Wert 1 an, wenn eine ethnische Gruppe 45 bis 90 Prozent der Bevölkerung umfasst. Wir halten dies für unglücklich, da diese Definition auch hochgradig polarisierte Gesellschaften einschließt, in denen sich zwei gleichermaßen starke Gruppen gegenüberstehen. Um dies zu vermeiden, verwenden wir eine Dummyvariable, die den Wert 1 annimmt, wenn eine ethnische Gruppe 60 bis 90 Prozent der Bevölkerung ausmacht.

Ethnische Polarisierung: Unser Indikator für Polarisierung basiert auf der in Gleichung (2) vorgestellten RQ-Formel (Reynal-Querol 2002; siehe auch Reynal-Querol 2005; Montalvo/Reynal-Querol 2005). Problematisch ist die hohe Korrelation des RQ-Index mit ethnischer Fraktionalisierung (Schneider/Wiesehomeier 2006). Wir erstellen daher eine Variable, die diese Schwierigkeit zu vermeiden sucht. Diese schließt ausschließlich diejenigen Fälle ein, die sich im mittleren Wertebereich ethnischer Fraktionalisierung befinden, dem Bereich, in dem die Korrelation zwischen beiden Maßen kaum mehr als 0 beträgt. Unsere Dummyvariable schließt folglich die Fälle aus, die oberhalb der 45°-Linie der Korrelationsmatrix zwischen ethnischer Polarisierung und ethnischer Fraktionalisierung liegen. Ferner sind nur jene Fälle berücksichtigt, die nach dem ursprünglichen RQ-Polarisierungsmaß einen Wert von mindestens 0.5 haben.

Kontrollvariablen

Wir berücksichtigen Kontrollvariablen, die in der Meta-Analyse von Hegre/Sambanis (2006) und in weiteren statistischen Analysen der Konfliktsachenforschung neueren Datums einen robusten Einfluss auf das Konfliktrisiko eines Landes zeigen.

Bevölkerungsgröße: Die Kontrolle für die Bevölkerungsgröße ist im Zusammenhang mit den hier genutzten Wirtschaftsvariablen besonders von Bedeutung, da größere Länder generell für einen größeren Binnenmarkt produzieren und folglich weniger auf externe Märkte ausgerichtet sind. Zudem konnten etwa Collier/Hoeffler (1998, 2004) einen positiven Zusammenhang zwischen Bevölkerungsgröße und Kriegsbeginn nachweisen. Wir verwenden Daten aus den Penn World Tables Version 6.1. Aufgrund der schiefen Verteilung rechnen wir mit dem natürlichen Logarithmus dieses Indikators.

Demokratie: Die neuere Literatur zeigt, dass Autokratien deutlich stärker als Demokratien der Gefahr ausgesetzt sind, Schauplatz eines Bürgerkriegs zu werden. Demokratien sind zumindest der Tendenz nach auf Machtteilung und Partizipation angelegt und erlauben es so auch kleinen Gruppen, ihre Anliegen ohne Gewalt zu artikulieren. Um

diesem strukturellen Unterschied zwischen den beiden Regimetypen Genüge zu tun, beziehen wir eine Dummyvariable ein, die den Wert 1 für Demokratien und den Wert 0 für Autokratien annimmt. Unsere Definition von Demokratie lehnt sich dabei an die Arbeiten von Przeworski et al. (2000) und Golder (2004, 2005) an.⁹

Regimestabilität: Wie verschiedentlich gezeigt, fördert Regimeinstabilität gewaltsame Konflikte (Hegre et al. 2001; Fearon/Laitin 2003). Wir benutzen zur Messung dieses Zusammenhangs die Variable aus dem Polity IV-Datensatz (Marshall/Jagers 2000), welche die politische Stabilität seit der letzten Transition erfasst.

Öl: Diese Dummyvariable nimmt den Wert 1 für diejenigen Länder an, deren Staatseinkommen zu mehr als einem Drittel aus Ölexporten gespeist wird; sie ist Fearon/Laitin (2003) entnommen. Wir kontrollieren damit das zentrale Opportunitätskostenargument, das einen Zusammenhang zwischen Ressourcen, deren Ausbeutung relativ leicht kontrollierbar ist, und dem Konfliktrisiko postuliert (Collier et al. 2003, Collier/Hoeffler 2004).

4. Der konditionale Einfluss von wirtschaftlichen Faktoren auf dem Prüfstand

Dieser Artikel untersucht, ob die wirtschaftlichen Indikatoren wie Entwicklungsstand, Wachstum, Offenheit und Liberalisierung den Einfluss dämpfen oder fördern, der von ethnischer Diversität auf die Konfliktwahrscheinlichkeit ausgeht. Wir gehen davon aus, dass in Ländern, in denen die ethnischen Gruppen ungleich stark sind und die Gesellschaft in viele Einzelgruppen zerfällt, Reichtum, ein starkes Wirtschaftswachstum und Globalisierung zu Verteilungskämpfen führen und damit die Stabilität eines Staates gefährden.

Aufgrund der konditionalen Natur unserer Hypothesen bilden wir Interaktionsterme zwischen unseren Indikatoren für Diversität – Polarisierung, Fraktionalisierung und Dominanz – und den wirtschaftlichen Faktoren von Interesse, dem Bruttoinlandsprodukt, der Wachstumsrate, der außenwirtschaftlichen Offenheit und dem Prozess der außenwirtschaftlichen Öffnung. Verwendet man Interaktionsterme, so liefern konventionelle Ergebnistabellen, wie sie im Falle von linear-additiven Regressionsmodellen typischerweise ausgewiesen werden, keine sinnvolle Grundlage für die Interpretation. *Tabelle 1* gibt einen Überblick über die Aussagekraft der in den Tabellen ausgewiesenen Koeffizienten. Die Koeffizienten einer Variablen X, in unserem Falle ein Maß der Diversität, das zusammen mit der Variablen Z, also zum Beispiel dem Bruttoinlandsprodukt, einen Interaktionsterm konstituiert, geben lediglich Aufschluss über den Effekt, den eine Veränderung um eine Einheit der unabhängigen Variablen X auf die abhängi-

⁹ Diese Autoren definieren ein Regime dann als Demokratie, wenn Exekutive und Legislative kompetitiv gewählt werden. Weitere Kriterien sind, dass mehr als eine Partei um die Macht kämpft und dass es Macht ablösungen gibt. Dieses letzte Kriterium ist insofern von Bedeutung, als dass Wahlen auch abgehalten werden können, weil von vorneherein klar ist, dass die Opposition keine Aussicht auf einen Sieg hat. Für das jeweils betrachtete Jahr definiert Golder (2004, 2005) Staaten auch dann als Demokratien, wenn sie im betrachteten Jahr eine Transition zur Diktatur durchlaufen, aber zuvor noch kompetitive Wahlen stattgefunden haben. Wir übernehmen seine Klassifizierungen.

Tabelle 1: Interpretationsmöglichkeiten auf Basis konventioneller Ergebnistabellen nach Brambor et al. (2005)

Wirtschaft	Koeffizient der modifizierenden Variablen (Z)	Koeffizient des Interaktionsterms (X*Z)
BIP (kont.) Wachstum (kont.) Offenheit (kont.) Öffnung (kateg.)	Effekt der Veränderung um eine Einheit in Z, wenn X = 0 ist.	Keine substantielle Information, auch nicht über die Signifikanz. Marginale Effekte können für interessierende Werte von Z berechnet oder grafisch dargestellt werden.
<i>Identität</i>	Koeffizient von Diversität (X)	
Fraktionalisierung (kont.)	Effekt einer Veränderung von einer Einheit in X, wenn Z = 0 ist.	
Dominanz (Dummy)	Effekt von Dominanz, wenn Z = 0 ist.	
Polarisierung (Dummy)	Effekt von Polarisierung, wenn Z = 0 ist.	

ge Variable, also das Kriegsrisiko, hat, wenn die modifizierende Variable Z den Wert 0 annimmt (Brambor et. al 2006).¹⁰

Sind – wie in unserem Beitrag – die modifizierenden Variablen kontinuierlich bzw. kategorial, so lassen sich die kombinierten marginalen Effekte der Interaktionsterme am besten grafisch illustrieren (Brambor et. al 2006). Nur so ist es möglich, den marginalen Effekt der Diversität über den realisierten Wertebereich der modifizierenden Variablen darzustellen und durch die Abbildung des Konfidenzintervalls Aussagen über die Signifikanz zu treffen. Vergleicht man die in den Tabellen ausgewiesenen Risikoverhältnisse (*hazard ratios*) für die Interaktionsterme mit den grafischen Darstellungen, so wird die Notwendigkeit der grafischen Illustration offensichtlich: Häufig ist der marginale Einfluss der ethnischen Diversität nur für einen Teilbereich des auf der x-Achse abgebildeten Wertebereichs der modifizierenden Variablen signifikant. Unser Interesse bezieht sich eben genau auf die Unterschiede zwischen den Abschnitten des gesamten Wertebereichs, die aus den Risikoverhältnissen aber nicht abzulesen sind.¹¹ Erst die grafische Darstellung des kombinierten marginalen Effekts erlaubt Aussagen über den gemeinsamen Einfluss von Diversität und wirtschaftlichen Faktoren.

Im Folgenden wird sich daher die Diskussion der Ergebnisse hauptsächlich auf die Schaubilder stützen. Für unsere Kontrollvariablen sind hingegen anhand der Vorzeichen der Risikoverhältnisse direkte Interpretationen möglich, und zwar über alle vier Modelle in den *Tabellen 2* und *3* hinweg. Alle Kontrollvariablen zeigen den erwarteten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit eines Bürgerkriegsausbruchs und bestätigen die Resultate, die in der neueren einschlägigen Literatur zu finden sind. Die in den Tabellen dargestellten Risikoverhältnisse weisen darauf hin, dass bevölkerungsreiche Staaten einem höheren Konfliktrisiko ausgesetzt sind als kleinere. Auch der Konflikt vermindern-

¹⁰ Oder anders ausgedrückt gibt der Koeffizient der Variablen X den Zusammenhang an, wenn Z nicht vorliegt, was in unseren Analysen keinerlei substantielle Bedeutung hat.

¹¹ Um für Untergruppen der modifizierenden Variablen, also z. B. Länder im 1. Quartil, getrennte Analysen durchzuführen, verfügt unser Sample über zu wenige Beobachtungen.

de Effekt, der von der Stabilität der Regierungsinstitutionen ausgeht, überrascht nicht und steht im Einklang zu anderen empirischen Arbeiten (z. B. Hegre/Sambanis 2006). Ebenso verhält es sich mit der konfliktvermindernden Wirkung, die von demokratischen Regimen und der bellizösen Wirkung einer ausgeprägten Abhängigkeit der Volkswirtschaft von Öl ausgehen. In der zweiten und vierten Spalte der Tabellen sind für die Variablen, bei denen sich im individuellen Test eine Verletzung der Annahme eines proportionalen Risikos zeigte, Interaktionsterme mit der Zeit ausgegeben.¹² In diesen Interaktionstermen drückt sich die Annahme aus, dass der Koeffizient der jeweiligen Variablen mit der Zeit variiert.

4.1 Die Interaktion von wirtschaftlicher Prosperität und ethnischer Diversität

Der Zusammenhang zwischen Wohlstand und politischer Stabilität stellt eine der großen Herausforderungen der empirischen Forschung dar. Zur Prüfung der Überlegungen, die wir in den Hypothesen 1a und 1b postulieren, untersuchen wir den Einfluss ethnischer Diversität unter Berücksichtigung des Wohlstandsniveaus und der Wachstumsrate der Wirtschaft.¹³

Aus der ersten Spalte in *Tabelle 2* ist zu ersehen, dass das Risikoverhältnis für das BIP kleiner als eins ist, also ein höheres BIP negativ mit dem Bürgerkriegsrisiko korreliert, ein Zusammenhang, der allerdings keine statistische Signifikanz aufweist.¹⁴ *Abbildung 1* zeigt den marginalen Effekt von Fraktionalisierung auf das Bürgerkriegsrisiko in Abhängigkeit davon, wie hoch das Bruttoinlandprodukt pro Kopf ist. Der Effekt ist signifikant, sobald sich die beiden das Konfidenzintervall begrenzenden Linien gleichzeitig oberhalb oder unterhalb der Nullachse befinden. Ist der marginale Effekt im positiven (negativen) Bereich abgetragen, dann liegt ein konfliktverstärkender (konflikt-dämpfender) Einfluss vor. Die Grafik zeigt, dass Fraktionalisierung nur in sehr armen Gesellschaften keinen positiven Einfluss auf kriegerische Auseinandersetzungen ausübt.

12 Die individuellen Tests zur Annahme eines proportionalen Risikos (*proportional hazard*) sowie der globale Test für alle vier Modelle sind auf der Homepage des zweiten Autors zu finden.

13 In Anlehnung an Collier/Hoeffler (2004) untersuchen wir zudem die Interaktionseffekte zwischen Bildung und Diversität. Collier/Hoeffler (2004) verwenden die Einschulungsrate von Männern als Proxy für das Einkommen, das ein Individuum durch die Teilnahme an kriegerischen Auseinandersetzungen verliert. Wir finden Evidenz dafür, dass Bildung in ethnisch diversen Gesellschaften das Gewaltisiko verringert. Die von uns verwendeten WDI-Daten sind allerdings für eine Großzahl der Länder nur für wenige Jahre verfügbar, so dass es zu gewagt wäre, auf dieser Basis Verallgemeinerungen zu formulieren.

14 Durch die Interaktion mit der Zeit wird die Annahme ausgedrückt, dass sich der Einfluss des Pro-Kopf-Einkommens eines Landes als Funktion von $\ln(T)$ über die Zeit hinweg verändert. Nach ca. achteinhalb Jahren ist der Punkt erreicht, an dem sich dieser Effekt aufhebt – die Anzahl der Jahre berechnet sich mit den Koeffizienten, nicht mit den *hazard ratios*: $T = \exp(-.2916636 / -.1358118) = 8.5639123$ Jahre. Auf theoretischer Ebene kann dieser überraschende Effekt damit begründet werden, dass Reichtum zumindest teilweise endogener Natur ist. Die zur Verfügung stehenden Ressourcen und deren Verteilung wirken sich, wie in unserem Modell postuliert, auf das Kriegsrisiko aus, aber es ist auch anzunehmen, dass die Stabilität eines Staates sich in dessen Wohlstandsniveau abbildet. Diese Wechselwirkung zwischen Wohlstand und Konflikt hat in der bisherigen Forschung zur innenpolitischen Gewalt nicht die gebührende Aufmerksamkeit erfahren (vgl. auch Schneider/Wiesehomeier 2008).

Tabelle 2: Einfluss von Wirtschaft auf das Bürgerkriegsrisiko in ethnisch gespaltenen Gesellschaften, 1950–2000

	(1) rh	t	(2) rh	t
Fraktionalisierung	0.161 (0.361)		3.268*** (1.407)	
Polarisierung	1.402 (2.115)		1.252 (0.276)	
Dominanz	0.167 (0.2396)		0.407** (0.180)	1.670*** (0.288)
Bevölkerung	1.458** (0.222)	0.935 (0.063)	1.342*** (0.072)	
Regimestabilität	0.982* (0.011)		0.923** (0.032)	1.018* (0.011)
Ölexport	1.280 (0.342)		1.113 (0.330)	
Demokratie	0.694* (0.143)		0.579** (0.125)	
BIP	0.747 (0.197)	0.873* (0.072)		
Frakt × BIP	1.549 (0.514)			
Pol × BIP	0.983 (0.218)			
Dom × BIP	1.367 (0.283)			
Wachstum			0.989* (0.007)	
Frakt × Wachstum			1.010 (0.010)	
Pol × Wachstum			0.998 (0.005)	
Dom × Wachstum			1.000 (0.005)	
Beobachtungen	4745	4745	4628	4628
Anzahl Cluster	138		133	
Anzahl Ausfälle	130		127	
Wald chi ²	95.67		86.91	
Prob > chi ²	0.000		0.000	

Zelleneinträge sind *hazard ratios*.

Robuste Standardfehler in Klammern; *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Abbildung 1: Marginaler Effekt von Fraktionalisierung auf das Risiko eines Kriegsbeginns mit dem Bruttoinlandsprodukt als modifizierende Variable, Tabelle 2 (1)

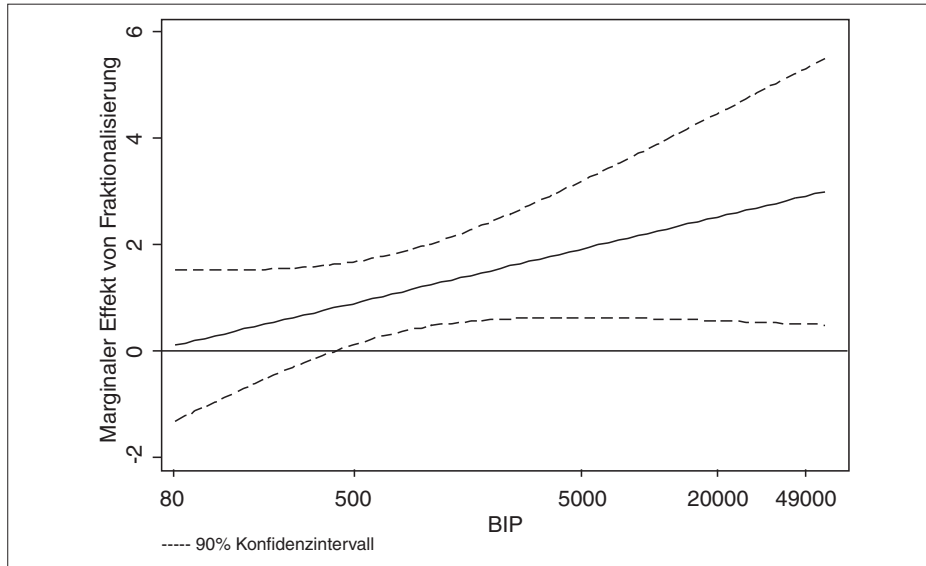
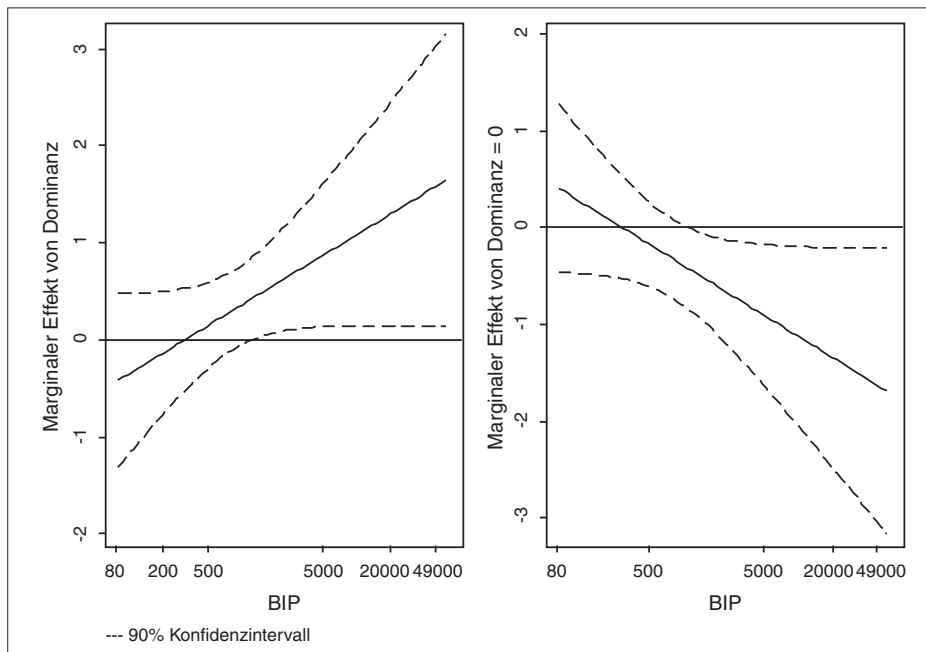


Abbildung 2: Marginaler Effekt von Dominanz auf das Risiko eines Kriegsbeginns mit dem Bruttoinlandsprodukt als modifizierende Variable, Tabelle 2 (1)



Prozentual ausgedrückt entfallen rund 15 Prozent unserer Beobachtungen auf den Bereich, in dem der marginale Effekt nicht signifikant ist, welcher unterhalb der Grenze von ca. 450 \$ liegt.¹⁵

Abbildung 2 veranschaulicht den marginalen Effekt von Dominanz auf das Risiko eines Bürgerkriegsausbruchs. Im Einklang mit unseren Erwartungen ist der Effekt einer dominanten Gruppe dem von Fraktionalisierung sehr ähnlich, allerdings ist dieser für einen etwas schmalen Wertebereich der modifizierenden Variablen signifikant. In Zahlen ausgedrückt bedeutet dies, dass eine konfliktfördernde Wirkung von Dominanz für die oberen rund 43 Prozent des BIP-Wertebereichs vorliegt, also für Länder, die in einem bestimmten Jahr ein BIP pro Kopf von über 2000 \$ erwirtschafteten. Es überrascht wenig, dass die Wirkung von Dominanz sich erst in reicheren Nationen niederschlägt. Meist hat die dominante Gruppe auch die politische Macht inne und ist bemüht, der eigenen Ethnie in der Verteilung der Ressourcen einen Vorteil zu verschaffen.¹⁶ Mit zunehmendem Reichtum der Volkswirtschaft gerät die von der dominanten Ethnie gestellte Regierung unter Druck, auch die anderen ethnischen Gruppierungen am Wohlstand partizipieren zu lassen. Zudem ist es für Minderheiten in armen Gesellschaften schwierig, den Protest zu finanzieren. Die rechte Seite der Grafik veranschaulicht zum Vergleich den exakt gegenläufigen Effekt, welcher in Gesellschaften ohne dominante Gruppe am Werk ist. Von Polarisierung geht unter dem modifizierenden Einfluss von Reichtum keine Wirkung aus.

Das zweite Modell in *Tabelle 2* zeigt die Ergebnisse für das wirtschaftliche Wachstum eines Landes. In Abwesenheit jeglicher Diversität (die Diversitätsvariablen haben einen Wert von Null), wie sie etwa fast in den skandinavischen Staaten erreicht wird, wird der erwartete negative Zusammenhang dieser Einflussgröße für die Konflikanfälligkeit eines Staates deutlich. Allerdings ist sowohl diese Wirkung substantziell gering, als auch die Aussage als solche theoretisch wenig interessant.

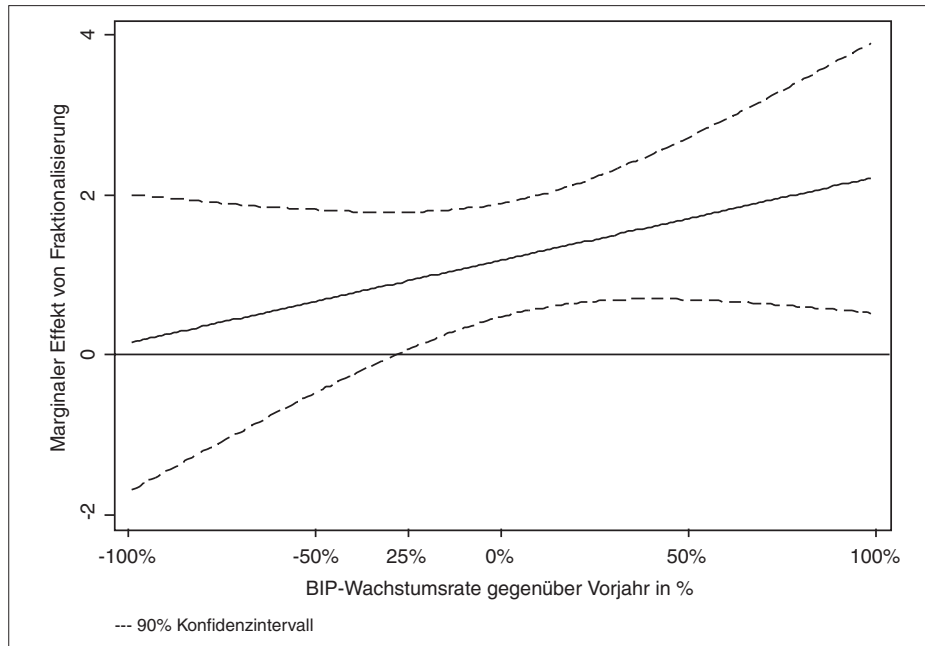
Hypothese 1b findet sich in unseren Berechnungen nur teilweise für den Fall einer fraktionierten Gesellschaft bestätigt. *Abbildung 3* zeigt, dass der konfliktverstärkende Effekt von Fraktionalisierung auch bei negativer Wachstumsrate von ca. 25 Prozent greift. Polarisierung zeigt, wie erwartet, keinerlei Einfluss, wie auch – jedoch entgegen des postulierten Zusammenhanges – Dominanz.¹⁷ Dies könnte darauf hinweisen, dass zwischen den Wirkungen von Reichtum und dem Prozess des Wachstums unterschieden werden muss und Prozess und Niveau nicht gleichzusetzen sind. Eine theoretische Erklärung für die fehlende Signifikanz im Bereich des positiven Wirtschaftswachstums könnte in den diametralen Effekten von Diversität und Wirtschaft liegen. Die von der liberalen Schule postulierte unweigerliche friedensfördernde Wirkung von wirtschaftlichem Wachstum könnte im stabilitätsverringenden Einfluss von Diversität einen Gegenspieler haben, so dass die Effekte sich gegenseitig aufheben.

¹⁵ Es handelt sich um internationale Dollar.

¹⁶ Vgl. hierzu das Modell von Esteban/Ray (2008b), in welchem davon ausgegangen wird, dass ein Staat in der Lage ist, „ethnische öffentliche Güter“ bereitzustellen, also öffentliche Güter, von denen aber nur die Angehörigen einer spezifischen Ethnie profitieren können.

¹⁷ Allerdings führt die Abwesenheit einer dominanten Gruppe im Wertebereich von –50 bis + 50 Prozent zu einem schwach signifikanten positiven Effekt (nicht ausgewiesen).

Abbildung 3: Marginaler Effekt von Fraktionalisierung auf das Risiko eines Kriegsbeginns mit der BIP-Wachstumsrate als modifizierende Variable, Tabelle 2 (2)



Unsere Ergebnisse zeigen die Bedeutung von ethnischer Fraktionalisierung und Dominanz für die Gefahr gewaltsamer Konflikte in unterschiedlich reichen Ländern und stellen somit eine bemerkenswerte Verfeinerung der von Fearon/Laitin (2003) vorgebrachten Evidenz für den konfliktfördernden Einfluss von niedrigem Pro-Kopf-Einkommen dar. Problematisch bleibt allerdings das Endogenitätsproblem bei der Etablierung eines kausalen Zusammenhangs zwischen wirtschaftlichen Variablen und Bürgerkrieg.¹⁸

4.2 Langfristige vs. kurzfristige Folgen von Liberalisierung und Protektionismus

Da wir davon ausgehen, dass sich Liberalisierung und Protektionismus auf kurze Sicht anders auf die Stabilität einer Gesellschaft auswirken als langfristig, untersuchen wir unsere in den Hypothesen 2a und 2b aufgestellten theoretischen Überlegungen ge-

¹⁸ Wir sind uns dieser Problematik bewusst, aber ebenso auch der Tatsache, dass mit Instrumentieren dem Problem der Endogenität nicht unbedingt effektiv begegnet werden kann. Die Suche nach alternativen Vorgehensweisen verleitet oft dazu, schwache Instrumente zu berücksichtigen. Damit kann dem Problem der Endogenität aber nicht effektiv begegnet werden (Angrist/Krueger 2001). Wir verzichten bewusst auf die Verwendung von zeitverzögerten Variablen bei unseren Wirtschaftvariablen, da unser statistisches Modell den Einfluss der Zeit explizit modelliert.

Tabelle 3: Einfluss von außenwirtschaftlicher Offenheit und Öffnung auf das Bürgerkriegsrisiko in ethnisch gespaltenen Gesellschaften, 1950–2000

	(1) rh	t	(2) rh	t
Fraktionalisierung	3.768 (5.896)		3.990* (2.979)	
Polarisierung	0.304 (0.420)		1.993* (0.763)	
Dominanz	3.892 (5.014)		0.663 (0.642)	1.624 (0.534)
Bevölkerung	1.679*** (0.317)	0.847** (0.069)	1.073 (0.150)	
Regimestabilität	0.980* (0.010)		0.976 (0.016)	
Ölexport	1.272 (0.341)		0.864 (0.324)	
Demokratie	0.586** (0.124)		0.646 (0.194)	
Offenheit	1.207 (0.511)	0.729* (0.126)		
Frakt × Offenheit	1.045 (0.474)			
Pol × Offenheit	1.430 (0.539)			
Dom × Offenheit	0.778 (0.276)			
Öffnung			3.925* (2.799)	
Frakt × Öffnung			0.091** (0.102)	
Pol × Öffnung			0.529 (0.228)	
Dom × Öffnung			1.259 (0.645)	
Beobachtungen	4745	4745	1447	1447
Anzahl Cluster	138		95	
Anzahl Ausfälle	130		52	
Wald chi ²	85.15		52.20	
Prob > chi ²	0.000		0.000	

Zelleneinträge sind *hazard ratios*.

Robuste Standardfehler in Klammern; *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Abbildung 4: Marginaler Effekt von Fraktionalisierung auf das Risiko eines Kriegsbeginns mit der langfristigen außenwirtschaftlichen Offenheit einer Volkswirtschaft als modifizierende Variable, Tabelle 3 (1)

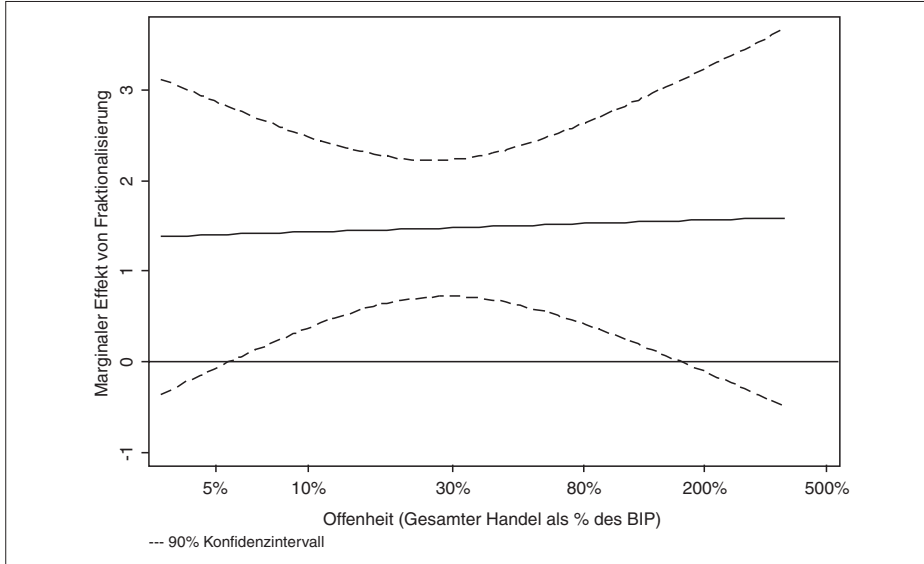
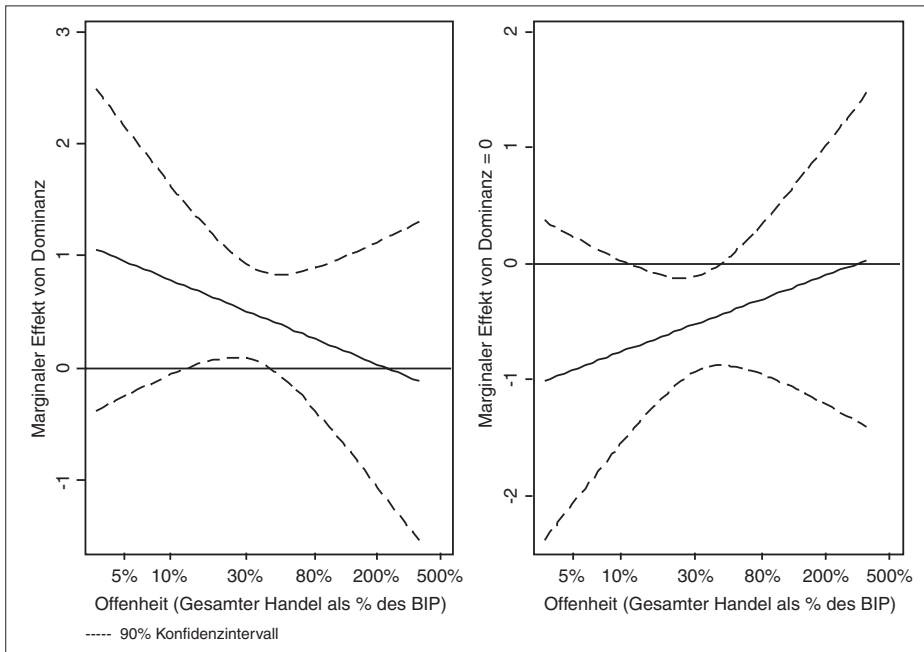


Abbildung 5: Marginaler Effekt von Dominanz auf das Risiko eines Kriegsbeginns mit der langfristigen außenwirtschaftlichen Offenheit einer Volkswirtschaft als modifizierende Variable, Tabelle 3 (1)



trennt. Zunächst diskutieren wir unser Modell mit der Näherungsvariablen für die langfristige außenwirtschaftliche Offenheit und im Anschluss daran jenes mit der auf regulativen Änderungen basierenden Variablen zur Darstellung der Öffnung einer Volkswirtschaft. Die Resultate sind in *Tabelle 3* ausgewiesen.

Tabelle 3 bestätigt im Wesentlichen die in Hypothese 2a formulierten Erwartungen. Die *Abbildungen 4* und *5* veranschaulichen, dass die liberalistische These einer Qualifizierung bedarf. Im Falle von Fraktionalisierung deutet der marginale Effekt auf ausgeprägte, leicht steigende Verteilungskämpfe hin, die lediglich bei sehr schwacher bzw. sehr starker Abhängigkeit von Handel keinerlei Wirkung haben. Im Falle von Dominanz hebt sich der konfliktmindernde Einfluss von freiem Handel (Offenheit) durch die Berücksichtigung der ethnischen Zusammensetzung eines Staates nicht gänzlich auf. Lediglich in relativ geschlossenen Volkswirtschaften, in denen der Anteil des Außenhandels nur einen sehr kleinen Teil des BIP ausmacht, können wir für den Einfluss von Dominanz eine Erhöhung des Konfliktrisikos ausmachen. Allerdings ist dieser tendenziell fallende Effekt nur schwach signifikant, und zwar ausschließlich bei einem Anteil des Handels am BIP zwischen 15 und 35 Prozent. Insgesamt fallen ca. 22 Prozent der Beobachtungen in diesen Bereich. Ein exakt spiegelbildlicher Effekt ist für nicht dominierte Gesellschaften zu verzeichnen.

Das zweite Modell in *Tabelle 2* zeigt die Resultate zu Hypothese 2b. Aufgrund des hier verwendeten Maßes für institutionelle Veränderungen im Bereich Außenwirtschaftspolitik verkürzt sich einerseits der Untersuchungszeitraum, andererseits verringern sich die Fallzahl und die Anzahl der betrachteten Länder. Unsere Hypothese wird zwar nicht vollständig bestätigt, jedoch führt die explizite Berücksichtigung des Zusammenwirkens von Diversität und der Ausgestaltung der Außenwirtschaftspolitik zu interessanten Einblicken. Das ausgewiesene Risikoverhältnis für Öffnung gibt den Effekt für institutionelle Veränderungen in ethnisch nicht diversen Gesellschaften an. Es bestätigt sich der konfliktfördernde Einfluss, der von kurzfristigen Maßnahmen ausgeht. Ähnlich zeigt sich, dass sowohl Fraktionalisierung als auch Polarisierung dazu geeignet sind, die Konfliktwahrscheinlichkeit eines Landes positiv zu beeinflussen. *Abbildung 6* zeigt jedoch, dass fraktionalisierte Gesellschaften, die mit kurzfristigen Liberalisierungsmaßnahmen eines größeren Ausmaßes konfrontiert sind, ein geringeres Risiko für den Ausbruch eines Bürgerkriegs aufweisen. Jedoch weisen lediglich 22 Länderjahre (oder 1,5 Prozent des Samples) in unserem Datensatz eine außenwirtschaftliche Öffnung von 2 und mehr auf. Während keinerlei jährliche institutionelle Veränderungen trotz starker Zellenbesetzung mit rund 84 Prozent unserer Länderjahre einen sowohl statistisch als auch substantiell lediglich schwachen Zusammenhang mit dem Konfliktrisiko aufweisen, spiegeln sich protektionistische Bestrebungen eines Landes sofort in einem signifikant erhöhten Risiko eines Bürgerkriegsausbruchs wider.¹⁹ Interessant ist, dass das Vor-

19 Von den verbleibenden 16 Prozent der Länderjahre entfallen ca. 5,4 Prozent auf protektionistische Maßnahmen. Etwa 11 Prozent besetzen die Zellen der positiven Liberalisierungsmaßnahmen, wobei allein 9,5 auf eine geringe Öffnung von einem Wert von 1 entfallen. Tabellen, die darüber informieren, welche Länder wann in welche Kategorie fielen, sind ebenfalls auf der Homepage des zweiten Autors hinterlegt. Hervorzuheben ist diesbezüglich, dass unter den Ländern mit protektionistischen Tendenzen in der zweiten Hälfte der 1990er Jahre einige europäische Länder – Österreich, Portugal, Spanien, Großbritannien und Irland – zu finden sind, während der sonstige Zeitraum klar von afrikanischen Staaten dominiert wurde.

Abbildung 6: Marginaler Effekt von Fraktionalisierung auf das Risiko eines Kriegsbeginns mit der kurzfristigen institutionellen Öffnung (CACAO) als modifizierende Variable, Tabelle 3 (2)

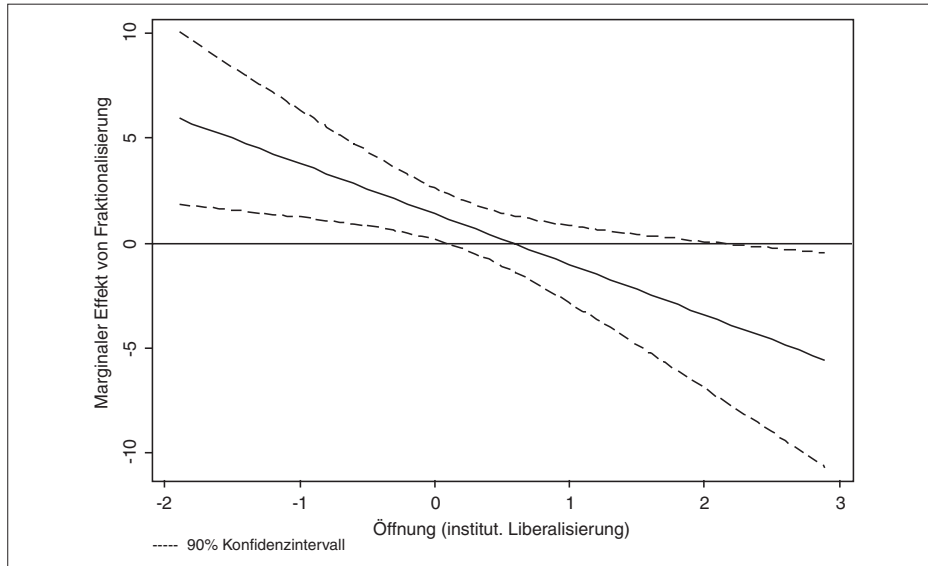
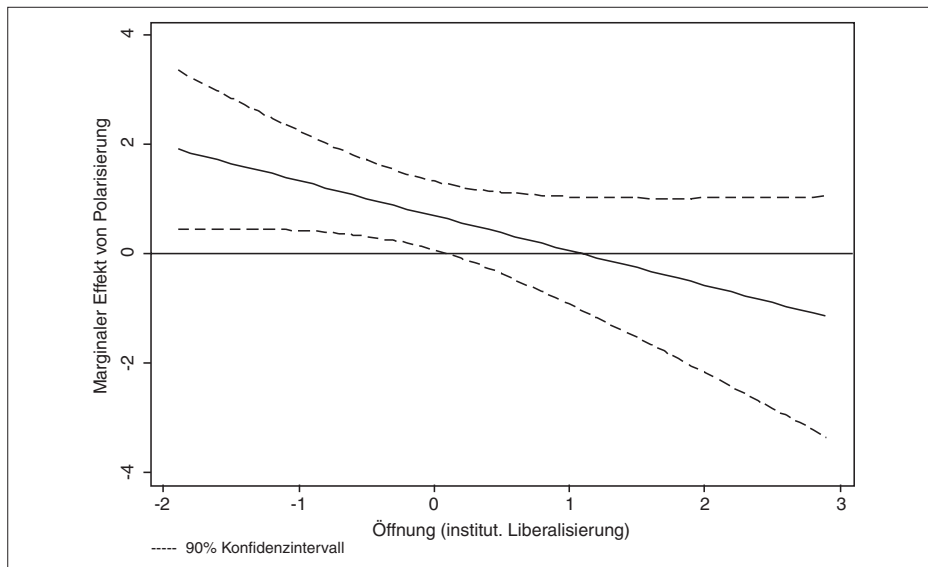


Abbildung 7: Marginaler Effekt von Polarisierung auf das Risiko eines Kriegsbeginns mit der kurzfristigen institutionellen Öffnung (CACAO) als modifizierende Variable, Tabelle 3 (2)



zeichen des marginalen Effekts an der Stelle wechselt, an der die Tendenz von protektionistischen Entwicklungen zu liberalisierungsfreundlichen umschlägt und geringe Reformbestrebungen das Konfliktrisiko nicht signifikant mindern. Wie *Abbildung 7* illustriert, lässt sich entgegen unserer Vermutung ein vergleichbarer Zusammenhang für polarisierte Gesellschaften verzeichnen. Jedoch zeigt sich hier lediglich eine signifikant konfliktfördernde Wirkung für keine und negative Veränderungen, wohingegen Liberalisierungsmaßnahmen in einer solchen gesellschaftlichen Konstellation keinerlei Wirkung zeigen.

Setzt man unsere Ergebnisse ins Verhältnis zu bisherigen Studien, welche zwischen lang- und kurzfristiger Liberalisierung unterscheiden, ohne die ethnische Struktur explizit zu modellieren (Bussmann/Schneider 2007; Bussmann et al. 2005), so kann man folgern, dass Fraktionalisierung einen nicht vernachlässigbaren Einfluss auf die Konflikthanfälligkeit von Staaten hat, die ihre Außenwirtschaftspolitik ändern. Weiter stützt unsere Analyse die Position der Globalisierungsbefürworter, da jeglicher Protektionismus auf der Stelle eine Erhöhung des Konfliktrisikos mit sich bringt, wie der Vorzeichenwechsel des Effekts am Übergang von protektionistischen Tendenzen zu liberalisierenden Tendenzen auf der x-Achse veranschaulicht. Individuen in fraktionierten Gesellschaften scheinen besonders sensibel auf außenwirtschaftliche Veränderungen zu reagieren. Dieser Effekt lässt sich dadurch begründen, dass eine Gesellschaft, die in viele Gruppen mit divergierenden Interessenlagen zerfällt, politisch aufmerksamer ist. Der Druck im Verteilungskampf um die zur Verfügung stehenden Ressourcen ist durch die große Zahl an konkurrierenden Gruppen höher. In diesem Sinne können wirtschaftspolitische Neuerungen schnell für sozialen Zündstoff sorgen, da Benachteiligungen der eigenen Gruppe befürchtet werden. Für von einer ethnischen Gruppe dominierte Staaten wiederum ist kein signifikanter Effekt auszumachen. In Anbetracht der oben erwähnten Datenlage und der aufgezeigten Verteilung der Fälle, bedürfen diese Ergebnisse zukünftig weiterer Qualifizierung.

5. Diskussion und Zusammenfassung

Dieser Beitrag führt zwei der prominentesten Erklärungsansätze für Bürgerkriege auf theoretischer und analytischer Ebene zusammen. Wir argumentieren, dass der Einfluss der ethnischen Struktur auf das Kriegsrisiko durch die ökonomischen Faktoren eines Landes vermittelt ist. Auf der Grundlage einschlägiger formaler Modelle (Esteban/Ray 1999, 2008a, 2008b) gehen wir davon aus, dass die relative Stärke ethnischer Gruppen deren Möglichkeiten zur Teilhabe an Wohlfahrtsgewinnen determiniert.

Die empirische Analyse stützt das Argument, dass von ökonomischen Faktoren ausgehende Effekte durch die ethnische Diversität konditioniert sind. So zeigt sich erstens, dass die Einbeziehung von ethnischer Diversität in die Analyse der Auswirkungen von Reichtum und außenwirtschaftlicher Liberalisierung auf die innere Stabilität eines Landes neue Erkenntnisse liefert. Das Zusammenspiel dieser beiden Faktoren vertieft unser Verständnis der Art und Weise, wie in zerklüfteten Gesellschaften soziale Unruhen entstehen. In Abgrenzung zu den einflussreichen Analysen von Fearon/Laitin (2003) und Collier/Hoeffler (2004) können wir zeigen, dass Reichtum nicht generell die Konflikthanfälligkeit eines Landes reduziert, sondern in fraktionierten und von einer Ethnie

dominierten Ländern Reichtum sogar zu einer Voraussetzung für Konflikt wird. Dieses Ergebnis folgt der Logik, dass der Neid sich erst entfalten kann, wenn eine Gruppe mehr vom Wachstum profitiert als eine andere. Zweitens können wir mit Hilfe unserer konditionalen Ergebnisse die Theorie des distributiven Konflikts qualifizieren, wie sie Bussmann/Schneider (2007) skizzierten. Nach diesem Ansatz ist die außenwirtschaftliche Offenheit eines Landes mit einer reduzierten, die Liberalisierung – und damit der Weg zur Integration in die Weltwirtschaft – mit einer erhöhten Konfliktwahrscheinlichkeit verknüpft. Während unsere Analyse den ersten Teil der Doppelthese bestätigt, zeigt sich, dass in fraktionalisierten Ländern eine regulative Öffnung in größerem Umfang die Konflikthanfälligkeit reduziert. Protektionistische Bestrebungen in demselben ethnischen Kontext – wie auch für Polarisierung – erhöhen hingegen die Konflikthanfälligkeit eines Staates.

Unsere Analyse hat, wie die gesamte bestehende Literatur bis jetzt, kein überzeugendes Rezept bieten können, um die wachstumsreduzierenden Wirkungen von Konflikt zu kontrollieren, welche den in konventionellen Studien nachgewiesenen Effekt des Wirtschaftsstandes auf das Risiko innerer Gewalt wohl inflationieren. Nach unserer Meinung kann dieses gravierende Endogenitätsproblem nur bedingt über den Import von avancierten ökonomischen Verfahren behoben werden. Sinnvoller scheint es uns, von der Analyse einzelner Staaten wegzukommen und Konfliktursachen auf tieferen Aggregationsebenen zu erkunden, seien dies Gruppennetze, einzelne Gruppen oder sogar Individuen. Da solche disaggregierten Datensätze aber noch nicht umfassend bestehen, haben wir in diesem Aufsatz mit Hilfe eines konventionellen Schätzansatzes bestehende Makrotheorien verfeinert und überprüft. Konditionale Hypothesen, wie wir sie entwickelt haben, führen uns weg von den irritierenden Metadiskursen über die angebliche Vorrangstellung von identitätsbasierten oder ökonomiezentrierten Erklärungen in der Bürgerkriegsforschung. Wie unsere Analyse demonstriert, sind diese Einflussbündel aufs Engste miteinander verknüpft.

Literatur

- Alesina, Alberto/Devleeschauwer, Arnaud/Easterly, William/Kurlat, Sergio/Wacziarg, Romain, 2003: Fractionalization, in: *Journal of Economic Growth* 8 (2), 155-194.
- Angrist, Joshua/Krueger, Alan B., 2001: *Instrumental Variables and the Search for Identification: From Supply and Demand to Natural Experiments*, NBER Working Papers 8456, National Bureau of Economic Research.
- Box-Steffensmeier, Janet M./Reiter, Dan/Zorn, Christopher, 2003: Nonproportional Hazards and Event History Analysis in International Relations, in: *Journal of Conflict Resolution* 47 (1), 33-53.
- Box-Steffensmeier, Janet M./Zorn, Christopher, 2002: Duration Models for Repeated Events, in: *Journal of Politics* 64 (4), 1069-1094.
- Brambor, Thomas/Roberts Clark, William/Golder, Matt, 2006: Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses, in: *Political Analysis* 14 (1), 63-82.
- Bussmann, Margit/Schneider, Gerald, 2007: When Globalization Discontent Turns Violent: Foreign Economic Liberalization and Internal War, in: *International Studies Quarterly* 51 (1), 79-97.
- Bussmann, Margit/Schneider, Gerald/Wiesehomeier, Nina, 2005: Foreign Economic Liberalization and Peace: The Case of Sub-Saharan Africa, in: *European Journal of International Relations* 11 (4), 551-579.

- Cederman, Lars-Erik/Girardin, Luc*, 2007: Beyond Fractionalization: Mapping Ethnicity onto Nationalist Insurgencies, in: *American Political Science Review* 101 (1), 173-185.
- Chandra, Kanchan/Wilkinson, Steven*, 2008: Measuring the Effect of „Ethnicity“, in: *Comparative Political Studies* 41 (4/5), 515-563.
- Collier, Paul*, 2001: Implications of Ethnic Diversity, in: *Economic Policy* 16, 129-166.
- Collier, Paul*, 2007: *The Bottom Billion: Why the Poorest Countries are Failing and What Can Be Done About It*. Oxford.
- Collier, Paul/Elliott, Lani/Hegre, Håvard/Hoeffler, Anke/Reynal-Querol, Marta/Sambanis, Nicholas*, 2003: *Breaking the Conflict Trap: Civil War and Development Policy*. Washington, DC.
- Collier, Paul/Hoeffler, Anke*, 1998: On Economic Causes of Civil War, in: *Oxford Economic Papers* 50 (4), 563-573.
- Collier, Paul/Hoeffler, Anke*, 2004: Greed and Grievance in Civil War, in: *Oxford Economic Papers* 56 (4), 563-595.
- de Soysa, Indra*, 2002: Paradise is a Bazaar? Greed, Creed, and Governance in Civil War, 1989–99, in: *Journal of Peace Research* 39 (4), 395-416.
- Dunning, Thad*, 2008: Model Specification in Instrumental-Variables Regression, in: *Political Analysis* 16 (3), 290-302.
- Elbadawi, Ibrahim/Hegre, Håvard*, 2008: Globalization, Economic Shocks, and Armed Conflict, in: *Defence and Peace Economics* 19 (1), 37-60.
- Esteban, Joan/Ray, Debraj*, 1994: On the Measurement of Polarization, in: *Econometrica* 62 (4), 819-851.
- Esteban, Joan/Ray, Debraj*, 1999: Conflict and Distribution, in: *Journal of Economic Theory* 87, 379-415.
- Esteban, Joan/Ray, Debraj*, 2008a: Polarization, Fractionalization, and Conflict, in: *Journal of Peace Research* 45 (2), 163-182.
- Esteban, Joan/Ray, Debraj*, 2008b: On the Salience of Ethnic Conflict, in: *American Economic Review* (i. E.).
- Fearon, James D.*, 2003: Ethnic and Cultural Diversity by Country, in: *Journal of Economic Growth* 8 (2), 195-222.
- Fearon, James D.*, 2005: Primary Commodity Exports and Civil War, in: *Journal of Conflict Resolution* 49 (4), 483-507.
- Fearon, James D./Kasara, Kimuli/Laitin, David D.*, 2007: Ethnic Minority Rule and Civil War Onset, in: *American Political Science Review* 101 (1), 187-193.
- Fearon, James D./Laitin, David D.*, 2003: Ethnicity, Insurgency, and Civil War, in: *American Political Science Review* 97 (1), 75-90.
- Gleditsch, Nils P./Wallensteen, Peter/Eriksson, Mikael/Sollenberg, Margareta/Strand, Håvard*, 2002: Armed Conflict 1946–2001: A New Dataset, in: *Journal of Peace Research* 39 (5), 615-637.
- Golder, Matt*, 2004: Codebook. Democratic Electoral Systems Around the World, 1946-2000, in: http://homepages.nyu.edu/%7Emrg217/codebook_es1.pdf; 14.12.2007.
- Golder, Matt*, 2005: Democratic Electoral Systems Around the World, 1946–2000, in: *Electoral Studies* 24 (1), 103-121.
- Hegre, Håvard/Ellingsen, Tanja/Gates, Scott/Gleditsch, Nils P.*, 2001: Towards a Democratic Civil Peace? Democracy, Political Change, and Civil War, 1816–1992, in: *American Political Science Review* 95 (1), 33-48.
- Hegre, Håvard/Gissinger, Ranveig/Gleditsch, Nils P.*, 2003: Globalization and Internal Conflict, in: *Schneider, Gerald/Barbieri, Katherine/Gleditsch, Nils P.* (Hrsg.), *Globalization and Armed Conflict*. Lanham, MD, 251-275.
- Hegre, Håvard/Sambanis, Nicholas*, 2006: Sensitivity Analysis of the Empirical Literature on Civil War Onset, in: *Journal of Conflict Resolution* 50 (4), 508-535.
- Herrera, Yoshiko M./Kapur, Devesh*, 2007: Improving Data Quality: Actors, Incentives, and Capabilities, in: *Political Analysis* 15 (4), 365-386
- Hertz-Picciotto, Irva/Rockhill, Beverly*, 1997: Validity and Efficiency of Approximation Methods for Tied Survival Times in Cox Regression, in: *Biometrics* 53, 1151-1156.
- Heston, Alan/Summers, Robert/Aten, Bettina*, 2002: Penn World Table Version 6.1, Centre for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP).

- Horowitz, Donald L.*, 1985: *Ethnic Groups in Conflict*. Berkeley, CA.
- Kirschmann, Katrin/Schneider, Gerald*, 2008: *Diversity and Human Rights Violations*. Unveröffentlichtes Manuskript, Universität Konstanz.
- Laitin, David D.*, 2007: *Nations, States and Violence*. Oxford University Press, USA.
- Lipset, Seymour M./Rokkan, Stein*, 1967: *Party Systems and Voter Alignments: Cross-National Perspectives*. New York.
- Marshall, Monty G./Jagers, Keith*, 2000: *Polity IV Project: Dataset Users Manual*, in: <http://www.bsos.umd.edu/cidcm/inscr/polity/index.htm>; 30.06.2007.
- Martin, Christian W.*, 2005: *Die doppelte Transformation*. Wiesbaden.
- Miguel, Edward/Satyanath, Shanker/Sergenti, Ernest*, 2004: *Economic Shocks and Civil Conflict: An Instrumental Variables Approach*, in: *Journal of Political Economy* 112 (4), 725-753.
- Montalvo, José G./Reynal-Querol, Marta*, 2005: *Ethnic Polarization, Potential Conflict, and Civil Wars*, in: *American Economic Review* 95(3), 796-813.
- Østby, Gudrun*, 2008: *Polarization, Horizontal Inequalities and Civil Conflict*, in: *Journal of Peace Research* 45 (2), 143-162.
- Prentice, Ross L./Williams, Benjamin J./Peterson, Arthur V.*, 1981: *On the Regression Analysis of Multivariate Failure Time Data*, in: *Biometrika* 68 (2), 373-379.
- Przeworski, Adam/Alvarez, Michael E./Cheibub, José A./Limongi, Fernando*, 2000: *Democracy and Development: Political Institutions and Material Well-Being in the World, 1950–1990*. New York.
- Reynal-Querol, Marta*, 2002: *Ethnicity, Political Systems, and Civil Wars*, in: *Journal of Conflict Resolution* 46 (1), 29-54.
- Reynal-Querol, Marta*, 2005: *Does Democracy Preempt Civil Wars?*, in: *European Journal of Political Economy* 21 (2), 445-465.
- Sachs, Jeffrey D./Warner, Andrew*, 1995: *Economic Reform and the Process of Global Integration*, in: *Brookings Papers on Economic Activity* 1, 1-118.
- Schneider, Gerald/Wiesehomeier, Nina*, 2006: *Ethnic Polarization, Potential Conflict, and Civil War: Comment*. Unveröffentlichtes Manuskript.
- Schneider, Gerald/Wiesehomeier, Nina*, 2008: *Rules that Matter: Political Institutions and the Diversity Conflict Nexus*, in: *Journal of Peace Research* 45 (2), 183-203.
- Stewart, Frances*, 2002: *Horizontal Inequalities: A Neglected Dimension of Development*, Working Paper Number 81, Queen Elizabeth House, University of Oxford, in: <http://www2.qeh.ox.ac.uk/research/qehwplist.html?jorseries=WPS&jorcode1=2002>; 01.02.2008.
- Stewart, Frances*, 2000: *Crisis Prevention: Tackling Horizontal Inequalities*, in: *Oxford Development Studies* 28 (3), 245-262.