



**AgEcon** SEARCH  
RESEARCH IN AGRICULTURAL & APPLIED ECONOMICS

*The World's Largest Open Access Agricultural & Applied Economics Digital Library*

**This document is discoverable and free to researchers across the globe due to the work of AgEcon Search.**

**Help ensure our sustainability.**

Give to AgEcon Search

AgEcon Search

<http://ageconsearch.umn.edu>

[aesearch@umn.edu](mailto:aesearch@umn.edu)

*Papers downloaded from **AgEcon Search** may be used for non-commercial purposes and personal study only. No other use, including posting to another Internet site, is permitted without permission from the copyright owner (not AgEcon Search), or as allowed under the provisions of Fair Use, U.S. Copyright Act, Title 17 U.S.C.*

# GRENZEFFEKTE IN DER MARKTINTEGRATION BEI MAIS IN OSTAFRIKA: EINSICHTEN AUS EINEM SEMI-PARAMETRISCHEN REGRESSIONSMODELL

Rico Ihle, Joseph Amikuzuno, Stephan von Cramon-Taubadel und  
Sergiy Zorya

[rico.ihle@gwdg.de](mailto:rico.ihle@gwdg.de)

Georg-August-Universität Göttingen



2009

*Vortrag anlässlich der 49. Jahrestagung der GEWISOLA  
„Agrar- und Ernährungsmärkte nach dem Boom“  
Kiel, 30.09. – 02.10.2009*

Wir danken dem Zentrum für Statistik der Georg-August-Universität und dem Land Niedersachsen für die Bereitstellung eines Georg-Christoph-Lichtenberg-Promotionsstipendiums.

Copyright 2009 by authors. All rights reserved. Readers may make verbatim copies of this document for non-commercial purposes by any means, provided that this copyright notice appears on all such copies.

# **GRENZEFFEKTE IN DER MARKTINTEGRATION BEI MAIS IN OSTAFRIKA: EINSICHTEN AUS EINEM SEMI-PARAMETRISCHEN REGRESSIONSMODELL**

## **Zusammenfassung**

Diese Arbeit analysiert Faktoren, die Einfluß auf das Ausmaß der inländischen und grenzübergreifenden Integration der Maismärkte Kenias, Tansanias und Ugandas ausüben. Die Stärke der Reaktion der Preise auf Abweichungen von ihren Langzeitgleichgewichtswerten als Maß der Marktintegration und die Determinanten dieser Reaktion werden für 85 Marktpaare von Januar 2000 bis Oktober 2008 untersucht. Zu diesem Zweck wird ein semi-parametrisches partiell-lineares Regressionsmodell genutzt, das imstande ist, den Einfluß der Marktentfernung, der sich als nichtlinear herausstellt, adäquat zu modellieren. Die Ergebnisse der Untersuchung sind kohärent mit der ökonomischen Theorie und von politischem Interesse. Ein Grenzeffekt wird identifiziert, der in dem Sinne heterogen ist, daß er nur für die tansanische, jedoch nicht für die ugandische Grenze festgestellt werden kann. Der tansanische Binnenhandel weist einen stark negativen Effekt auf, der sich jedoch statistisch nicht vom Grenzeffekt des Landes unterscheidet. Weiterhin wird ein stark positiver Effekt für Nairobi gefunden, der im Einklang mit der Größe und wirtschaftlichen Bedeutung der Stadt im ostafrikanischen Raum steht.

## **Schlüsselwörter**

Grenzeffekt, Mais, Ostafrika, räumliche Marktintegration, semi-parametrische Regression.

## **1 Einleitung**

Mais stellt im subsaharischen Afrika mit Abstand das wichtigste Grundnahrungsmittel dar. Eine solche Rolle hat er auch in Ostafrika inne (AWUOR, 2007), wo er nach FAOSTAT für Tansania und Kenia über ein Drittel und für Uganda mehr als 10% der durchschnittlichen Kalorienaufnahme ausmacht, weshalb er in Anbau und Handel eine ähnlich wichtige Rolle spielt. Die größten Produzenten der Region sind Tansania und Kenia, wobei ersteres überwiegend selbstversorgend ist, letzteres mit Abstand den größten regionalen Importeur darstellt. Kenias Maisnachfrage wird neben seinen eigenen Anbaugebieten im zentralen Hochland vor allem durch Einfuhren aus Ostuganda und Nordtansania gedeckt, wobei Uganda der größte Nettoexporteur der Region ist (für eine eingehende Behandlung der Maishandelsflüsse siehe AWUOR, 2007 oder MICHIGAN STATE UNIVERSITY, 2008). Nach der UN Comtrade Datenbank gehen im Mittel etwa 60% der gesamten Maisausfuhren Ugandas und Tansanias nach Kenia, und Mais gehört zu den fünf wichtigsten Ausfuhrsgütern in Ostafrika.

Obwohl alle drei Staaten zur Ostafrikanischen Gemeinschaft (*East African Community*, EAC) gehören, in deren Rahmen seit Januar 2005 eine Zollunion in Kraft ist, verfolgen sie unterschiedliche Agrar- und Handelspolitiken, die nicht immer im Sinne der Union sind. Kenia und Uganda besitzen im Gegensatz zu Tansania überwiegend liberalisierte Märkte. Nach WELTBANK (2008) wurden in allen drei Staaten produktions- und handelsverzerrende Maßnahmen seit 1980 zurückgefahren. Während die ersten beiden Länder ihren Fokus von Besteuerung des Agrarsektors hin zu einer verhaltenen Unterstützung verändert haben, bleibt der Maismarkt in Tansania mit stark politisch beeinflussten Preissignalen noch stark reguliert. Die politischen Entscheidungsträger in Uganda scheinen das Potential des Landes, zur Kornkammer Ostafrikas zu werden und damit auch erhebliche Ausfuhrereinnahmen zu realisieren, erkannt zu haben, wodurch das Land kein Interesse an der Anwendung handelsverzerrender Maßnahmen hat. Die Agrarpolitik Kenias ist eher auf verhaltene Preisstützung

und –stabilisierung mittels des *National Cereals and Produce Board* ausgerichtet, das nach stark zurückgegangener Bedeutung in den letzten 20 Jahren noch begrenzten Einfluß auf die Preise ausübt. Tansania verfolgt in erster Linie das Ziel der flächendeckenden Nahrungsmittelsicherheit, das mit einer Reihe restriktiver Maßnahmen von lokaler bis hin zu nationaler Ebene, wie z.B. Exportverbote, zu erreichen versucht wird (siehe TEMU ET AL. 2007 für einen chronologischen Abriß der Handelspolitik).

Das Ausmaß, mit dem Preissignale eines Gutes, und damit implizit Aussagen über dessen Angebots- und Nachfragestruktur, zwischen Märkten übertragen werden, ermöglicht Einsichten in den Grad der Marktintegration. Diese läßt ihrerseits Schlußfolgerungen hinsichtlich des Vermögens der Märkte zu, Preis- und dadurch implizierte Wohlfahrtseffekte von Überangebot und Knappheit abzufedern. Eine zentrale Fragestellung besteht in dieser Hinsicht darin, ob die Märkte durch ein langfristiges Preisgleichgewicht miteinander verbunden sind und wie stark sie, falls dieses vorhanden ist, auf Abweichungen davon, die durch abgebot- oder nachfrageinduzierte Schocks ausgelöst werden können, reagieren. Das Ausmaß dieser Reaktion auf zwischenstaatlicher Ebene hängt von verschiedenen Faktoren ab, so z.B. ob die räumlichen Handelsflüsse nationale Grenzen überqueren oder ob bestimmte Länder oder Großstädte sich strukturell vom regionalen Durchschnitt unterscheiden. Daher konzentriert sich diese Arbeit auf die Frage, ob Unterschiede im Ausmaß der Reaktion von Preisen auf Abweichungen von ihren Langzeitgleichgewichtswerten, d.h., nach der Definition von FACKLER und GOODWIN (2001: 978), in der Marktintegration (MI), festgestellt werden können.

Die methodische Analyse besteht aus zwei Schritten. Im ersten Schritt werden 85 Maismarktpaare untersucht, ob sie durch Langzeitgleichgewichte verbunden, d.h. kointegriert sind. Falls dies der Fall ist, wird jeweils ein Vektorfehlerkorrekturmodell (*vector error correction model*, VECM) geschätzt. Die ausgeprägte Nettoeinfuhrsituation Kenias und v.a. seiner Hauptstadt Nairobi läßt nicht nur die Untersuchung des Binnenhandels, sondern auch des grenzüberschreitenden Warenverkehrs zwischen Kenia und Tansania bzw. Kenia und Uganda interessant erscheinen. Der Schwerpunkt der Arbeit liegt im zweiten Schritt auf der Analyse von Faktoren, die das Ausmaß der MI beeinflussen. Dies geschieht sowohl auf Grundlage von parametrischen als auch semi-parametrischen Regressionsmodellen. Dabei orientiert sich die Analyse an den einschlägigen Literaturen zu Gravitätsmodellen bzw. Grenzeffekten, die seit den richtungweisenden Veröffentlichungen von MCCALLUM (1995) und ENGEL und ROGERS (1996) Handelsflüsse bzw. Preisvolatilität auf Individual- und Grenzeffekte hin untersuchen, wie z.B. HELLIWELL (1996), EVANS (2003) oder HELBLE (2007). OLPER und RAIMONDI (2008) untersuchen die Bedeutung von Grenzeffekten für den Handel mit Agrargütern.

Die Arbeit ist wie folgt gegliedert. Der nächste Abschnitt erklärt kurz das zugrunde liegende Modell und widmet sich ausführlich der Beziehung zwischen Transaktionskosten (TK) und der Stärke der MI und der Rolle von Grenzeffekten als Komponente der TK. Der nachfolgende Abschnitt diskutiert das Problem der Verzerrung von Schätzern als Folge von Fehlspezifikation eines unbekanntes funktionalen Zusammenhanges und schlägt alternativ ein semi-parametrisches Regressionsmodell vor, das auch späterhin in der Analyse Anwendung findet. Danach wird kurz auf die Daten eingegangen. In Abschnitt 5 werden die Schätzergebnisse von parametrischen und semi-parametrischen Modellen dargestellt und im Folgeabschnitt ausführlich interpretiert, bevor der siebte Abschnitt den Aufsatz schließt.

## **2 Preistransmission, Transaktionskosten und Grenzeffekte**

Nachdem die Zeitreiheneigenschaften der Daten festgestellt wurden, wird mittels des Johansen-Maximum-Likelihood-Schätzers ein VECM je Marktpaar geschätzt, wobei das Hannan-Quinn-Kriterium zur Wahl der Ordnung  $k$  der zeitlichen Verzögerungsterme benutzt wird. Das VECM hat die folgende Form:

$$(1) \quad \begin{pmatrix} \Delta p_t^A \\ \Delta p_t^B \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha^A \\ \alpha^B \end{pmatrix} ect_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Gamma_i \begin{pmatrix} \Delta p_{t-i}^A \\ \Delta p_{t-i}^B \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_t^A \\ \varepsilon_t^B \end{pmatrix},$$

wobei  $\Delta p_{t-i}^l = p_{t-i}^l - p_{t-(i+1)}^l, i=0,1,\dots,k; l=\{A,B\}$  die (verzögerte) Preisänderung der Märkte A bzw. B darstellt.  $\alpha^l$  bezeichnet den Ladungs- oder Anpassungsparameter, der das Ausmaß der MI mißt, also die Geschwindigkeit mit der die Preise  $p_t^l$  auf kurzfristige Abweichungen von ihren Langzeitgleichgewichtswerten  $p_t^{l\,equ}$  reagieren, die mittels des Fehlerkorrekturterms  $ect_t = p_t^l - p_t^{l\,equ}$  quantifiziert werden<sup>1</sup>.  $\Gamma_i, i=1,\dots,k$  sind Matrizen der Dimension  $(2 \times 2)$ , die die Koeffizienten der Kursfristreaktion enthalten, und  $\varepsilon_t^l$  sind Fehlerterme. Im zweiten Schritt der Analyse werden, wie im Folgenden dargestellt, die Anpassungsgeschwindigkeiten  $\alpha$  eingehender untersucht.

Räumlicher Handel ist mit Kosten für die Ausführung der Transaktionen verbunden. In der Literatur werden diese in der Regel in der *Eisbergform* angenommen, d.h. daß ein Teil des Wertes des Gutes für dessen Handel aufgebraucht wird („abschmilzt“, vgl. z.B. ENGEL und ROGERS, 1996). Somit erzeugen die Kosten ein Preisintervall, in dem Handel nicht profitabel ist (*band of no-arbitrage*). Demzufolge reagieren Preise nur auf diejenigen Abweichungen vom Langzeitgleichgewicht, die die jeweiligen TK für Handel zwischen den beiden Märkten A und B (die nicht symmetrisch sein müssen) überschreiten. Die Preisreaktion sinkt somit mit steigenden TK.

Die Literatur zu Grenzeffekten postuliert in der Regel “transportation costs [...] should depend positively on the distance between locations” (ENGEL und ROGERS, 1996). Jedoch sind TK im Allgemeinen weder deckungsgleich mit den bloßen Transportkosten, obwohl sie sicherlich einen Großteil derer ausmachen, noch müssen sie zwangsläufig mit der Entfernung ansteigen. Im räumlichen Güterhandel fallen diverse weitere Kosten im Rahmen der physischen Transaktion zwischen Märkten neben denen für den Transport an. BARRETT (2001) diskutiert folgende Komponenten von TK:

$$(2) \quad \tau^{AB} = fr^{AB} + v^{AB} + z^{AB} + \theta^{AB}$$

wobei  $\tau^{AB}$  die Stück-TK zwischen Märkten A und B und  $fr$  die Transportkosten per Einheit darstellen.  $v$  beinhaltet variable Kosten, die für Versicherung, Finanzierung, Vertragsschluß etc. anfallen, und  $z$  beinhaltet Durchschnittsstückzölle. Schließlich steht  $\theta$  für nichtmeßbare TK, wie z.B. Opportunitäts- oder Suchkosten. Die Zerlegung (2) erhebt keinen Anspruch auf Vollständigkeit. Die dort angeführten Teilgrößen werden ihrerseits von verschiedenen Faktoren bestimmt. So werden zum Beispiel die Transportkosten von der Entfernung, dem Zustand der Infrastruktur und der transportierten Menge abhängen, wobei auch die Effizienz des Netzwerkes des Händlers oder beauftragten Spediteurs (wie oft in Entwicklungsländern der Fall) eine Rolle spielen kann. Darüber hinaus betont HELBLE (2007) die Bedeutung der geschäftlichen Infrastruktur (*business infrastructure*), d.h. die Möglichkeit für kurzfristige Geschäftsreisen wird als wesentlicher Faktor identifiziert, da sie den Handel im Durchschnitt signifikant um ein Drittel erhöht.

Es soll an dieser Stelle betont werden, daß diese Komponenten sich allerdings in ihren Effekten auf die TK nicht zwangsläufig verstärken müssen, sondern auch gegenläufigen Beziehungen, bis hin zur gegenseitigen Aufhebung, aufweisen können. So muß z.B. die Beziehung von Entfernung zur Höhe der TK nicht proportional sein. Im Allgemeinen werden

---

<sup>1</sup> Je höher die  $\alpha^l$ , desto höher die MI, wenn z.B.  $\alpha^l=0,5$ , dann verändert sich der Preis  $p^l$  um 50% der Höhe des Schocks in der Folgeperiode, es wird also c.p. die Hälfte eines Schocks innerhalb einer Periode korrigiert.

TK mit der Entfernung zwar steigen, jedoch können sie für entfernte, durch gute Infrastruktur miteinander verbundene Märkte (z.B. die Hauptstadt und die größte Hafenstadt eines Landes) geringer ausfallen als für nahegelegene, die aber nur durch unbefestigte Wege verbunden sind. In ähnlicher Form wird eine gut entwickelte geschäftliche Infrastruktur zu geringeren TK zwischen entfernten Märkten führen als für nahegelegene, die diese nicht aufweisen.

Die Mehrzahl der angesprochenen Komponenten ist in der Praxis oft nicht meßbar. Immerhin können sie aber in Kategorien aufgeteilt werden, die für jeden Markt einfach festzustellen sind. Die Entfernung stellt die einzige Variable dar, die kontinuierlich und außerdem einfach meßbar ist. Da sie einen Großteil der Frachtkosten ausmacht, sollte sich dies auch in den Daten widerspiegeln, d.h. ein signifikanter Entfernungseffekt (*distance effect*) sollte nachweisbar sein. Im Falle grenzüberschreitenden Handels können weitere Kosten außer denen für die Fracht anfallen, wie z.B. Einfuhrzölle, Ausfuhrsteuern, Kosten für die Beschaffung der notwendigen Einfuhrpapiere oder wegen langer Wartezeiten (teilweise werden auch Sprachbarrieren als wichtiger Faktor betrachtet, was jedoch in Ostafrika nicht der Fall ist, da Englisch und Suaheli als Verkehrssprachen dienen, aber auch im Alltag von der Mehrzahl der Bevölkerung gesprochen wird). Diese können einen Grenzeffekt (*border effect*) hervorrufen, d.h. also einen signifikanten Unterschied im Ausmaß der MI zwischen inländischem und grenzüberschreitendem Handel. Schließlich können Komponenten der TK, wie z.B. die Qualität der Infrastruktur, Besteuerung oder Subventionierung von Treibstoff oder handelsrelevante Institutionen, länderspezifisch sein. Somit kann potentiell auch ein Landes- (Individual-)effekt eine relevante Komponente von TK ausmachen.

TK können demnach als eine Funktion der Entfernung und von Grenz- und Landeseffekten modelliert werden. Letztere werden durch Platzhaltervariablen modelliert, die den Wert 1 annehmen, wenn das Charakteristikum der Kategorie erfüllt ist und sonst 0<sup>2</sup>. Im Speziellen werden Platzhaltervariablen für einen allgemeinen Grenzeffekt ( $D_G$ ) berücksichtigt, der aber aufgrund der oben beschriebenen heterogenen Politikansätze in einem alternativen Modell in einen Effekt der kenianisch-tansanischen Grenze ( $D_{KT}$ ) und der kenianisch-ugandischen ( $D_{KU}$ ) Grenze unterschieden wird. Weiterhin werden aus dem gleichen Grund Platzhalter für Landeseffekte von Tansania ( $D_{Tan}$ ) und Uganda ( $D_{Ug}$ ) einbezogen, um mögliche Heterogenität hinsichtlich der MI abbilden zu können. Schließlich findet auch ein Platzhalter für Marktpaare, einer deren Märkte Nairobi ist, Berücksichtigung ( $D_{Nai}$ ), da es um die größte und wirtschaftlich bedeutendste Großstadt in Ostafrika handelt, und somit durchaus eine besondere Rolle hinsichtlich der Maisnachfrage und des Handels spielen kann.

Da Einflußfaktoren des Ausmaßes der Preisreaktion auf Abweichungen vom Langzeitgleichgewicht im Zentrum dieser Arbeit stehen, erscheint die Summe der absoluten geschätzten Anpassungsgeschwindigkeiten pro Marktpaar  $S_{\alpha}^{AB} = |\alpha^A| + |\alpha^B|$  (die paarweise Anpassung) als die relevante Variable, deren Determinanten im zweiten Schritt der Analyse untersucht werden. Dies ist gerechtfertigt, da das Ausmaß der MI von der Reaktion beider Preise auf Abweichungen vom Gleichgewicht abhängt<sup>3</sup>. Somit ergibt sich die folgende Gleichung:

$$(3) \quad S_{\alpha}^{AB} = f(d^{AB}) + \beta_0 + \beta_1 D_G^{AB} + \beta_2 D_{Tan}^{AB} + \beta_3 D_{Ug}^{AB} + \beta_4 D_{Nai}^{AB}$$

bzw. wird einer weiteren Spezifikation in heterogene Grenzeffekte unterschieden und  $D_G^{AB}$  durch  $D_{KT}^{AB}$  und  $D_{KU}^{AB}$  ersetzt.

<sup>2</sup> Die Einbeziehung solcher Variablen mag auf den ersten Blick sehr grob erscheinen, jedoch ist diese Herangehensweise die einzig praktikable vor dem Hintergrund des Problems der Identifizierung und Quantifizierung der Komponenten der TK.

<sup>3</sup> In der Summe finden aber nur diejenigen Anpassungsgeschwindigkeiten Eingang, die zum 10% Niveau signifikant geschätzt wurden.

Vor dem Hintergrund der stark handelsverzerrenden tansanischen Politik erscheint ein Grenzeffekt hinsichtlich der paarweisen Anpassung für denkbar, der demnach negativ ausfallen sollte, was implizieren würde, daß trotz Zollunion noch erhebliche TK-erhöhende Faktoren für diesen grenzüberschreitenden Handel existieren. Weiterhin wird signifikanter Einfluß der Entfernung erwartet, wie es auch plausibel scheint, aufgrund der Heterogenität der drei Staaten Landeseffekte zu finden, wobei wiederum Tansania eine besondere Rolle spielen könnte und mit einiger Sicherheit einen negativen Effekt (d.h. geringere MI) aufweisen wird. Auch erscheint eine Sonderrolle Nairobis, begründet durch seine herausragende Bedeutung in der EAC, denkbar.

### 3 Unbekannte Funktionsform und das partiell-lineare Regressionsmodell

In Gleichung (3) ist die paarweise Anpassung  $S_{\alpha}^{AB}$  unter anderem eine Funktion der Entfernung  $d^{AB}$  zwischen zwei Märkten. Jedoch kann die ökonomische Theorie keine eindeutigen Hinweise auf die explizite Form dieser partiellen funktionalen Beziehung geben außer der allgemeinen Aussage, dass sie tendenziell mit der Entfernung abnehmen sollte. Aus der Ökonometrie ist bekannt, daß eine Fehlspezifikation einer funktionalen Beziehung zu ernstzunehmenden Verzerrungen der Schätzer führt. Teilweise versucht die Literatur zu Grenzeffekten dieser Herausforderung in begrenztem Umfang zu begegnen, indem alternative Funktionsformen geschätzt werden. ENGEL und ROGERS (1996) sind sich dieses Problems bewußt, indem sie anmerken: „The effect of distance may also be understated if the log-distance function is not the appropriate one.“ und sowohl eine logarithmische als auch eine quadratische Spezifikation schätzen.

In dieser Arbeit wird ein davon abweichender Ansatz gewählt, indem keine (potentiell zu restriktive und damit wahrscheinlich unzutreffende) Annahme über die funktionale Form gemacht wird. Der partielle Einfluß der Entfernung wird nicht in ein „parametrisches Korsett“ gezwängt, sondern mittels einer semi-parametrischen Version des Modells (3) geschätzt (HÄRDLE ET AL. 2004). Im Speziellen scheint ein partiell-lineares Modell geeignet, das es erlaubt, den partiellen Einfluß der Entfernung, der im gegebenen Kontext durchaus nichtlinear sein könnte, nichtparametrisch zu schätzen. Dies vermeidet die Gefahr, eine falsche Funktionsform anzunehmen, jedoch erlaubt gleichzeitig den linearen partiellen Einfluß der Platzhaltervariablen zu berücksichtigen. Es vereint die Vorzüge der vollkommenen Flexibilität eines nichtlinearen Regressionsmodells und der intuitiven Interpretierbarkeit einer simplen multivariaten Regression. Somit wird folgende semi-parametrische Version von Modell (3) geschätzt:

$$(4) \quad S_{\alpha}^{AB} = m(d^{AB}) + \beta_1 D_G^{AB} + \beta_2 D_{Tan}^{AB} + \beta_3 D_{Ug}^{AB} + \beta_4 D_{Nai}^{AB},$$

die in einer zweiten Version wiederum in heterogene Grenzeffekte differenziert. Die einzige Annahme über die funktionale Beziehung  $m(\bullet)$  besteht darin, daß es sich um eine glatte Funktion handelt, die auch die Konstante  $\beta_0$  aus Modell (3) aufnimmt. Sie wird ebenso wie die Koeffizienten der Platzhaltervariablen als partieller Einfluß der Entfernung zwischen den beiden Märkten eines Paares auf die paarweise Anpassung des Paares interpretiert, jedoch mit dem Unterschied, daß ihre Form vollkommen flexibel anhand der Daten ermittelt wird. Die Annahme der Glätte der funktionalen Beziehung ist offensichtlich weit weniger einschränkend als die einer expliziten parametrischen Spezifikation. Außerdem ermöglicht ein solcher *let the data speak*-Ansatz neben Einsichten bezüglich der wahren, potentiell nichtlinearen Beziehung zwischen Entfernung und der paarweisen Anpassung, die dazu dienen kann die Theoriebildung zu befördern, auch ökonometrische Tests hinsichtlich der Approximierbarkeit der nichtparametrischen durch parametrische Funktionen. Die Daten werden also nicht *a priori* durch die Brille einer ökonomischen Theorie gesehen, sondern es wird der Ansatz

verfolgt, mittels einer flexiblen und unvoreingenommenen Analyse der Daten Rückschlüsse auf den ökonomischen Hintergrund zu gewinnen.

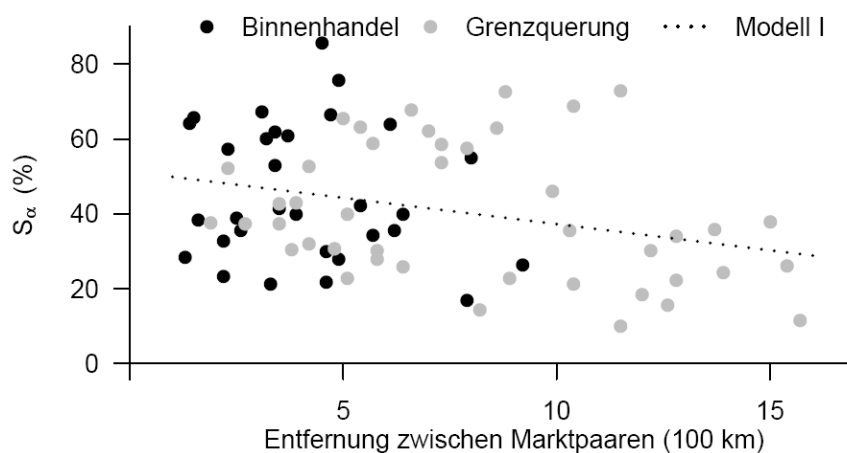
#### 4 Datengrundlage

Es wird ein umfangreicher Datensatz untersucht, der aus 16 Zeitreihen von Großhandelsmaispreisen in Kenia (Eldoret Nairobi, Nakuru, Mombasa), Tansania (Aruscha, Daressalam, Iringa, Mbeya, Songea) und Uganda (Iganga, Kampala, Kasese, Lira, Mbale, Masaka, Masindi) besteht. Er wurde aus mehreren Quellen zusammengestellt, welche das Ostafrikanische Handelsnetzwerk Ratin ([www.ratin.net/](http://www.ratin.net/)), den Bericht der MICHIGAN STATE UNIVERSITY (2008), das tansanische Industrie- und Handelsministerium ([www.mitn.go.tz/](http://www.mitn.go.tz/)) und InfoTradeUganda ([www.infotradeuganda.com/](http://www.infotradeuganda.com/)) umfassen. Die Entfernungen wurden in Google.maps (<http://maps.google.de/>) als kürzeste Entfernung im Überlandstraßennetz der Länder ermittelt.

Jede Zeitreihe umfaßt 106 monatliche Beobachtungen von Januar 2000 bis Oktober 2008. Fehlende Beobachtungen (59 von 1696, d.h. 3,5%) wurden mittels einer Version des von KING ET AL. (2001) publizierten Algorithmus berechnet, indem 1000 Werte pro Datenpunkt erzeugt wurden, aus denen mithilfe des nichtparametrischen Modusschätzers von Parzen der wahrscheinlichste Wert ermittelt wurde.

Alle Preise wurden in US\$/t umgerechnet und in logarithmierter Form verwendet. Alle Zeitreihen sind nach dem ADF-Test integriert in erster Ordnung (I(1)), d.h. besitzen eine Einheitswurzel zum 10 % Signifikanzniveau<sup>4</sup>. Unter allen möglichen Kombinationen werden 85 berücksichtigt, die sämtliche inländische Marktpaare in Kenia (6), Tansania (10) und Uganda (21) sowie, aufgrund der in der Einführung beschriebenen Handelsflüsse, sämtliche Kombinationen zwischen Kenia und Tansania (20) bzw. Kenia und Uganda (28) umfassen.

#### Abbildung 1: Paarweise Anpassung vs. Entfernung



Quelle: Eigene Darstellung.

Für die 77 Paare, die nach dem Johansen-Spur-Test kointegriert auf dem 10% Niveau sind, wird jeweils das VECM (1) geschätzt. Drei Paare darunter weisen falsche Vorzeichen der Anpassungsparameter auf, so daß sie als Ausreißer von der weiteren Analyse ausgeschlossen werden. Somit werden 74 Marktpaare im zweiten Schritt der Analyse verwendet (Abbildung 1), deren paarweise Anpassung  $S_{\alpha}^{AB}$  minimal 10,1%, im Mittel 42,2% und maximal 85,7% beträgt. Die Entfernung zwischen den Marktpaaren beträgt minimal 130 km, im Mittel 650 km und maximal 1770 km und geht in Einheiten von 100 km in die Regression ein. 58% der Paare beinhalten eine Grenzüberquerung, darunter 20% die kenianisch-tansanische und 38%

<sup>4</sup> Aufgrund der formalen Einschränkungen können weder die Ergebnisse dieser Tests noch die Schätzergebnisse des VECM (1) hier ausführlich wiedergegeben werden, sind aber auf Nachfrage von den Autoren erhältlich.



die kenianisch-ugandische. 8% der Paare befinden sich vollständig in Tansania und 26% in Uganda. 19% der Paare beinhalten Nairobi.

## 5 Schätzergebnisse

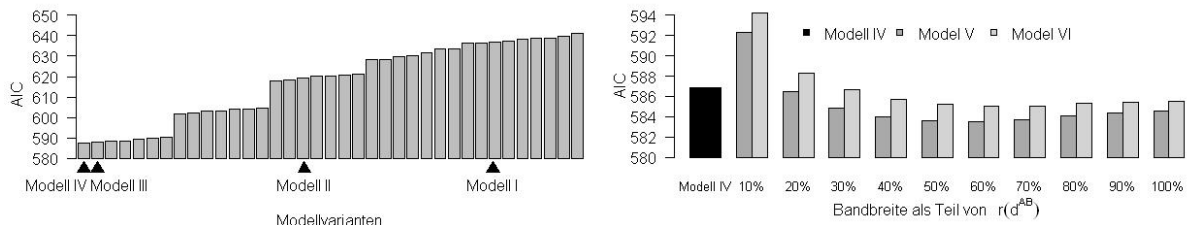
### 5.1 Parametrische Modelle

In Abschnitt 2 wurde eine Reihe von Variablen hergeleitet, die potentiell einen Einfluß auf die paarweise Anpassung  $S_{\alpha}^{AB}$  haben können, der zuerst mit verschiedenen Spezifikationen des parametrischen Modells (3) untersucht wird. Jedoch ist es aus der ökonomische Theorie nicht möglich, für den Einzelfall die relevanten Variablen zu bestimmen, die  $S_{\alpha}^{AB}$  am besten erklären. Die Variablenauswahl wird daher durch eine statistische Modellauswahl auf Basis Akaikes Informationskriteriums (AIC) ergänzt, um diejenigen Variablen zu identifizieren, die über die größte Erklärungskraft hinsichtlich  $S_{\alpha}^{AB}$  verfügen. Dasjenige Modell gilt in diesem Sinne als das „beste“, das die Daten mit so wenigen wie möglich, aber so vielen wie nötig, also nur den aussagekräftigsten Variablen erklärt. Das AIC wird allgemein berechnet als:

$$(5) \quad AIC = -2\ln(L) + 2k$$

wobei  $L$  die Mutmaßlichkeit (*likelihood*) des Modells und  $k$  die Anzahl der geschätzten Parameter benennt. Je besser die Daten durch das Modell erklärt werden, umso höher wird  $L$  und umso geringer wird der erste Teilterm von (6). Da sich dies einfach durch Erhöhung der Anzahl erklärender Variablen erreichen läßt, sorgt der so genannte Strafterm  $2k$  für einen Ausgleich, indem er Variablen mit geringem Erklärungsgehalt „bestraft“ und das AIC dementsprechend erhöht. Daher ist das im statistischen Sinne beste Modell dasjenige, das das kleinste AIC aufweist, wie im linken Teil von Abbildung 2 dargestellt.

**Abbildung 2: AIC für verschiedene Spezifikationen von (4) bzw. für verschiedene Bandbreiten des semi-parametrischen Modells**



Quelle: Eigene Darstellung.

Tabelle 1 gibt die Ergebnisse auf Basis des Kleinsten-Quadrat-Schätzers, die Signifikanzen und das AIC einiger ausgewählter Modelle wieder<sup>5</sup>. In Abbildung 1 läßt die gepunktete Linie eine funktionale Beziehung zwischen der Entfernung und  $S_{\alpha}^{AB}$  vermuten, was durch die Schätzergebnisse von Modell I als signifikant negativer Zusammenhang bestätigt wird. Modell II zeigt, daß ein allgemeiner Grenzeffekt ( $D_B$ ) nicht existiert, aber ein Nairobieffekt ( $D_{Nai}$ ) signifikant positiv ist, was zu einem besseren Modell führt. Wenn jedoch, wie in Modell III, der Effekt der kenianisch-tansanischen Grenze ( $D_{KT}$ ) und ein Ländereffekt für Tansania ( $D_{Tan}$ ) berücksichtigt werden, was das AIC um mehr als 40 Punkte reduziert (für Uganda ist weder ein Grenz- noch ein Landeseffekt signifikant), ist der partielle Einfluß der Entfernung nicht mehr signifikant<sup>6</sup>, womit diese Variable überflüssig wird.

Die Koeffizienten des tansanischen Grenz- ( $D_{KT}$ ) und Ländereffektes ( $D_{Tan}$ ) sind beide signifikant negativ und von ähnlicher Größe. Daher wird mittels eines Waldtests geprüft, ob

<sup>5</sup> Aufgrund formaler Restriktionen kann dies hier nur sehr komprimiert geschehen.

<sup>6</sup> Eine lineare oder logarithmische Modellierung dieses partiellen Einflusses sind ebenso nicht signifikant.

beide Koeffizienten statistisch voneinander abweichen, d.h. ob beide Variablen zu einem allgemeinen Tansaniaplatzhalter  $D_{TanAll} = D_{Tan} + D_{KT}$  zusammengefaßt werden können. Die entsprechende Teststatistik ist mit einem Wert von 1,4 (p-Wert 0,25) nicht signifikant<sup>7</sup>. Somit kann das Modell vereinfacht werden, was sich im leicht verbesserten AIC von 586,9 widerspiegelt<sup>8</sup>. Somit repräsentiert Modell IV das beste parametrische Modell.

**Tabelle 1: Schätzergebnisse für verschieden Spezifikationen von Modell (4)<sup>a</sup>**

Modell	Variable							AIC
	Kostante	d	d <sup>2</sup>	$D_{KT}$	$D_{Tan}$	$D_{Nai}$	$D_{TanAll}$	
I	51,3***	-1,4***						637,0
II	49,4***	-1,3**				16,9***		629,6
III	42,2 **	2,0	-0,2	-26,0***	-22,7***	15,2***		587,9
IV	46,9***					15,2***	-26,5***	586,9

Quelle: Eigene Berechnung.

<sup>a</sup> Ein, zwei und drei Sternchen markieren Signifikanz zum 10%, 5% bzw. 1%-Niveau.

## 5.2 Semi-parametrische Modelle

Im besten parametrischen Modell IV konnte kein signifikanter partieller Einfluß der Entfernung auf die paarweise Anpassung nachgewiesen werden. Diese Variable wird im Folgenden auf möglichen nichtlinearen Einfluß untersucht. Es werden mittels des Speckmanschätzers (HÄRDLE ET AL., 2004) die beiden partiell-linearen Modelle  $S_{\alpha}^{AB} = m(d^{AB}) + \beta_1 D_{Tan}^{AB} + \beta_2 D_{KT}^{AB} + \beta_3 D_{Nai}^{AB}$  (Modell V) bzw.  $S_{\alpha}^{AB} = m(d^{AB}) + \gamma_1 D_{TanAll}^{AB} + \gamma_2 D_{Nai}^{AB}$  (Modell VI) geschätzt, die in ihrer Variablenauswahl den parametrischen Modellen III bzw. IV in Tabelle 1 entsprechen. Die Schätzung wird für verschiedene Bandbreiten  $h$ , die die Glätte des nichtparametrischen Teils  $m(d^{AB})$  bestimmen<sup>9</sup>, zur Kontrolle der Robustheit der Ergebnisse durchgeführt (linker Teil von Abbildung 3). Der rechte Teil von Abbildung 2 verdeutlicht, daß das semi-parametrische Modell für die meisten Bandbreiten ein geringeres AIC als das beste parametrische Modell (586,9) aufweist. Damit wird gezeigt, daß eine Berücksichtigung der Entfernung in Form eines nichtlinearen partiellen Einflusses das Modell signifikant verbessert. Das AIC erscheint für beide Modellvarianten recht stabil über ein weites Spektrum von Bandbreiten, was darauf hinweist, daß die Verbesserung der Modellqualität recht robust ist. Model VI weist ein geringeres AIC als Variante V auf. Das Minimum liegt bei einer Bandbreite von 60% der Spannweite  $r(d^{AB})$ , d.h.  $h_{opt} = 8,6$ . Das entsprechende AIC ist mit einem Wert von 583,5 über 3 Punkte geringer als das von Modell VI, was auf eine beachtliche Verbesserung des Modells durch die nichtparametrische Modellierung des partiellen Einflusses der Entfernung hinweist. Das optimale semi-parametrische Modell ist demnach:

$$(6) \quad S_{\alpha}^{AB} = m(d^{AB}) - 24,9*** \cdot D_{TanGen}^{AB} + 15,2*** \cdot D_{Nai}^{AB} + \varepsilon^{AB}.$$

Die Schätzwerte des parametrischen Teils sind denen von Modell IV sehr ähnlich, wobei ihre Schätzer frei von ökonomischer Verzerrung aufgrund falscher Funktionsform sind. Ein signifikant negativer allgemeiner Tansaniaeffekt von etwa 25 Prozentpunkten und ein ähnlich signifikant starker, aber positiver Nairobieffekt von etwa 15 Prozentpunkten werden identifiziert.

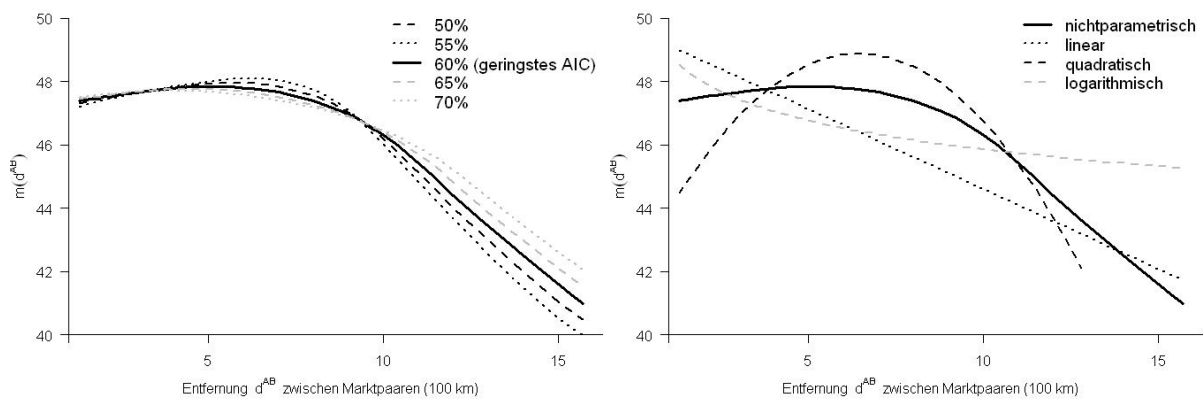
<sup>7</sup> Ein ähnlicher Test auf Parametergleichheit des Nairobi- und des allgemeinen Tansaniaplatzhalters wird mit einer Teststatistik von 73,4 (p-Wert < 0,001) eindeutig abgelehnt.

<sup>8</sup> Somit wird ersichtlich, daß eine Verbesserung des AIC äquivalent zu den Ergebnissen des Waldtests ist und auf ein signifikant besseres Modell hinweist.

<sup>9</sup> Als Bandbreiten werden die Dezile der Spannweite der Entfernung, d.h.  $r(d^{AB}) = \max(d^{AB}) - \min(d^{AB}) = 14,4$  benutzt. Je höher die Bandbreite, umso stärker wird der nichtparametrische Schätzer geglättet.

Im linken Teil von Abbildung 3 ist der geschätzte nichtparametrische Einfluß  $m(d^{AB})$  für verschiedene Bandbreiten dargestellt. Der partielle Einfluß der Entfernung bedeutet für nahegelegene Märkte eine mittlere paarweise Anpassung von etwa 47%, d.h. 47% der Abweichung vom Langfristgleichgewicht wird vom Marktpaar unmittelbar in der Folgeperiode korrigiert. Bis zu einer Entfernung von 500 bis 700 km steigt sie leicht auf 48% an und fällt danach mit steigender Distanz. Jenseits von etwa 1000 km fällt sie mit konstanter Veränderungsrate von einem Prozentpunkt pro 100 km zusätzlicher Entfernung. Somit zeigen Marktpaare, deren Märkte 1500 km voneinander entfernt liegen, eine mittlere paarweise Anpassung von nur noch 42%.

**Abbildung 3: Geschätzter nichtlinearer Einfluß der Entfernung auf die paarweise Anpassung**



Quelle: Eigene Darstellung.

Im rechten Teil der Abbildung 3 ist  $m(d^{AB})$  im Vergleich zu verschiedenen parametrisch modellierten partiellen Einflüssen abgebildet. Schon bei visueller Inspektion fällt auf, daß letztere stark vom nichtlinearen Schätzer abweichen, was durch die Ergebnisse eines modifizierten Bootstrap-Likelihood-Verhältnis-Tests (HÄRDLE ET AL., 2004) für 1000 Wiederholungen und  $h_{opt}=8,6$  bestätigt wird. Die Nullhypothesen, daß die partielle Beziehung zwischen  $d^{AB}$  und  $S_{\alpha}^{AB}$  linear ( $m(d^{AB}) = \beta_0 + \beta_1 d^{AB}$ ), quadratisch ( $m(d^{AB}) = \beta_0 + \beta_1 d^{AB} + \beta_2 (d^{AB})^2$ ) bzw. logarithmisch ( $m(d^{AB}) = \beta_0 + \beta_1 \log(d^{AB})$ ) ist, werden jeweils mit, zum 1%-Niveau signifikanten, Teststatistiken von 29,3, 5,4 bzw. 76,5 zugunsten der Alternativhypothese eines nichtlinearen Einflusses abgelehnt. Damit besteht starke ökonometrische Evidenz, daß eine parametrische Modellierung des partiellen Einflusses für die hier analysierten Daten inadäquat wäre, was konsistent mit der Modellauswahl auf Basis des AIC ist.

## 6 Diskussion der Schätzergebnisse

Beide Modelle weisen einen signifikant negativen Effekt sowohl für tansanische Inlandsmärkte als auch für die tansanische Grenzquerung nach, was konsistent mit der vom diesem Land verfolgten Agrar- und Handelspolitik, wie in der Einleitung beschrieben, ist. Dieser Effekt verringert, c.p., die mittlere paarweise Anpassung um etwa ein Viertel und kann somit als außerordentlich starker Effekt angesehen werden. Obwohl der Punktschätzer des isolierten kenianisch-tansanischen Grenzeffektes, plausible Folge der häufig angewandten Ausfuhrverbote, absolut größer als der des isolierten tansanischen Landeseffektes, bedingt durch handelsverzerrende Maßnahmen auf lokaler und regionaler Ebene, ist, unterscheidet er sich statistisch nicht von letzterem. Somit geht der tansanische Grenzeffekt in einem allgemeinen Tansaniaeffekt auf, was zeigt, daß sämtliche Marktpaare, die mindestens einen tansanischen Markt beinhalten, signifikant schwächer integriert sind. Dies impliziert auf Basis der im

zweiten Abschnitt entwickelten Gedanken, daß die TK im Land und an dessen Grenzen signifikant höher sind als in bzw. zwischen Kenia und Uganda. Einen wesentlichen Grund stellen mit Sicherheit die stark preis- und handelsverzerrenden Maßnahmen der tansanischen Regierung zur Sicherstellung flächendeckender Nahrungsmittelsicherheit dar. Die Identifizierung weiterer tansaniaspezifischer Faktoren liegt jenseits des Rahmens dieser Analyse, jedoch erscheint sie von erheblichem Interesse, da sie zu politikorientierten Handlungsempfehlungen zur Reduzierung bestehender TK führen könnte,.

Ein allgemeiner Grenzeffekt konnte nicht gefunden werden. Es wurde aber festgestellt, daß die Unterscheidung in einen kenianisch-tansanischen und kenianisch-ugandischen Effekt notwendig ist, was vor dem Hintergrund der stark differierenden nationalen Politiken als recht nahe liegend scheint. Während die Querung ersterer Grenze die MI signifikant verringert, liegt kein Effekt im Falle letzterer vor. Das deutet darauf hin, daß ein Grenzeffekt nicht zwangsläufig als homogen für ein Land aufgefaßt werden muß, sondern es sich, wie hier aus der Sicht Kenias<sup>10</sup>, um einen heterogenen Effekt handeln kann, der, unseres Wissens nach, in der Literatur zu Grenzeffekten noch nicht in dieser Form berücksichtigt worden ist. Weitere Untersuchungen über die Gründe des Auftretens solcher Heterogenität sind relevant von einem praktischen Standpunkt, liegen aber jenseits des Rahmens dieses Aufsatzes.

Neben dem Tansaniaeffekt wird ein signifikant positiver Nairobi-effekt in vergleichbarer Stärke nachgewiesen, d.h. die Integration von Nairobi mit anderen Märkten ist im Mittel um 15 Prozentpunkte höher als für Marktpaare ohne die Stadt. Die Lage des Partnermarktes, ob in Kenia oder in einem der Nachbarländer, ist dabei nicht ausschlaggebend. Dieses Ergebnis ist vor dem Hintergrund der Größe und der wirtschaftlichen Rolle der Stadt im ostafrikanischen Raum und der recht liberalen Handelspolitik Kenias sehr plausibel. Da sie die Hauptstadt und die bei weitem größte Stadt des Landes darstellt, besitzt sie eine überdurchschnittlich gute infrastrukturelle Anbindung nicht nur an den Rest des Landes, sondern v.a. auch an die Nettoausfuhrregionen für Mais der Nachbarländer. Weiterhin dürfte die Attraktivität der Stadt als Absatzmarkt für Grundnahrungsmittel aufgrund der Zahl und des Wohlstandes ihrer Bewohner einen weiteren Faktor darstellen, wo während es ganzen Jahres der Verkauf größerer Mengen, ggf. auch zu höheren Preisen im Gegensatz zu kleineren Städten im ostafrikanischen Raum erwartet werden kann. Spediteure können häufigen Verkehr von Gütern und Personen zu und von der Stadt erwarten, so daß weniger Leerfahrten anfallen, was einerseits Kosten verringert und andererseits den Wettbewerb erhöht, wodurch Skaleneffekte und spill-overs realisiert werden können. Nicht zuletzt wird die erwähnte geschäftliche Infrastruktur, wie von HELBLE (2007) für Europa nachgewiesen, im Falle Nairobis, v.a. wegen dessen wirtschaftlicher Bedeutung und dem überdurchschnittlichen Zustand der den Handel betreffenden Infrastruktur eine erhebliche Rolle spielen. Es scheint plausibel, daß die Stadt mit weniger Mühe und Kosten erreicht werden kann als andere, die ebenso weit entfernt von den Produzentenregionen liegen. Solche und andere Faktoren verringern die Kosten räumlichen Handels im Falle Nairobis in einem Umfang, daß schon sehr geringe Preisanreize mit sehr geringer Verzögerung beachtliche Handelsströme auslösen können. Daher sind die entsprechenden Marktpaare durch überdurchschnittlich starke paarweise Anpassung, d.h. überdurchschnittliche MI, gekennzeichnet.

Im Kontext der soeben behandelten Komplexe eines Nairobi-, eines Landes- und eines Grenzeffektes liegt eine weitere Erklärung nahe. Im Falle Nairobis, dem Schwergewicht in der EAC, können auf Basis von Verwaltungseinheiten definierte Grenzen wesentlich weniger ausschlaggebend sein als auf Basis von ökonomischen Märkten definierte. Obwohl z.B. Handel von einem Markt eines Nachbarlandes nach Nairobi administrative Grenzen überschreiten muß, ist die paarweise Anpassung um 15 Prozentpunkte höher als für ein gleichentferntes Paar ohne Nairobi, gleichgültig in welchen Ländern, da das erste Marktpaar

---

<sup>10</sup> Die spezielle Relevanz solcher Heterogenität des Effektes für Entwicklungsländer scheint plausibel.

innerhalb einer „ökonomischen Einheit“ im Gegensatz zum zweiten liegt. Diese Sichtweise würde durch den stark negativen Landeseffekt Tansanias gestützt. Das Land scheint aufgrund der handelsverzerrenden Maßnahmen, die auch auf lokaler und regionaler Ebene angewandt werden, in mehrere ökonomische Einheiten zersplittert zu sein, obwohl es zu einer administrativen Einheit gehört.

Sowohl das parametrische als auch das semi-parametrische Modell geben hinsichtlich der partiellen Einflüsse der soeben behandelten kategorialen Variablen sehr ähnliche Ergebnisse, doch unterscheiden sie sich stark im Hinblick auf die Rolle der Entfernung. Im ersten Modell erscheint sie weder in linearer, quadratischer noch logarithmischer Form signifikant. Im zweiten Modell verbessert sie, wenn in nichtlinearer Form berücksichtigt, jedoch die Güte des Modells erheblich. Wie sind diese scheinbar widersprechenden Ergebnisse miteinander vereinbar? In Modell I, in dem Entfernung als die einzig relevante Variable angenommen wird, hat sie einen signifikant negativen Einfluß auf die paarweise Anpassung, jedoch ist eine solche Spezifikation weit entfernt vom optimalen Modell, in dem Tansania einen stark negativen und Nairobi einen stark positiven Effekt hat und die Entfernung insignifikant wird. Das erscheint plausibel, wenn man die Information, die in den beiden Effekten beinhaltet ist, berücksichtigt. Beide Platzhaltervariablen beinhalten unter anderem einen gewissen Teil der Information des partiellen Einflusses der Entfernung auf die paarweise Anpassung. Aufgrund der zentralen Lage Nairobis in der Region sind die Entfernungen der entsprechenden Marktpaare eher kurz, doch der allgemeine Tansaniaeffekt beinhaltet eine Reihe von Marktpaaren, die mehr als 1000 km entfernt liegen (i.d.R. Paare zwischen Südtansania und Kenia). Der partielle Einfluß der Entfernung, der nichtlinear ist (Abbildung 3) erscheint im parametrischen Modell nicht signifikant, da seine funktionale Form von den normalerweise in der Literatur zu Grenzeffekten verwendeten Funktionsformen nur inadäquat angenähert werden kann. Ihr wahrer Einfluß auf die paarweise Anpassung erscheint als leicht steigend von 47% für sehr nahegelegene Marktpaare auf 48% für etwa die durchschnittliche Entfernung aller Marktpaare (650 km) bis er ab etwa 1000 km um konstant einen Prozentpunkt je 100 km auf 42% bei 1500 km sinkt.

## 7 Schlußbetrachtung

Dieser Aufsatz untersucht anhand von 85 Marktpaaren Preisdynamiken auf Maismärkten in Kenia, Tansania und Uganda, den drei größten Mitgliedsländern der Ostafrikanischen Gemeinschaft. Obwohl sie sich in vielerlei Hinsicht ähneln und auch räumlich nah zueinander liegen, unterscheiden sich doch ihre Politikstrategien und –schwerpunkte hinsichtlich Agrarproduktion und –handel erheblich. Diese Arbeit zielt auf die Identifizierung von Faktoren, die das Ausmaß von Preisreaktionen auf Abweichungen vom Langzeitgleichgewicht (die Marktintegration) beeinflussen, und kommt zu politisch hochrelevanten Ergebnissen.

Es werden ein parametrisches und ein semi-parametrisches partiell-lineares Modell mittels einer Kombination einer theorie- und statistikbasierten Modellauswahl identifiziert und geschätzt, wobei sich letzteres als das adäquatere herausstellt. Es werden ein signifikant negativer Effekt der Preisreaktion für Tansania, der einen signifikanten Grenzeffekt beinhaltet, und ein signifikant positiver Effekt für Nairobi in beiden Modellen identifiziert. Jedoch stellt sich heraus, daß die Entfernung einen nichtlinearen partiellen Einfluß ausübt. Dieser Einfluß weicht nachweislich signifikant von den üblichen parametrischen Modellierungen ab und kann daher nur durch das semi-parametrische Modell adäquat abgebildet werden. Der Tansaniaeffekt ist konsistent mit der Haltung der tansanischen Politik zum primären Sektor und zum Handel mit dessen Gütern sowohl im Inneren, Maßnahmen auf lokaler und regionaler Ebene, wie Besteuerung des Maishandels oder so genannte *commodity boards* widerspiegelnd, als auch an der Grenze zu Kenia, maßgeblich hervorgerufen v.a. durch die häufig angewandten Ausfuhrverbote. Dies belegt, daß die tansanischen Maßnahmen

in dem Sinne, in dem sie angewendet wurden, erfolgreich waren. Es liegt jedoch jenseits des Rahmens dieser Studie, die Rolle dieser Politikmaßnahmen von der anderer transaktionskosten-erhöhender Faktoren zu isolieren; da dies jedoch vom politischen Standpunkt aus ein äußerst interessantes und relevantes Unterfangen wäre, gibt es hier noch reichlich Raum für weitere Forschung. In ähnlicher Weise erscheint der identifizierte Effekt für Nairobi sehr plausibel im Lichte der Größe und ökonomischen Bedeutung der Stadt im ostafrikanischen Raum. Der heterogene Grenzeffekt weist deutlich darauf hin, daß die Zollunion für einen Teil der Mitglieder, Kenia und Uganda, vollkommen umgesetzt wurde, während für Tansania offensichtlich noch erhebliche Anstrengungen zu unternehmen sind.

Die Ergebnisse der Untersuchung sind sehr überzeugend vor dem Hintergrund der landesspezifischen Politikansätze. Tansania weist im Inneren und an seinen Grenzen eine wesentlich schwächere Marktintegration als die restlichen Märkte auf, was darauf hinweist, daß in Teilen der Zollunion regional noch signifikant erhöhte Transaktionskosten existieren, da die tansanischen Politikmaßnahmen die gewünschten Ziele erreichten. Die Ergebnisse sind von einiger ökonomischer und politischer Tragweite, da sie interessante Einblicke in Ähnlichkeiten und Unterschiede in der Marktintegration in ostafrikanischen Maismärkten geben.

## Literatur

- AWUOR, T. (2007): Review of Trade and Markets Relevant to Food Security in the Greater Horn of Africa. A special report by the Famine Early Warning Systems Network (FEWS NET) for USAID.
- BARRETT, C.B. (2001): Measuring Integration and Efficiency in International Agricultural Markets. In: Review of Agricultural Economics 23(1): 19-32.
- ENGEL, C. und J.H. ROGERS (1996): How Wide Is the Border? In: American Economic Review 86(5): 1112-1125.
- EVANS, C. (2003): The Economic Significance of National Border Effects. In: American Economic Review 93(4): 1291-1312.
- FACKLER, P.L. und B.K. GOODWIN (2001): Spatial Price Analysis. In: B. Gardner and G. Rausser (Hrg.): Handbook of Agricultural Economics, Band 1, Elsevier, Amsterdam, The Netherlands: 971-1024.
- HÄRDLE, W., MÜLLER, M., SPERLICH, S. und A. WERWATZ (2004): Nonparametric and Semiparametric Models. Springer Verlag, Heidelberg.
- HELBLE, M. (2007): Border Effect Estimates for France and Germany Combining International Trade and Intranational Transport Flows. In: Review of World Economics 143(3): 433-463.
- HELLIWELL, J.F. (1996): Do national boundaries matter for Quebec's trade? In: Canadian Journal of Economics 29: 507-522.
- KING, G., HONAKER, J., JOSEPH, A. und K. SCHEVE (2001): Analyzing Incomplete Political Science Data: An Alternative Algorithm for Multiple Imputation. In: American Political Science Review 95(1): 49-69.
- MCCALLUM, J., 1995. National Borders Matter: Canada-U.S. Regional Trade Patterns. In: American Economic Review 85(3): 615-623.
- MICHIGAN STATE UNIVERSITY (2008): Strengthening Food Security in Sub-Saharan Africa through Trade Liberalization and Regional Integration. Country Annexes. Maize Market Sheds in Eastern and Southern Africa. Bericht für die Weltbank, Washington.
- OLPER, A. und V. RAIMONDI (2008): Explaining National Border Effects in the QUAD Food Trade. In: Journal of Agricultural Economics 59(3): 436-462.
- TEMU, A., MANYAMA, A. und A. TEMU (2007): Alternative Staple Food Trade and Marketing Policy Interventions for Tanzania: A Country Level Assessment of the Maize Sub-Sector. Berichtsentwurf für die FAO, Daressalam, Tansania.
- Weltbank (2008): Non-Tariff Measures on Goods Trade in the East Africa Community. Weltbankbericht N. 45708-AFR, PRM2-AFCRI. Washington DC, USA.