ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of
ZBW
Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Rodt, Marc; Schäfer, Klaus

Working Paper

Absicherung von Strompreisrisiken mit Futures: Theorie und Empirie

Freiberger Arbeitspapiere, No. 2005/18

Provided in Cooperation with:
TU Bergakademie Freiberg, Faculty of Economics and Business Administration

Suggested Citation: Rodt, Marc; Schäfer, Klaus (2005) : Absicherung von Strompreisrisiken mit Futures: Theorie und Empirie, Freiberger Arbeitspapiere, No. 2005/18, Technische Universität Bergakademie Freiberg, Fakultät für Wirtschaftswissenschaften, Freiberg

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/27094

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

TECHNICAL UNIVERSITY BERGAKADEMIE FREIBERG
TECHNISCHE UNIVERSITÄT BERGAKADEMIE FREIBERG

FACULTY OF ECONOMICS AND BUSINESS ADMINISTRATION
FAKULTÄT FÜR WIRTSCHAFTSWISSENSCHAFTEN

Marc Rodt
Klaus Schäfer

Absicherung von Strompreisrisiken mit Futures: Theorie und Empirie

FREIBERG WORKING PAPERS
FREIBERGER ARBEITSPAPIERE

18
2005

The Faculty of Economics and Business Administration is an institution for teaching and research at the Technische Universität Bergakademie Freiberg (Saxony). For more detailed information about research and educational activities see our homepage in the World Wide Web (WWW): http://www.wiwi.tu-freiberg.de/index.html.

Addresses for correspondence:

PD Dr. Klaus Schäfer
Technische Universität Bergakademie Freiberg
Fakultät für Wirtschaftswissenschaften
Professur für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, insbesondere
Investition und Finanzierung sowie Rohstoff- und Energiewirtschaft (Vertretung)
Lessingstraße 45, D-09596 Freiberg (Germany)
Phone: ++49 / 3731 / 39 36 96
Fax: ++49 / 3731 / 39 40 53
E-mail: klaus.schaefer@bwl.tu-freiberg.de

Dr. Marc Rodt
The Boston Consulting Group
Ludwigstraße 21
80539 München

ISSN 0949-9970

The Freiberg Working Paper is a copyrighted publication. No part of this publication may be reproduced, stored in a retrieval system, or transmitted in any form or by any means, electronic, mechanical, photocopying, recording, translating, or otherwise without prior permission of the publishers.

Coordinator: Prof. Dr. Michael Fritsch

All rights reserved.

Inhaltsverzeichnis

Zusammenfassung / Abstract II

1 Einleitung 1

2 Präferenzfreiheit optimaler zeitvariierender Hedge Ratios 3

2.1 Optimale Hedge Ratios und Erwartungsnutzenmaximierung 3

2.2 Die Bedingungen von Lence 1995 und Rao 2000 4

2.3 Zur Äquivalenz der Bedingungen nach Lence 1995 und Rao 2000 8

2.4 Implikationen 10

3 Empirische Analyse 12

3.1 Beschreibung der EEX- und Nord Pool-Daten 12

3.2 Schätzung optimaler Hedge Ratios mit der OLS-Regression 13

3.3 Schätzung optimaler Hedge Ratios mit multivariaten GARCH-Modellen 14

4 Vergleich der Hedging-Strategien 16

5 Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse 17

Literaturverzeichnis 20

Anhang: Tabellen 22

Zusammenfassung

Der Strommarkt in Deutschland befindet sich seit einigen Jahren in einem Liberalisierungsprozess, der zu einem Anstieg der Strompreisvolatilität führt. Für Elektrizitätshandelsunternehmen gewinnt damit das Management des Strompreisrisikos eine zentrale Bedeutung. Vor diesem Hintergrund behandelt die Arbeit die Frage, in welchem Umfang ein Händler Elektrizitäts-Futures zur Steuerung seines Risikos einsetzen sollte. Ziel ist die Bestimmung der optimalen Hedge Ratio, d.h. der optimalen Relation zwischen Spot- und Future-Position. Zunächst werden in einem theoretischen Kalkül die Bedingungen für die Präferenzfreiheit einer optimalen Absicherungsposition abgeleitet. Deren Gültigkeit wird im zweiten Schritt mit Daten der deutschen Strombörse EEX und der skandinavischen Nord Pool überprüft.

JEL-Klassifikation: C10, G13, Q40

Stichworte: Strompreisrisiko, Strom-Futures, optimale Hedge Ratio.

Abstract

"Hedging of Electricity Price Risk: Theory and Empirical Evidence"

The regulatory changes in the german electric power market result in rising electricity price volatility. As a consequence electricity price risk management is essential for an electricity trader. The paper therefore analyzes the needed volume of futures hedging for an electricity trader, that ist tries to derive the optimal hedge ratio. In the first step the theoretical conditions for a preference-free optimal hedge ratio are discussed. In the second step these conditions are analyzed empirically with data for the german electricity exchange EEX and the scandinavian electricity exchange Nord Pool.

JEL-classification: C10, G13, Q40

Keywords: Electricity Price Risk, Electricity Futures, optimal Hedge Ratio.

1 Einleitung

Die Liberalisierung der leitungsgebundenen Energiemärkte in Europa hat zu einer Intensivierung des Wettbewerbs geführt und neue Marktteilnehmer wie Stromhändler, Investment-Banken und Broker erfasst.[1] Neben einer Preisniveauänderung führt die marktliche Preisbildung zu stärkeren Preisschwankungen als Folge von Angebots- vor allem aber Nachfrageänderungen. So stieg bspw. der Spot-Preis an der skandinavischen Elektrizitätsbörse Nord Pool im Januar 2000 innerhalb weniger Stunden von unter 125 auf über 3840 NOK/MWh.

Insbesondere für Elektrizitätshandelsunternehmen, die in der Regel am Einzelhandelsmarkt durch langfristige Lieferverträge gebunden sind, stellt das durch die hohe Preisvolatilität induzierte Elektrizitätsrisiko ein zentrales unternehmerisches Risiko dar. Es birgt nicht nur die Gefahr einer negativen Beeinflussung des Unternehmenswertes, sondern letztlich auch die der Insolvenz. Die Steuerung des Elektrizitätsrisikos ist folglich ein entscheidender Erfolgsfaktor für einen Stromhändler.

Die Möglichkeiten der Steuerung dieses Risikos sind auch aufgrund der erst kurzen Existenz liberalisierter Elektrizitätsmärkte bisher noch wenig untersucht worden. Angesichts der spezifischen Eigenschaften von Elektrizität können die für andere Märkte gewonnenen Erkenntnisse nur sehr eingeschränkt auf Elektrizitätsmärkte übertragen werden.

Eine innovative Möglichkeit zur Steuerung des Elektrizitätsrisikos sind die mit der Marktliberalisierung neu entstandenen Elektrizitäts-Futures. Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, wie, d.h. in welchem Umfang, ein Händler Elektrizitäts-Futures zur Steuerung seines Risikos einsetzen sollte. Betrachtet wird in der vorliegenden Arbeit dazu ein Händler, der zu einem Zeitpunkt die vertragliche Verpflichtung eingeht, einem Großkunden eine festgelegte Menge Elektrizität zu einem festen Preis zu liefern. Ohne Abschluss einer Absicherungstransaktion trägt der Händler das Risiko einer Änderung des Spot-Preises. Je weiter dieser über bzw. unter dem Einzelshandelspreis liegt, umso höher ist sein Verlust bzw. Gewinn. Durch einen antizipativen Long Future Hedge, d.h. durch den Kauf von Future-Kontrakten, kann der Händler sein Elektrizitäts-Exposure vollständig eliminieren und sich gegen das mit dem zukünftigen Elektrizitätseinkauf am Spot-Markt verbundene Elektrizitätsrisiko absichern. Zentral ist hierbei die Bestimmung der optimalen Hedge Ratio, d.h. der optimalen Relation zwischen Spot- und Future-Position.

---

[1] Siehe einführend auch Brummer/Pfennig/Schäfer 1999.

Ziel der vorliegenden Arbeit ist die Ableitung optimaler Hedge-Strategien im Rahmen einer grundsätzlichen theoretischen Modellierung und die empirische Überprüfung der Gültigkeit der theoretischen Rahmenbedingungen an real existierenden Elektrizitätsmärkten.

Den Ausgangspunkt der theoretischen Auseinandersetzung mit Absicherungsstrategien bildet die traditionelle Hedging-Theorie, gemäß der Hedging-Maßnahmen grundsätzlich mit dem Ziel einer Minimierung des Risikos durchgeführt werden.[2] Johnson 1960 und Stein 1961 (JS-Modell) interpretierten Hedging erstmalig als Bildung eines Portfolio aus Spot- und Future-Position. Der klassischen Portfolio-Theorie auf Basis des Erwartungswert-Varianz-Prinzips entsprechend verwendet das JS-Modell als Entscheidungsgrößen den Portfolio-Erwartungswert und die Portfolio-Varianz. Optimale Hedge Ratios für erwartungsnutzenmaximierende Entscheider werden von Holthausen 1979 und Feder et al. 1980 abgeleitet. Dynamische Hedging-Prozesse erfordern im Gegensatz zum statischen einperiodigen JS-Modell eine aufwändigere Modellierung.[3] Zeitvariierende Hedging-Modelle werden auf Basis bedingter Momente formuliert, um die Berücksichtigung neu zugehender Informationen zu ermöglichen.[4]

In allen genannten Ansätzen resultieren im Allgemeinen optimale Hedging-Strategien, die abhängig von der Risikoeinstellung des Entscheiders sind. Kann bei der Ableitung der optimalen Hedge Ratio dagegen von der spezifischen Nutzenfunktion des risikoaversen Entscheiders abstrahiert werden, so spricht man von einer präferenzfreien Hedge Ratio. Die Präferenzfreiheit der optimalen Hedge Ratio ist für eine empirische Analyse von besonderer Bedeutung, da direkt mit den Preis- bzw. Renditedaten gearbeitet werden kann, ohne Annahmen über die Nutzenfunktion des Entscheiders treffen zu müssen.

In der vorliegenden Arbeit sollen in einem ersten Schritt Bedingungen für die Präferenzfreiheit der optimalen zeitvariierenden Hedge Ratio eines Elektrizitätshändlers abzuleiten. Prämissen, unter denen die optimale Hedge-Ratio präferenzfrei ist, wurden erstmalig von Benninga et al. 1983 in einem statischen Einperiodenmodell aufgestellt. Lence 1995 und Rao 2000 zeigen, dass deren Bedingungen zwar hinreichend, aber nicht notwendig sind und beweisen auf zwei unterschiedlichen Wegen notwendige und hinreichende Bedingungen für die Präferenzfreiheit der optimalen Hedge Ratio. In der Folge werden die Implikationen der Be-

---

[2] Die Optimalität risikominimierender Hedge-Ratios wurde von Working 1953 in Frage gestellt. Nach Working sind Hedging-Maßnahmen durch die Erwartungen des Entscheiders bezüglich der Relation zwischen Spot- und Future-Preis motiviert. Dieser strebt nicht nach einer Risikominimierung, sondern nach einer Maximierung seines erwarteten Ertrages.

[3] Vgl. Haigh/Holt 2002, S. 1.

[4] Vgl. Myers/Thompson 1989, Myers 2000, Kroner/Sultan 2000.

dingungen für die empirische Analyse präferenzfreier optimaler zeitvariierender Hedge Ratios herausgearbeitet.

Der zweite Teil der Arbeit besteht aus einer empirischen Überprüfung der abgeleiteten Präferenzfreiheitsbedingungen an zwei bedeutenden europäischen Strombörsen, zum einen der deutschen Börse European Energy Exchange EEX mit Sitz in Leipzig und zum anderen der skandinavischen Nord Pool. Da die Datenhistorie für den deutschen Markt noch recht kurz ist, empfiehlt sich der bereits seit mehreren Jahren bestehenden skandinavische Elektrizitätsmarkt als Vergleichsgröße, da er das weltweit größte Handelsvolumen aufweist und darüber hinaus in der Literatur zumeist als Musterbeispiel für eine erfolgreiche Liberalisierung fungiert.

Zunächst werden die EEX- und Nord Pool-Daten aufbereitet und analysiert, ob Hedge Ratios auf Basis von Preis- oder Renditegrößen ermittelt werden sollten. Dazu werden die Verteilungseigenschaften und temporalen Attribute der Spot- und Future-Renditen untersucht und die Gültigkeit der abgeleiteten Präferenzfreiheitsbedingungen überprüft. Anschließend werden das klassische OLS-Modell hinsichtlich seiner Eignung zur Ermittlung präferenzfreier optimaler Hedge Ratios analysiert sowie die Eignung multivariater GARCH-Modelle zur Erklärung der besonderen Eigenschaften der Spot- und Future-Renditen untersucht. Den Abschluss bildet ein Vergleich der unterschiedlichen Schätzverfahren hinsichtlich der Hedging-Effizienz der mit ihnen ermittelten optimalen Hedge Ratios.

2 Präferenzfreiheit optimaler zeitvariierender Hedge Ratios

2.1 Optimale Hedge Ratios und Erwartungsnutzenmaximierung

Die optimalen zeitvariierenden Hedge Ratios werden für einen als Intermediär agierenden Händler abgeleitet, der seinen Erwartungsnutzen maximiert. Zu Beginn der betrachteten Periode in Zeitpunkt $t-1$ geht der Händler die verbindliche Verpflichtung ein, am Ende der Periode in Zeitpunkt t eine Menge Q_t an einen Endkunden zu liefern. Es existiert ein Future-Markt, an dem ein Kontrakt mit Barausgleich gehandelt wird. Um das mit seiner Lieferverpflichtung verbundene Preisrisiko zu gestalten, kann der Händler zum Periodenbeginn X_{t-1} Futures kaufen oder verkaufen, so dass sein Gewinn am Periodenende resultiert zu:

$$\tilde{\pi}_t = \left(P_t - \tilde{S}_t\right) \cdot Q_t - \left(F_{t-1} - \tilde{F}_t\right) \cdot X_{t-1} \tag{1}$$

Die Kurse S_t als auch F_t sind am Anfang der Periode in $t - 1$ unsicher. Es wird angenommen, dass der Händler risikoavers ist und über eine von-Neumann-Morgenstern-Nutzenfunktion U verfügt. Durch Wahl der optimalen Future-Position X_{t-1}^* maximiert der Händler seinen (bedingten) Erwartungsnutzen in Abhängigkeit der zum Zeitpunkt $t - 1$ verfügbaren Informationen $E_{t-1}(U)$. Seine Zielfunktion ist gegeben durch:

$$\max_{X_{t-1}} E_{t-1}\left\{U\left(\left(P_t - \tilde{S}_t\right)\cdot Q_t - \left(F_{t-1} - \tilde{F}_t\right)\cdot X_{t-1}\right)\right\} \tag{2}$$

Die Optimalitätsbedingung 1. Ordnung lautet folglich:

$$E_{t-1}\left\{\left(U'\left(\left(P_t - \tilde{S}_t\right)\cdot Q_t - \left(F_{t-1} - \tilde{F}_t\right)\cdot X_{t-1}^*\right)\right)\cdot\left(\tilde{F}_t - F_{t-1}\right)\right\} = 0 \tag{3}$$

Da die Zielfunktion streng konkav in X_{t-1} ist, ergibt sich eine eindeutige optimale Future-Position X_{t-1}^* und somit auch eine eindeutige optimale Hedge Ratio hr_{t-1}^*:

$$hr_{t-1}^* = \frac{X_{t-1}^*}{Q_t} \tag{4}$$

Die optimale zeitvariierende Hedge-Ratio hr_{t-1}^* ist einerseits von den zum Zeitpunkt $t - 1$ verfügbaren Informationen und andererseits von den Präferenzen des Entscheiders abhängig.

2.2 Die Bedingungen von Lence 1995 und Rao 2000

Nach Lence 1995 sind für die Präferenzfreiheit der optimalen zeitvariierenden Hedge-Ratios die folgenden zwei Bedingungen notwendig und hinreichend.

Bedingung (A): Der Future-Markt muss unverzerrt sein:5

$$F_{t-1} = E_{t-1}\left(\tilde{S}_t\right) \tag{5}$$

Der aktuelle Future-Preis ist dann der beste Schätzer für den zukünftigen Spot-Preis. Ist diese Gleichung nicht erfüllt, so beinhaltet der aktuelle Future-Preis neben dem erwarteten zukünftigen Spot-Preis eine Risikoprämie, die auch als Bias bezeichnet wird. Aus Gleichung (5)

---

5 Zur Definition der Unverzerrtheit von Future-Märkten vgl. Fama/French 1987. Bereits Holthausen 1979, S. 990-991, hat gezeigt, dass die Unverzerrtheit des Future-Marktes eine notwendige Bedingung für die Präferenzfreiheit der optimalen Hedge Ratio ist.

kann gefolgert werden, dass der aktuelle Future-Preis nicht nur der beste Schätzer für zukünftige Spot-Preise, sondern auch für zukünftige Future-Preise ist:

$$F_{t-1} = E_{t-1}\left(\tilde{F}_t\right) \tag{6}$$

Bedingung (B): Der Spot-Preis $\tilde{S}_t$ ist eine Funktion des Future-Preises $\tilde{F}_t$ und der Zufallsvariablen $\tilde{e}_t$. Der Future-Preis ist bedingt unabhängig[6] von $\tilde{e}_t$. Mit dem Basisrisiko $g\left(\tilde{e}_t\right)$ gilt:[7]

$$\tilde{S}_t = f\left(\tilde{F}_t, \tilde{e}_t\right) = \beta_t \cdot \tilde{F}_t + g\left(\tilde{e}_t\right) \tag{7}$$

Satz:[8] Mit den Bedingungen (A) und (B) folgt für die optimale zeitvariierende Hedge Ratio:

$$hr_{t-1}^* = \beta_t \tag{8}$$

Zum Beweis des Satzes wird zunächst die Bedingung 1. Ordnung in (3) formuliert zu:

$$\begin{aligned} &\operatorname{cov}_{t-1}\left(U'\left(\left(P_t - f\left(\tilde{F}_t, \tilde{e}_t\right)\right)\cdot Q_t - \left(F_{t-1} - \tilde{F}_t\right)\cdot X_{t-1}^*\right), \tilde{F}_t\right) \\ &+E_{t-1}\left\{U'\left(\left(P_t - f\left(\tilde{F}_t, \tilde{e}_t\right)\right)\cdot Q_t - \left(F_{t-1} - \tilde{F}_t\right)\cdot X_{t-1}^*\right)\right\}\cdot E_{t-1}\left\{\left(\tilde{F}_t - F_{t-1}\right)\right\} = 0 \end{aligned} \tag{9}$$

Mit (6) folgt sofort:

$$\operatorname{cov}_{t-1}\left(U'\left(\left(P_t - f\left(\tilde{F}_t, \tilde{e}_t\right)\right)\cdot Q_t + \tilde{F}_t \cdot X_{t-1}^*\right), \tilde{F}_t\right) = 0 \tag{10}$$

Gleichung (10) ist genau dann erfüllt, wenn $\tilde{F}_t$ von $\left(\left(-f\left(\tilde{F}_t, \tilde{e}_t\right)\right)\cdot Q_t + \tilde{F}_t \cdot X_{t-1}^*\right)$ bedingt unabhängig ist. Es ist folglich zu zeigen, dass dies genau dann zutrifft, wenn die Gleichung (7) bezüglich des funktionalen Zusammenhangs zwischen Spot- und Future-Preis eingehalten wird. Da die Zufallsvariable $\tilde{F}_t$ mit sich selbst perfekt korreliert ist, kann die bedingte Unabhängigkeit nur dann gegeben sein, wenn gilt:

(a) $-f\left(\tilde{F}_t, \tilde{e}_t\right)\cdot Q_t + \tilde{F}_t \cdot X_{t-1}^* = h\left(\tilde{e}_t\right)$ für alle $\tilde{F}_t$ und für alle $\tilde{e}_t$, wobei $h(.)$ eine beliebige Funktion ist

(b) $\tilde{F}_t$ ist bedingt unabhängig von $\tilde{e}_t$

---

6 Vgl. Ingersoll 1987, S. 15.

7 Der funktionale Zusammenhang gemäß Gleichung (7) beinhaltet also, dass der Spot-Preis linear im Basisrisiko ist. Auch Mahul 2002 zeigt, dass ein derartiges additives Basisrisiko Voraussetzung für die Präferenzfreiheit der optimalen Hedge Ratio ist. Wird hingegen ein multiplikatives Basisrisiko unterstellt, so ist die opimale Hedge Ratio präferenzabhängig.

8 Die Beweisführung folgt Lence 1995, S. 386-387.

Um die Notwendigkeit der Bedingung (B) zu zeigen, sei angenommen, dass Gleichung (8) gilt. Unter Verwendung der Gleichung (4) kann diese umformuliert werden zu:

$$X_{t-1}^{*} = \beta_t \cdot Q_t \tag{11}$$

Daraus folgt:

$$\left(-f\left(\tilde{F}_t, \tilde{e}_t\right) \cdot Q_t + \tilde{F}_t \cdot X_{t-1}^{*}\right) = \left(-f\left(\tilde{F}_t, \tilde{e}_t\right) + \beta_t \cdot \tilde{F}_t\right) Q_t \tag{12}$$

Die Voraussetzung, dass $\left(-f\left(\tilde{F}_t, \tilde{e}_t\right) + \beta_t \cdot \tilde{F}_t\right) Q_t = h\left(\tilde{e}_t\right)$ für alle $\tilde{F}_t$ und für alle $\tilde{e}_t$ ist aber genau dann erfüllt, wenn $\tilde{S}_t = f\left(\tilde{F}_t, \tilde{e}_t\right) = \beta_t \cdot \tilde{F}_t + g\left(\tilde{e}_t\right)$.

Bedingung (B) ist auch hinreichend, da mit (7) folgt:

$$\left(-f\left(\tilde{F}_t, \tilde{e}_t\right) \cdot Q_t + \tilde{F}_t \cdot X_{t-1}^{*}\right) = \left(-\beta_t \cdot Q_t + X_{t-1}^{*}\right) \cdot \tilde{F}_t - g\left(\tilde{e}_t\right) \cdot Q_t \tag{13}$$

Die Voraussetzung, dass $\left(-\beta_t \cdot Q_t + X_{t-1}^{*}\right) \cdot \tilde{F}_t - g\left(\tilde{e}_t\right) \cdot Q_t = h\left(\tilde{e}_t\right)$ für alle $\tilde{F}_T$ und für alle $\tilde{e}_T$ ist aber genau dann und nur dann erfüllt, wenn $X_{t-1}^{*} = \beta_t \cdot Q_t$. Q.E.D.

Rao 2000 verwendet als Zielgröße des Händlers nicht den Gewinn am Periodenende, sondern die Periodenrendite. Die auf eine Einheit der Lieferverbindlichkeit normierte Rendite eines Portfolio aus Lieferverbindlichkeit und Futures ist für die Periode von $t - 1$ bis t mit $\tilde{s}_t$ als Spot- und $\tilde{f}_t$ als Future-Rendite gegeben durch:

$$\tilde{r}_t = -\tilde{s}_t + hr_{t-1} \cdot \tilde{f}_t \tag{14}$$

Die Zielfunktion des Händlers lautet folglich:

$$\max_{hr_{t-1}} E_{t-1}\left(U\left(-\tilde{s} + hr_{t-1} \cdot \tilde{f}_t\right)\right) \tag{15}$$

Satz 2:[9] Es gibt genau dann eine präferenzfreie optimale zeitvariierende Hedge Ratio, falls gilt

$$E_{t-1}\left(\tilde{f}_t \middle| r_t^{*}\right) = 0 \tag{16}$$

mit der Rendite des optimalen Portfolio aus Lieferverbindlichkeit und Futures:

$$r_t^{*} = -\tilde{s}_t + hr_{t-1}^{*} \cdot \tilde{f}_t \tag{17}$$

---

[9] Die Beweisführung folgt Rao 2000, S. 225-226.

Gleichung (16) beinhaltet die bedingte Unabhängigkeit der Future-Rendite $\tilde{f}_t$ von der Rendite des optimalen Portfolio r_t^*.

Um zu zeigen, dass die Bedingung gemäß Gleichung (16) hinreichend ist, sei angenommen, dass sie für eine beliebige optimale Hedge Ratio erfüllt ist. Die Rendite $\tilde{r}_t^*$ für das zugehörige optimale Portfolio kann durch Substraktion der Gleichung (17) von (14) in Beziehung zu der Rendite $\tilde{r}_t$ eines beliebigen Portfolio mit einer Hedge Ratio hr_{t-1} gesetzt werden:

$$\tilde{r}_t = \tilde{r}_t^* + \left(hr_{t-1} - hr_{t-1}^*\right) \cdot \tilde{f}_t \tag{18}$$

Mit (16) gilt auch:

$$E_{t-1}\left(\left(hr_{t-1} - hr_{t-1}^*\right) \cdot \tilde{f}_t \middle| r_t^*\right) = 0 \tag{19}$$

Aus (18) in Kombination mit (19) kann geschlossen werden, dass $\tilde{r}_t$ durch $\tilde{r}_t^*$ stochastisch dominiert wird. Für jede andere Hedge Ratio hr_{t-1} hat die Portfolio-Rendite $\tilde{r}_t$ den gleichen Erwartungswert wie die Rendite des optimalen Portfolio $\tilde{r}_t^*$, aber gleichzeitig kommt es aufgrund des Störterms $\left(\left(hr_{t-1} - hr_{t-1}^*\right) \cdot \tilde{f}_t\right)$ zu einem zusätzlichen Rauschen. Die Hedge Ratio hr_{t-1}^* ist damit eindeutig optimal.

Zum Nachweise der Notwendigkeit sei hr_{t-1}^* die optimale Hedge Ratio und $\tilde{r}_t^*$ die korrespondierende Portfolio-Rendite. Für jede Future-Position hr_{t-1} existieren zwei Zufallsvariablen $\tilde{\xi}_t\left(hr_{t-1}\right)$ und $\tilde{\upsilon}_t\left(hr_{t-1}\right)$, so dass:

$$\tilde{r}_t \square \tilde{r}_t^* + \tilde{\xi}_t\left(hr_{t-1}\right) + \tilde{\upsilon}_t\left(hr_{t-1}\right) \tag{20}$$

$$\text{mit } \tilde{\xi}_t\left(hr_{t-1}\right) \leq 0 \quad \text{und} \quad E_{t-1}\left(\tilde{\upsilon}_t\left(hr_{t-1}\right) \middle| \tilde{r}_t^* + \tilde{\xi}_t\left(hr_{t-1}\right)\right) = 0$$

Es kann gezeigt werden, dass $\tilde{\xi}_t\left(hr_{t-1}\right)$ fast sicher gleich Null sein muss. Unter Anwendung des Theorems A2 von Ross 1978 kann dann gezeigt werden, dass gilt:

$$E_{t-1}\left(\left(hr_{t-1} - hr_{t-1}^*\right) \cdot \tilde{f} \middle| \tilde{r}_t^*\right) = 0 \tag{21}$$

Dies ist genau die notwendige und hinreichende Bedingung gemäß Gleichung (16). Q.E.D.

2.3 Zur Äquivalenz der Bedingungen nach Lence 1995 und Rao 2000

Bei einer direkten Gegenüberstellung der Bedingungen für die Präferenzfreiheit der optimalen zeitvariierenden Hedge Ratio nach Lence 1995 und Rao 2000 wird deutlich, dass die Unverzerrtheit des Future-Marktes bei beiden eine zentrale Rolle spielt. Lence 1995 nennt diese explizit als notwendige Bedingung. Bei Rao 2000 folgt sie hingegen implizit aus der Bedingung $E_{t-1}\left(\tilde{f}_t \middle| r_t^*\right) = 0$. Aus dieser lässt sich ableiten:

$$E_{t-1}\left(\tilde{f}_t\right) = 0 \tag{22}$$

Die Bedingung für die Unverzerrtheit des Future-Marktes wird im Gegensatz zu Lence 1995 allerdings nicht wie in Gleichung (6) über die Future-Preise, sondern über die Renditen formuliert. Ein Future-Markt ist demnach genau dann unverzerrt, wenn der bedingte Erwartungswert der Future-Rendite gleich Null ist. Lence 1995 formuliert als zweite Bedingung einen spezifischen funktionalen Zusammenhang zwischen Spot- und Future-Preis. Dieser impliziert, wie auch in Gleichung (10) ersichtlich wird, dass der Futurepreis $\tilde{F}_t$ bedingt unabhängig von dem Ertrag des optimalen Portfolio aus Spot- und Future-Position am Periodenende sein muss. Die Bedingung von Rao 2000 beinhaltet hingegen explizit die bedingte Unabhängigkeit der Future-Rendite von der Rendite des optimalen Portfolio.

Der Vergleich der Bedingungen von Lence 1995 und Rao 2000 zeigt, dass sich die Bedingungen zwar bezüglich ihrer ökonomischen Intention entsprechen, aber auf unterschiedliche Zielgrößen beziehen. Verwendet man in Rao 2000 anstelle der Zielgröße Periodenrendite die Zielgröße Gewinn am Periodenende gemäß der Formulierung von Lence 1995, so ergibt sich als notwendige und hinreichende Bedingung für die Präferenzfreiheit der optimalen zeitvariierenden Hedge Ratio:

$$E_{t-1}\left(\tilde{F}_t - F_{t-1} \middle| \left(P_t - \tilde{S}_t\right) \cdot Q_t - \left(F_{t-1} - \tilde{F}_t\right) \cdot X_{t-1}^*\right) = 0 \tag{23}$$

Gleichung (23) beinhaltet, dass die Differenz zwischen dem Future-Preis im Zeitpunkt t und demjenigen im Zeitpunkt $t-1$ bedingt unabhängig von dem Gewinn am Periodenende sein muss. Es gilt nun zu zeigen, dass die Bedingung gemäß Gleichung (23) und die Bedingungen (A) und (B) gemäß Lence 1995 ineinander übergeleitet werden können. Aus Gleichung (23) kann unmittelbar die Bedingung (A) gefolgert werden. Gleichung (23) beinhaltet aber gleichzeitig auch die Aussage der Gleichung (10), die umformuliert werden kann zu

$$E_{t-1}\left(\tilde{F}_t \middle| \left(P_t - \tilde{S}_t\right)\cdot Q_t - \left(F_{t-1} - \tilde{F}_t\right)\cdot X_{t-1}^*\right) = E_{t-1}\left(\tilde{F}_t\right) \tag{24}$$

Diese Bedingung besagt, dass die Hedge-Ratio genau dann optimal ist, wenn der Gewinn des Portfolio aus Spot- und Future-Position keine Information über den Preis des Future-Kontraktes enthält. Diese Forderung steckt letztlich auch in der Bedingung (B). Unter Verwendung der Gleichungen (7) und (11) kann Gleichung (24) umformuliert werden zu

$$E_{t-1}\left\{\tilde{F}_t \middle| g\left(\tilde{e}_t\right)\cdot Q_t\right\} = E_{t-1}\left\{\tilde{F}_t\right\} \tag{25}$$

Aus Gleichung (23) folgt also auch, dass $\tilde{F}_t$ bedingt unabhängig von $\tilde{e}_t$ ist. Ausgehend von der gleichen Zielgröße sind die Prämissen von Lence 1995 und Rao 2000 somit ineinander transformierbar.

Ob die Bedingungen auch bei Verwendung der unterschiedlichen Zielgrößen Gewinn am Periodenende und Periodenrendite ineinander überleitbar sind, ist letztlich abhängig davon, ob diskrete oder kontinuierliche Renditen zugrunde gelegt werden. Sind die Bedingungen (A) und (B) für die Präferenzfreiheit der optimalen zeitvariierenden Hedge Ratio auf Basis von diskreten Renditen erfüllt, so kann in wenigen Schritten gezeigt werden, dass sie zwangsläufig für Preisdifferenzen und somit auch für Preise gelten. Die Formulierung der Bedingungen (A) und (B) auf Basis von diskreten Renditen ist folglich konsistent mit der Maximierung des Gewinns am Periodenende. Bei Verwendung von kontinuierlichen Renditen ist diese Folgerung jedoch nicht möglich.[10] Ausgehend von einer Maximierung der kontinuierlichen Periodenrendite ergibt sich als Bedingung (A):

$$E_{t-1}\left(\tilde{f}_t\right) = E_{t-1}\left(\ln\left(\frac{\tilde{F}_t}{F_{t-1}}\right)\right) = 0 \tag{26}$$

Es ist sofort ersichtlich, dass die Gleichung (26) nicht in die ursprüngliche, auf eine Maximierung des Gewinns ausgerichtete Bedingung (A) mit $E_{t-1}\left(\tilde{F}_t\right) = F_{t-1}$ gemäß Gleichung (6) transformiert werden kann. Bezüglich Bedingung (B) muss bei Verwendung von kontinuierlichen Renditen analog zu Gleichung (7) gelten:

$$\tilde{s}_t = \ln\left(\frac{\tilde{S}_t}{S_{t-1}}\right) = \beta_t \cdot \ln\left(\frac{\tilde{F}_t}{F_{t-1}}\right) + g\left(\tilde{e}_t\right) \tag{27}$$

---

[10] Ähnlich argumentiert Duffie 1989, S. 182-185. Das Vorhandensein einer spezifischen Eigenschaft bei Preisen bedeutet nicht, dass auch die logarithmierten Preise über diese verfügen und vice versa.

Ist dieser funktionale Zusammenhang für kontinuierliche Renditen erfüllt, so ist der funktionale Zusammenhang für Preise gegeben durch:

$$\tilde{S}_t = \left(\frac{\tilde{F}_t}{F_{t-1}} \right)^{\beta_t} \cdot g\left(\tilde{e}_t\right) \cdot S_{t-1} \tag{28}$$

Gleichung (28) gehört aber nicht zu der Menge von Funktionen, die durch (7) definiert wird. Gilt also (26) oder (28), so sind die optimalen zeitvariierenden Hedge Ratios nur dann präferenzfrei, wenn als Zielfunktion die Maximierung der kontinuierlichen Periodenrendite zugrunde gelegt wird. Aus Perspektive einer Maximierung des Gewinns am Periodenende sind die optimalen Hedge Ratios hingegen von spezifischen Präferenzen abhängig.

2.4 Implikationen

Die dargestellten Überlegungen zur Äquivalenz der beiden Ansätze haben eine unmittelbare Relevanz für empirische Analysen. So wird mit der Entscheidung, ob die präferenzfreien optimalen Hedge Ratios auf Basis von Preisen, Preisdifferenzen, logarithmierten Preisen oder kontinuierlichen Renditen ermittelt werden, letztlich eine implizite Annahme über die zu optimierenden Zielgröße getroffen.

Das präferenzfreie optimale Hedge Ratio im Ansatz bei Rao 2000 bestimmt sich über die Minimierung der bedingten Varianz der Rendite des Portfolio.[11] Dazu wird davon ausgegangen, dass eine bedingte Varianz-Kovarianz-Matrix für die Spot- und Future-Renditen existiert. Mit (18) folgt für die bedingte Varianz der Rendite eines Portfolio aus Spot- und Future-Position:

$$\mathrm{var}_{t-1}\left(\tilde{r}_t\right) = \mathrm{var}_{t-1}\left(\tilde{r}_t^*\right) + \mathrm{var}_{t-1}\left(\left(hr_{t-1} - hr_{t-1}^*\right) \cdot \tilde{f}_t\right) + 2 \cdot \mathrm{cov}_{t-1}\left(\tilde{r}_t^*, \left(hr_{t-1} - hr_{t-1}^*\right) \cdot \tilde{f}_t\right) \tag{29}$$

Mit (16) erhält man, dass die Kovarianz verschwindet, d.h. die bedingte Varianz einer beliebigen Portfolio-Rendite ist gleich der bedingten Varianz der Rendite des optimalen Portfolio zuzüglich des positiven bedingten Varianzterms $\mathrm{var}_{t-1}\left(\left(hr_{t-1} - hr_{t-1}^*\right) \cdot \tilde{f}_t\right)$. Das präferenzfreie optimale Portfolio ist also gegeben durch das Portfolio mit der geringsten bedingten Varianz.

Die bedingte Varianz der Rendite eines beliebigen Portfolio aus Spot- und Future-Position kann geschrieben werden als:

[11] Vgl. Rao 2000, S. 226.

$$\mathrm{var}_{t-1}\left(\tilde{r}_t\right) = \mathrm{var}_{t-1}\left(\tilde{s}_t\right) + \left(hr_{t-1}\right)^2 \cdot \mathrm{var}_{t-1}\left(\tilde{f}_t\right) - 2 \cdot hr_{t-1} \cdot \mathrm{cov}_{t-1}\left(\tilde{s}_t, \tilde{f}_t\right). \tag{30}$$

Unter der Annahme, dass die Bedingungen für die Präferenzfreiheit der optimalen Hedge Ratio gegeben sind, vereinfacht sich die Zielfunktion des Händlers zu:

$$\min_{h_{t-1}} \mathrm{var}_{t-1}\left(r_t\right). \tag{31}$$

Aus der Bedingung erster Ordnung ergibt sich die varianzminimale und damit auch (präferenzfreie) optimale Hedge Ratio:

$$hr_{t-1}^* = \frac{\mathrm{cov}_{t-1}\left(\tilde{s}_t, \tilde{f}_t\right)}{\mathrm{var}_{t-1}\left(\tilde{f}_t\right)} \tag{32}$$

Während (32) die Bestimmung der präferenzfreien optimalen Hedge Ratio ermöglicht, ist die folgende Implikation von zentraler Bedeutung für die empirische Überprüfbarkeit der Präferenzfreiheitsbedingungen sowie für die Anwendbarkeit von GARCH-Verfahren. Ausgehend von einem unverzerrten Future-Markt zeigt Rao 2000, dass die Klasse der gemeinsamen Verteilungen von Spot- und Future-Renditen, für die präferenzfreie optimale Hedge-Ratios ermittelt werden können, alle bivariaten elliptischen Verteilungen beinhaltet. Bereits Myers 2000 zeigt, dass unter Annahme eines unverzerrten Future-Marktes eine bedingte bivariate Normalverteilung der Spot- und Future-Preise eine hinreichende Bedingung für die Existenz präferenzfreier optimaler zeitvariierender Hedge Ratios ist. GARCH-Verfahren können aber nicht nur auf bedingten bivariaten Normalverteilungen, sondern bspw. auch auf bedingten bivariaten t-Verteilungen aufbauen. Diese werden in der empirischen Literatur insbesondere dann verwendet, wenn sie eine bessere Abbildung der bedingten gemeinsamen Verteilung der Spot- und Future-Renditen erlauben. In diesen Untersuchungen wird jedoch in der Regel die Konsistenz der Verteilungsannahmen bei der empirischen Ermittlung der optimalen zeitvariierenden Hedge-Ratios mit den Bedingungen für deren Präferenzfreiheit nicht hergestellt. Der Nachweis dieser Vereinbarkeit ist folglich ein wichtiges Bindeglied zwischen der theoretischen Herleitung und der empirischen Ermittlung optimaler Hedge Ratios.

Aus einer allgemeineren portfoliotheoretischen Perspektive kann gezeigt werden, dass die Verwendung des Erwartungswert-Varianz-Prinzips konsistent mit dem Prinzip der Erwar-

tungsnutzenmaximierung ist, falls die in dem Portfolio enthaltenen Zufallsgrößen gemeinsam elliptisch verteilt sind.[12]

3 Empirische Analyse

3.1 Beschreibung der EEX- und Nord Pool-Daten

Für die empirische Analyse der optimalen Hedging-Strategie eines Elektrizitätshändlers an der EEX stehen alle täglichen Schluss- bzw. Settlement-Kurse des Spot- und Future-Marktes im Zeitraum zwischen dem 1.3.2001 und dem 31.1.2002 zu Verfügung. Die Konzentration des Handels in Nearby Futures wird aus Tabelle 1 ersichtlich. Eine Spot-Preiszeitreihe wird über den gesamten Untersuchungszeitraum auf Basis des täglichen EEX-Baseload-Index aufgebaut. Um eine Future-Preiszeitreihe über den gesamten Untersuchungszeitraum zu generieren, wird von einer Rollover-Strategie auf Basis des Baseload Nearby Future-Kontraktes ausgegangen. Für den EEX-Spot-Preis zeigt die Ljung-Box-Q-Test-Statistik (LJB-Q) eine signifikante Autokorrelation bis zu den Lags 6 und 18 (Tabelle 2). Auch für den Future-Preis weist die LJB-Q-Statistik eine signifikante Autokorrelation aus.

Vor dem Hintergrund der Verwendung von (multivariaten) GARCH-Modellen ist es zweckmäßig, bei der Bestimmung der Hedge Ratios kontinuierliche Renditen zu verwenden. Die Stationarität von Zeitreihen wird durch Unit-Root-Tests überprüft. Die Überprüfung erfolgt anhand des Augmented-Dickey-Fuller-Tests (ADF)[13] und des Phillips-Perron-Tests (PP)[14], denen als Nullhypothese die Nicht-Stationarität zugrunde liegt. Der Vorteil der Nutzung von kontinuierlichen Renditen wird durch die Resultate der Unit-Root-Tests untermauert. Für Spot- und Future-Renditen kann die Hypothese der Nicht-Stationarität bei ADF- und PP-Test auf einem Signifikanzniveau von 1 % zurückgewiesen werden (Tabelle 3). Die Verteilungseigenschaften der kontinuierlichen täglichen EEX-Spot- und EEX-Future-Renditen bilden die

---

[12] Als Bedingungen, die zu einer Konsistenz des Erwartungswert-Varianz-Prinzips und des Erwartungsnutzenprinzips führen, werden in der portfoliotheoretischen Literatur zumeist normalverteilte Zufallsvariablen oder quadratische Nutzenfunktionen genannt. Die Forderung nach einer gemeinsamen Normalverteilung der Zufallsvariablen kann aber durch die Forderung nach einer elliptischen Verteilung verallgemeinert werden. Einen Literaturüberblick zur Konsistenz von Erwartungswert-Varianz-Prinzip und Erwartungsnutzenprinzip geben Meyer/Rasche 1992.

[13] Vgl. Dickey/Fuller 1981.

[14] Während der Augmented-Dickey-Fuller-Test stochastisch unabhängige Residuen mit konstanter Varianz voraussetzt, gilt der Phillips-Perron-Test (PP) auch unter wesentlich weniger restriktiven Annahmen. Vgl. Phillips 1987. Siehe zu weiteren Testverfahren die ausführlichen Darstellungen in Rodt 2003.

Grundlage der späteren Modellierung der präferenzfreien optimalen Hegde Ratios im Rahmen der OLS-Regression und der multivariaten GARCH-Modelle (Tabelle 4). Sie geben zudem darüber Aufschluss, ob die abgeleiteten Präferenzfreiheitsbedingungen für optimale Hedge Ratios durch die EEX-Spot- und EEX-Future-Renditen erfüllt werden.

Für die Daten der Nord Pool kann auf die täglichen Schluss- bzw. Settlement-Kurse des Spot- und Future-Marktes vom 2.1.1996 bis zum 27.8.2001 zurückgegriffen werden. Während der Nord Pool-Systempreis als Basis der kontinuierlichen Spot-Preiszeitreihe dient, ist für die Future-Preiszeitreihe ein geeigneter Kontrakt auszuwählen. Es wird hier auf die Wochen-Futures zurückgegriffen (Tabelle 5).

Tabelle 6 enthält die Verteilungseigenschaften der Nord Pool-Spot- und Nord Pool-Future-Preise. Die temporalen Eigenschaften beider Nord Pool-Zeitreihen ähneln denen der Serien an der EEX. Die Nullhypothese der Nicht-Stationarität kann für beide Zeitreihen auf einem Signifikanzniveau von 1 % zurückgewiesen werden (Tabelle 7). In Tabelle 8 sind die Verteilungseigenschaften der Nord Pool-Spot- und Future-Renditen zusammengefasst. Beide Größen sind erheblich weniger autokorreliert als ihre korrespondierenden Preiszeitreihen.

3.2 Schätzung optimaler Hedge Ratios mit der OLS-Regression

Die empirische Ermittlung präferenzfreier optimaler Hedge Ratios erfolgt standardmäßig auf Basis einer Ordinary Least Squares-Regression (OLS-Regression).[15] Bei der OLS-Regression wird das optimale Hedge-Ratio hr^* durch den Regressionskoeffizienten β in der zugehörigen Regressionsgleichung geschätzt:

$$s_t = \alpha + \beta \cdot f_t + \varepsilon_t \quad \text{für alle } t = 1, \ldots, T \tag{33}$$

Hierbei repräsentiert die Spot-Rendite s_t die abhängige und die Future-Rendite f_t die unabhängige Variable, α und β die zu schätzenden Regressionskoeffizienten und ε_t den Störterm, über den alle verbleibenden Einflussgrößen auf die abhängige Variable s_t berücksichtigt werden. T entspricht der Anzahl der Observationen.

In Tabelle 9 und Tabelle 10 sind die Ergebnisse für die Schätzungen des Regressionskoeffizienten β sowie des Bestimmtheitsmaßes R^2 an EEX und Nord Pool aufgeführt. Die Schätzungen dieser Parameter werden über jeweils zwei Teilperioden der Untersu-

[15] Ederington 1979 ermittelt auf Basis der portfoliotheoretischen Hedging-Ansätze von Johnson 1960 und Stein 1961 als erster varianzminimale Hedge-Ratios durch die OLS-Regression. Siehe auch Figlewski 1984.

chungszeiträume durchgeführt, um erste Anhaltspunkte in Bezug auf die Stabilität von β und R^2 im Zeitablauf zu erhalten. Die Teilperioden entsprechen hierbei jeweils der 1. und 2. Hälfte des Untersuchungszeitraums. In den beiden Tabellen sind zudem deskriptive Statistiken der jeweiligen Residuen dargelegt.[16]

Der OLS-Schätzer leidet im Hinblick auf die Bestimmung optimaler Hedge Ratios für EEX und Nord Pool unter zwei Unzulänglichkeiten. Zum einen ist er aufgrund der spezifischen Eigenschaften der hier verwendeten Elektrizitäts-Spot- und Elektrizitäts-Future-Renditen ineffizient. Zum anderen ist es mit dem auf Basis unbedingter zweiter Momente formulierten OLS-Schätzer nicht möglich, zeitvariierende optimale Hedge Ratios zu ermitteln oder zu prognostizieren. Um diesen Schwächen Rechnung zu tragen, bedarf es einer Modellierung, die eine Veränderung der bedingten zweiten Momente im Zeitablauf explizit berücksichtigt.

3.3 Schätzung optimaler Hedge Ratios mit multivariaten GARCH-Modellen

Zur Modellierung zeitvariabler bedingter zweiter Momente bei der Bestimmung optimaler Hedging-Strategien wird in der Literatur zumeist auf den Autoregressive-Conditional-Heteroskedasticity-Ansatz ARCH von Engle 1982 und den Generalized-ARCH-Ansatz GARCH von Bollerslev 1986 zurückgegriffen. ARCH- und GARCH-Modelle können neben bedingter Heteroskedastizität bzw. dem Volatility Clustering auch die leptokurtische unbedingte Verteilung von Renditen erklären. Während univariate Verfahren die bedingten zweiten Momente einer einzigen Zeitreihe modellieren, beschreiben multivariate Verfahren, die gemeinsame Entwicklung der bedingten Varianzen und Kovarianzen mehrerer Zeitreihen.

Die Schätzung der Parameter multivariater GARCH-Modelle erfolgt hier auf Basis der Quasi-Maximum-Likelihood-Methode (QML-Methode). Als bedingte Loglikelihood-Funktion zeigt sich für das bivariate vollständige BEKK-Modell (VBEKK-Modell) von Engle/Kroner 1995:[17]

$$L_t(\theta) = c - \frac{1}{2}\log\left(\left|H_t\right|\right) - \frac{1}{2}(2+v)\log\left(1 + \left(\frac{1}{v-2}\right)\varepsilon_t' H_t^{-1}\varepsilon_t\right) \tag{34}$$

[16] Auffällig sind für beide Marktplätze die mit 0,01 bis 0,09 sehr niedrigen Werte für die Hedging-Effizienz bzw. das Bestimmtheitsmaß, da in Studien zu Zins-, Währungs-, Index- oder Warenfutures oftmals Werte von 0,7 und darüber festgestellt werden. Die erzielten Resultate bewegen sich aber im Rahmen derer, die Liu 2001 auf Basis der OLS-Regression mit Werten zwischen 0,01 und 0,11 für die Hedging-Effizienz einzelner Elektrizitäts-Futures der New York Mercantile Exchange erhält.

[17] Der Name des Modells geht auf ein früheres Arbeitspapier von Baba, Engle, Kraft und Kroner zurück.

mit

$$c = \left(\log(v) - \log(v-2)\right) + \log\Gamma\left(\frac{2+v}{2}\right) - \log(v\pi) - \log\Gamma\left(\frac{v}{2}\right)$$

θ bezeichnet den Vektor aller zu schätzenden Populationsparameter, Γ die Gammafunktion. Der Parameter v steht für die Anzahl der Freiheitsgrade der bivariaten t-Verteilung und wird mit den anderen Parametern des Modells im Rahmen der Schätzung bestimmt. Ist das geschätzte $v > 4$, so existiert für die t-Verteilung der standardisierten Residuen eine Kurtosis:

$$Kurtosis\left(\ddot{\varepsilon}_t\right) = 3 + \left(\frac{6}{v-4}\right) \tag{35}$$

Die Ergebnisse der Parameterschätzung auf Basis von (34) sind in Tabelle 11 für die EEX und in Tabelle 12 für die Nord Pool aufgeführt.

Die am häufigsten in der Literatur verwendete Parametrisierung für die bedingte Varianz-Kovarianz-Matrix ist das Constant Conditional Correlation-Modell (CC-Modell) von Bollerslev 1990. Die Popularität des Modells ist darauf zurückzuführen, dass die Parameter der bedingten Varianz-Kovarianz-Matrix nicht wie bei beim vollständigen BEKK-Modell simultan geschätzt werden müssen, sondern auf Basis univariater GARCH-Modelle für die einzelnen Zeitreihen beschrieben werden. Die Maximierung der einzelnen Loglikelihood-Funktionen der univariaten GARCH-Modelle ist deutlich weniger rechenintensiv und zudem meist robuster als die Optimierung einer Loglikelihoodfunktion, in der alle Parameter enthalten sind. Aufgrund dieser Vorzüge soll im Folgenden geprüft werden, ob das CC-Modell bei der Modellierung der bedingten zweiten Momente der vorliegenden Daten eine Alternative zu den bisher vorgestellten Modellen darstellt. Die Ergebnisse der Parameterschätzung des CC(1,1)-Modells für die jeweiligen Untersuchungsperioden der EEX und Nord Pool sind in Tabelle 13 und Tabelle 14 ersichtlich. Zudem finden sich dort ausgewählte Angaben zur deskriptiven Statistiken der standardisierten Residuen sowie der ermittelten Hedge-Ratios.[18]

[18] Ein weiterer Ansatz, multivariate GARCH-Modelle durch univariate zu approximieren, um so die oftmals auftretenden Optimierungsprobleme bei der Schätzung zu vermeiden, ist das orthogonale GARCH-Modell. Siehe hierzu Rodt 2003.

4 Vergleich der Hedging-Strategien

Um die Hedging-Effizienz auf Basis der unbedingten Varianz zu bestimmen, werden die unbedingte Varianz der Renditen des ungesicherten Spot-Portfolio σ_{UP}^2 sowie die unbedingte Varianz der Renditen des abgesicherten Spot- und Future-Portfolio $\sigma_{HP^*}^2$ über den gesamten Untersuchungszeitraum berechnet. Die Hedging-Effizienz ergibt sich dann als:

$$1-\frac{\sigma_{HP^*}^2}{\sigma_{UP}^2} \tag{36}$$

mit

$$\sigma_{HP^*}^2 = \mathrm{var}\left(s_t - hr_{t-1}^* \cdot f_t\right)$$
$$\sigma_{UP}^2 = \mathrm{var}\left(s_t\right)$$

Bei konstanter Hedge Ratio entspricht (36) dem Bestimmtheitsmaß, das zur Beurteilung der Hedging-Effizienz von OLS-Hedge Ratios genutzt wurde.

Die Hedging-Effizienz auf Basis der bedingten Varianz ermittelt sich wie folgt: Die bedingten Varianzen der Spot- und Future-Renditen $h_{11,t}$ und $h_{22,t}$ sowie die bedingten Kovarianzen zwischen den beiden Größen $h_{12,t}$ werden im Rahmen der multivariaten GARCH-Verfahren ermittelt. Die bedingte Varianz des Portfolio kann dann für jeden Zeitpunkt t wie folgt bestimmt werden:

$$h_{11,t} + \left(hr_{t-1}^*\right)^2 \cdot h_{22,t} - 2 \cdot hr_{t-1}^* \cdot h_{12,t} \tag{37}$$

Die Hedging-Effizienz zu jedem Zeitpunkt t ist definiert als:

$$\frac{\left(hr_{t-1}^*\right)^2 \cdot h_{22,t} - 2 \cdot hr_{t-1}^* \cdot h_{12,t}}{h_{11,t}} \tag{38}$$

Um eine aggregierte Größe für die Hedging-Effizienz über den gesamten Untersuchungszeitraum zu erhalten, wird das arithmetische Mittel von Gleichung (38) gebildet.[19]

[19] Die zur Schätzung und zum Vergleich herangezogenen Untersuchungszeiträume beziehen sich bei einem sogenannten In Sample-Vergleich auf denselben Zeitraum. Dies trägt aber der Situation des Elektrizitätshändlers nur ungenügend Rechnung, da bei der Schätzung und bei der Berechnung der Hedge Ratio auf Daten zurückgegriffen wird, die aus der Hedging-Perspektive des Händlers noch in der Zukunft liegen. Siehe zu einem Out of Sample-Vergleich Rodt 2003.

In der ersten Hälfte der Untersuchungsperiode der EEX in Tabelle 15 zeigt das VBEKK(1,1)-Modell die höchste Hedging-Effizienz. Die Absicherungen auf Basis des OLS-Verfahrens und des CC(1,1)-Modells weisen zwar eine niedrigere Varianz auf als die ursprüngliche Spot-Rendite und der traditionelle 1:1-Hedge. Sie erreichen aber nicht annähernd die Hedging-Effizienz des VBEKK-Modells. Die Situation verändert sich drastisch in der zweiten Hälfte der Untersuchungsperiode an der EEX in Tabelle 16. Außer dem OLS-Verfahren kann kein Hedge eine geringere Varianz erzielen als die Spot-Rendite.

In der ersten Hälfte der Untersuchungsperiode der Nord Pool in Tabelle 17 weisen das OLS-Verfahren und das CC(1,1)-Modell die höchste, der klassische 1:1-Hedge die niedrigste Hedging-Effizienz auf. Ein ähnliches Bild zeigt auch die zweite Hälfte der Untersuchungsperiode an der Nord Pool (Tabelle 18).

Im zweiten Abschnitt ist aus der Minimierung der bedingten Varianz die optimale Strategie des Händlers abgeleitet worden. Problematisch bei einem Vergleich anhand der bedingten Varianzen ist deren fehlende Beobachbarkeit. Im Folgenden werden deshalb die unterschiedlichen multivariaten GARCH-Modelle wechselnd als wahrer Prozess für die bedingte Varianz unterstellt (Tabelle 19 bis Tabelle 24). Das multivariate GARCH-Verfahren, welches als wahrer Prozess der bedingten Varianz angenommen wurde, erzielt die beste Hedging-Effizienz. Das OLS-Verfahren kann zwar nicht mit dem jeweils besten Verfahren mithalten, zeigt aber nach allen Vergleichen die beste durchschnittliche Leistung. Zieht man die Gefahr für den Elektrizitätshändler in Betracht, eine fehlerhafte Annahme über den wahren Prozess der bedingten Varianz zu treffen, so ist fraglich, ob der hohe Aufwand für die Implementierung der multivariaten GARCH-Modelle gerechtfertigt ist. Dies gilt insbesondere deshalb, weil auch ihre Schätzung in der Regel sehr zeitaufwändig ist und darüber hinaus Konvergenzprobleme auftreten können.

5 Zusammenfassung der empirischen Ergebnisse

Anstelle ad hoc das Erwartungswert-Varianz-Prinzip zugrunde zu legen, wurden hier ausgehend vom allgemeineren Prinzip der Erwartungsnutzenmaximierung Bedingungen für die Präferenzfreiheit der optimalen Hedge Ratio abgeleitet. Diese implizieren aber letztlich, dass das Erwartungswert-Varianz-Prinzip erfüllt sein muss. Der Zusammenhang von Erwartungswert-Varianz-Prinzip und gemeinsam elliptisch verteilten Zufallsgrößen verdeutlicht, dass es

sich bei den elliptischen Verteilungen grundsätzlich um symmetrische Verteilungen handelt. Sie haben also eine Schiefe von Null. Falls Erwartungswert und Varianz existieren, sind die Verteilungen durch diese ersten beiden Momente auch vollständig bestimmt. Die elliptischen Verteilungen werden deshalb auch häufig als elliptisch symmetrische Verteilungen bezeichnet.

Die im zweiten Abschnitt abgeleiteten Präferenzfreiheitsbedingungen sind empirisch überprüft worden. Folgende Erkenntnisse lassen sich zusammenfassen:

- Die EEX-Future-Rendite weist eine hohe Autokorrelation auf, die der Annahme eines unverzerrten Future-Marktes widerspricht. Darüber hinaus sind die EEX-Spot- und Future-Renditen mit hoher Wahrscheinlichkeit nicht bedingt gemeinsam elliptisch symmetrisch verteilt.
- Die Nord Pool-Future-Rendite weist im Vergleich zur EEX eine geringere Autokorrelation auf, so dass auch hier von einer – wenn auch geringen – Verzerrtheit des Marktes ausgegangen werden muss. Die Hypothese ihrer bedingt gemeinsam elliptisch symmetrischen Verteilung kann im Gegensatz zur EEX untermauert werden.
- Die divergierenden Ergebnisse für EEX und Nord Pool können durch den unterschiedlichen Entwicklungsstand der beiden Märkte erklärt werden. Während die Nord Pool schon seit Jahren umfassend liberalisiert ist und folglich über eine hohe Liquidität verfügt, sind die Kontrakte an der EEX aufgrund der kurzen Existenz des Handelsplatzes durch eine noch sehr niedrige Liquidität gekennzeichnet. Mit zunehmender Liquidität am Handelsplatz EEX wäre dementsprechend auch von einer Annäherung an die Präferenzfreiheitsbedingungen auszugehen.
- Neben dem klassischen OLS-Verfahren werden bei der Ermittlung der optimalen Hedge Ratios verschiedene Parametrisierungen multivariater GARCH-Verfahren berücksichtigt. Diese werden dahingehend untersucht, inwieweit sie die charakteristischen Verteilungeigenschaften und temporalen Attributen der Spot- und Future-Zeitreihen im Strommarkt zu erklären vermögen.
- Die Elektrizitäts-Spot- und –Future-Renditen weisen jeweils eine starke bedingte Heteroskedastizität auf.
- Das OLS-Verfahren ist aufgrund dieser bedingten Heteroskedastizität zur Ermittlung präferenzfreier optimaler Hedge Ratios suboptimal.
- Mit multivariaten GARCH-Verfahren lassen sich einige der charakteristischen Eigenschaften von Spot- und Future-Renditen erklären. Gerade die hohe Kurtosis beider Größen

lässt sich im Rahmen der GARCH-Verfahren abbilden. Dies gilt insbesondere für Parametrisierungen, die auf Basis der multivariaten VBEKK-t-Verteilung geschätzt werden. Sie weist unter allen getesteten Modellen den höchsten Erklärungsgehalt für die vorliegenden Datensätze von EEX und Nord Pool auf.

- Zwar verringern Hedge Ratios auf der Basis multivariater GARCH-Modelle sowohl die bedingte als auch die unbedingte Varianz einer nicht abgesicherten Position. Allerdings ist keines der Verfahren in der Lage, in allen untersuchten Perioden bzw. Märkten eine Varianzreduktion zu erzielen. Zudem rechtfertigt die Verbesserung der Hedging-Effizienz durch den Einsatz multivariater GARCH-Verfahren den höhten Aufwand nur selten.

Literaturverzeichnis

Benninga, S.; Eldor, R.; Zilcha, I. (1983) Optimal Hedging in the Futures Market under Price Uncertainty. In: Economics Letters, Vol., 13, pp. 141-145.

Bollerslev, T. (1986) Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. In: Journal of Econometrics, Vol. 31, pp. 307-327.

Bollerslev, T. (1990) Modelling the Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model. In: Review of Economics and Statistics, Vol. 72, pp. 498-505.

Brummer, M.; Pfennig, M.; Schäfer, K. (1999) Preisrisiken in liberalisierten Strommärkten. In: Solutions, 3. Jg., Heft 3/4, S. 7-26.

Dickey, D. A.; Fuller, W. A. (1981) Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. In: Econometrica, Vol. 49, pp. 1057-1072.

Duffie, D. (1989) Futures Markets, Englewood Cliffs.

Ederington, L. H. (1979) The Hedging Performance of the New Futures Markets. In: Journal of Finance, Vol. 34, pp. 157-170.

Engle, R. F. (1982) Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimation of the Variance of United Kingdom Inflation. In: Econometrica, Vol. 50, pp. 987-1008.

Engle, R. F.; Kroner, K. F. (1995) Multivariate Simultaneous Generalized GARCH. In: Econometric Theory, Vol. 11, pp. 122-150.

Fama, E. F.; French, K. R. (1987) Commodity Futures Prices: Some Evidence on Forecast Power, Premiums, and the Theory of Storage. In: Journal of Business, Vol. 60, pp. 55-73.

Feder, G.; Just, R. E.; Schmitz, A. (1980) Futures Markets and the Theory of the Firm under Price Uncertainty. In: Quarterly Journal of Economics, Vol. 94, pp. 317-328.

Figlewski, S. (1984) Hedging Performance and Basis Risk in Stock Index Futures. In: Journal of Finance, Vol. 39, pp. 657-669.

Haigh, M. S.; Holt, M. T. (2002) Combining Time-Varying and Dynamic Multi-Period Optimal Hedging Models, Department of Agricultural and Resource Economics, Working Paper, University of Maryland, College Park.

Holthausen, D. M. (1979) Hedging And The Competitive Firm Under Price Uncertainty. In: American Economic Review, Vol. 69, pp. 989-995.

Ingersoll, J. E. (1987) Theory of Financial Decision Making, Savage.

Johnson, L. L. (1960) The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures. In: Review Of Economic Studies, Vol. 27, pp. 139-151.

Kroner, K. F.; Sultan, J. (1993) Time-Varying Distributions and Dynamic Hedging with Foreign Currency Futures. In: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 28, pp. 535-551.

Lence, S. H. (1995) On the Optimal Hedge under Unbiased Futures Prices. In: Economics Letters, Vol. 47, pp. 385-388.

Liu, Q. (2001) Intra- and Inter-Commodity Price Relationships in Electricity and Natural Gas Spot- and Futures Markets, Norman 2001.

Mahul, O. (2002) Hedging in Futures and Options Markets with Basis Risk. In: Journal of Futures Markets, Vol. 22, pp. 59-72.

Meyer, J.; Rasche, R. H. (1992) Sufficient Conditions for Expected Utility to Imply Mean-Standard Deviation Rankings: Empirical Evidence Concerning the Location Scale Condition. In: Economic Journal, Vol. 102, pp. 91-106.

Myers, R. J. (2000) Estimating Time-Varying Optimal Hedge-Ratios on Future Markets. In: Journal of Futures Markets, Vol. 20, pp. 73-87.

Myers, R. J.; Thompson, S. R. (1989) Generalized Optimal Hedge Ratio Estimation. In: American Journal Of Agricultural Economics, Vol. 71, pp. 858-868.

Phillips, P. C. B. (1987) Time Series Regression with a Unit Root. In: Econometrica, Vol. 55, pp. 277-301.

Rao, V. K. (2000) Preference-free Optimal Hedging Using Futures. In: Economics Letters, Vol. 66, pp. 223-228.

Rodt, M. (2003) Präferenzfreie optimale Strategien für Elektrizitätsrisiken mit Futures, Lohmar.

Ross, S. A. (1978) Mutual Fund Separation in Financial Theory - The Separating Distributions. In: Journal of Economic Theory, Vol. 17, pp. 254-286.

Stein, J. L. (1961) The Simultaneous Determination of Spot and Futures Prices. In: American Economic Review, Vol. 51, pp. 1012-1025.

Working, H. (1953) Futures Trading and Hedging. In: American Economic Review, Vol. 43, pp. 314-343.

Anhang: Tabellen

Tabelle 1: Zahl und Umfang der Transaktionen ausgewählter Monats-Futures an der EEX

Monat	Zahl der gehandelten Kontrakte				Zahl der Handelsvorgänge			
	Baseload Future		Peakload Future		Baseload Future		Peakload Future	
	Nearby	Next to Nearby	Nearby	Next to Nearby	Nearby	Next to Nearby	Nearby	Next to Nearby
03/2001	396	122	1.039	319	62	19	116	48
04/2001	316	110	250	95	38	15	25	12
05/2001	210	135	140	170	15	16	16	16
06/2001	100	145	115	165	13	14	9	20
07/2001	218	40	60	65	21	4	6	6
08/2001	151	26	66	5	14	7	6	1
09/2001	179	50	150	105	10	2	10	5
10/2001	641	295	395	245	34	17	19	13
11/2001	605	745	210	225	25	34	9	9
12/2001	976	590	325	325	38	19	15	11
01/2002	355	115	357	75	16	5	16	3
Durchschnitt	377	216	282	163	26	14	22	13
Insgesamt	4.147	2.373	3.107	1.794	286	152	247	144

Tabelle 2: Verteilungseigenschaften der EEX-Spot- und EEX-Future-Preise

	S_t	F_t
Zeitraum	1.3.2001 - 31.1.2002	1.3.2001 - 31.1.2002
Observationen	231	231
Mittelwert	29,367	23,848
Maximum	300,640	48,000
Minimum	11,840	17,200
Standardabweichung	24,077	5,626
Schiefe	8,306	1,782
Kurtosis	84,156	6,671
Jarque-Bera-Statistik JB	66.048,312 ***	251,926 ***
Ljung-Box-Q-Statistik LJB-Q (6)	212,312 ***	1.165,373 ***
LJB-Q (18)	262,105 ***	2.475,000 ***

Mit den Symbolen ***, ** bzw. * werden Ergebnisse gekennzeichnet, deren Nullhypothesen auf einem Signifikanzniveau von 1, 5 bzw. 10 % zurückgewiesen werden können.

Tabelle 3: Unit-Root-Tests (EEX)

	s_t	f_t	$\ln(S_t)$	$\ln(F_t)$	S_t	F_t
Observationen	230	230	231	231	231	231
ADF	-10,25 ***	-9,07 ***	-4,44 ***	-1,38	-5,67 ***	-1,56
PP	-13,05 ***	-12,36 ***	-3,97 ***	-1,48	-5,74 ***	-1,73

Tabelle 4: Verteilungseigenschaften der kontinuierlichen täglichen EEX-Spot- und EEX-Future-Renditen

	s_t	f_t
Observationen	230	230
Mittelwert	-0,002	0,001
Maximum	0,746	0,375
Minimum	-1,046	-0,146
Standardabweichung	0,169	0,035
Schiefe	-0,957	4,872
Kurtosis	17,043	58,851
JB	1.925,110 ***	30.803,250 ***
LJB-Q (6)	22,507 ***	29,045 ***
LJB-Q (18)	33,667 **	51,499 ***
Multivariate Schiefe	26,566 ***	
Nelson-Ndjeunga-Statistik	1,750	

Tabelle 5: Offene Positionen ausgewählter Baseload Futures an der Nord Pool

Stichtag	Wochen-Futures				Block-Futures			
	Nearby	Next to Nearby	3 Wochen	4 Wochen	Nearby	Next to Nearby	5 Blöcke	7 Blöcke
08.01.2001	6.071	5.639	4.607	4.427	1.273	1.175	385	171
08.02.2001	6.911	6.916	5.154	4.914	3.016	664	953	402
08.03.2001	5.710	5.679	4.356	4.197	1.355	803	704	222
09.04.2001	4.944	3.946	2.788	2.688	1.264	1.958	1.246	283
08.05.2001	3.483	2.662	2.010	1.939	2.109	1.995	645	898
08.06.2001	5.031	3.771	4.090	2.744	2.547	2.985	581	410
09.07.2001	4.340	3.865	3.946	3.387	4.167	3.146	958	422
08.08.2001	6.156	5.691	5.582	5.365	4.240	1.845	613	445
Durchschnitt	5.331	4.771	4.067	3.708	2.496	1.821	761	407
Insgesamt	42.646	38.169	32.533	29.661	19.971	14.571	6.085	3.253

Tabelle 6: Verteilungseigenschaften der Nord Pool-Spot- und Nord Pool-Future-Preise

	S_t	F_t
Observationen	1.406	1.406
Mittelwert	154,489	153,324
Maximum	633,364	358,500
Minimum	37,861	56,000
Standardabweichung	66,890	64,047
Schiefe	1,103	1,006
Kurtosis	4,974	3,559
JB	513,244 ***	255 ***
LJB-Q(6)	6.984,083 ***	8.202,60 ***
LJB-Q(18)	19.209,834 ***	23.535,69 ***

Tabelle 7: Unit-Root-Tests (Nord Pool)

	s_t	f_t	$\ln(S_t)$	$\ln(F_t)$	S_t	F_t
Observationen	1.405	1.405	1.406	1.406	1.406	1.406
ADF	-21,39 ***	-17,01 ***	-3,07 **	-1,83	-3,56 ***	-1,69
PP	-40,86 ***	-33,47 ***	-3,32 **	-1,82	-4,13 ***	-1,66

Tabelle 8: Verteilungseigenschaften der kontinuierlichen täglichen Nord Pool-Spot- und Nord Pool-Future-Renditen

	s_t	f_t
Observationen	1.405	1.405
Mittelwert	0,000	-0,002
Maximum	1,131	0,176
Minimum	-0,711	-0,183
Standardabweichung	0,087	0,032
Schiefe	1,251	0,184
Kurtosis	37,691	6,661
JB	70.821,018 ***	792,545 ***
LJB-Q(6)	28,713 ***	33,266 ***
LJB-Q(18)	40,118 ***	60,988 ***
Multivariate Schiefe	1,593 ***	
Nelson-Ndjeunga-Statistik	0,709	

Tabelle 9: Schätzung der Hedge-Ratios für die EEX mit dem OLS-Verfahren

Schätzperiode	1. Hälfte	2. Hälfte
Observationen	112	115
α	-0,006 (0,006)	0,004 (0,021)
β, hr^*	1,381 (0,906)	-0,870 (0,733)
R^2, HE	0,032	0,039
Deskriptive Statistik der Residuen		
Mittelwert	0,000	0,000
Standardabweichung	0,118	0,205
Schiefe	-0,115	-1,093
Kurtosis	22,677	11,694
Jarque-Bera-Stat.	1.807,168 ***	385,022 ***
Ljung-Box-Q(18)	41,722 ***	38,807 ***
Ljung-Box-Q^2(6)	27, 288 ***	54,652 ***
Ljung-Box-Q^2(18)	29,425 **	79,542 ***
ARCH-LM-Test(6)	41,412 ***	32,271 ***
ARCH-LM-Test(18)	38,800 ***	43,011 ***

Tabelle 10: Schätzung der Hedge-Ratios für die Nord Pool mit dem OLS-Verfahren

Schätzperiode	1. Hälfte	2. Hälfte
Observationen	700	702
α	0,000 (0,002)	0,001 (0,003)
β, hr^*	0,530 *** (0,082)	0,489 *** (0,135)
R^2, HE	0,081	0,017
Mittelwert	0,000	0,000
Standardabweichung	0,062	0,105
Schiefe	0,159	1,285
Kurtosis	7,007	34,532
Jarque-Bera-Stat.	471,357 ***	29.276,170 ***
Ljung-Box-Q(18)	30,618 **	36,919 ***
Ljung-Box-Q^2(6)	150,855 ***	122,469 ***
Ljung-Box-Q^2(18)	289,814 ***	127,345 ***
ARCH-LM-Test(6)	81,028 ***	101,987 ***
ARCH-LM-Test(18)	114,806 ***	102,102 ***

Tabelle 11: Schätzung der vollst. BEKK-Parameter bei t-verteilten Residuen für die EEX

Schätzperiode	1. Hälfte		2. Hälfte	
c_{11}	0,065	(0,182)	0,032	(0,027)
c_{21}	0,003	(0,006)	-0,008 **	(0,004)
c_{22}	0,000	(0,003)	0,002 *	(0,001)
a_{11}	0,596	(2,535)	1,028 *	(0,615)
a_{12}	1,574	(5,101)	-2,384	(1,540)
a_{21}	0,035	(0,122)	-0,033	(0,057)
a_{22}	-0,273	(0,370)	0,059	(0,053)
b_{11}	-0,562	(0,828)	0,546 ***	(0,094)
b_{12}	-0,050	(0,614)	1,309 ***	(0,440)
b_{21}	0,034	(0,027)	-0,018	(0,021)
b_{22}	-0,927 ***	(0,085)	0,909 ***	(0,0352)
ν	3,184	(11,680)	2,976	(2,018)
Loglikelihood	442,951		365,354	
LR $A = B = 0$	84,162 ***		287,404 ***	
LR $1/\nu = 0$	72,162 ***		73,296 ***	
	$\ddot{\varepsilon}_{s,t}$	$\ddot{\varepsilon}_{f,t}$	$\ddot{\varepsilon}_{s,t}$	$\ddot{\varepsilon}_{f,t}$
Schiefe	-3,709	0,786	1,225	6,086
Kurtosis	26,687	6,142	8,952	57,051
Ljung-Box-Q(18)	23,393	34,805	19,507	10,428
Ljung-Box-Q^2(18)	4,843	8,432	12,571	0,665
ARCH-LM(18)	3,884	7,250	9,849	0,542
Mittelwert	0,763		-0,662	
Standardabweichung	2,554		2,878	

Tabelle 12: Schätzung der vollst. BEKK-Parameter bei t-verteilten Residuen; Nord Pool

Schätzperiode	1. Hälfte		2. Hälfte	
c_{11}	0,019 ***	(0,003)	0,037 ***	(0,007)
c_{21}	0,000	(0,003)	0,004 ***	(0,001)
c_{22}	0,004 ***	(0,001)	0,000	(0,001)
a_{11}	0,476 ***	(0,058)	0,735 ***	(0,114)
a_{12}	0,098	(0,165)	-0,385	(0,384)
a_{21}	-0,027	(0,028)	-0,005	(0,011)
a_{22}	0,162 ***	(0,051)	0,227 ***	(0,030)
b_{11}	0,833 ***	(0,031)	0,617 ***	(0,049)
b_{12}	-0,028	(0,097)	-0,040	(0,067)
b_{21}	0,028	(0,019)	0,007	(0,007)
b_{22}	0,971 ***	(0,001)	0,969 ***	(0,000)
ν	4,954 ***	(0,881)	3,6953 ***	(0,952)
Loglikelihood	2.490,169		2.501,987	
LR $A = B = 0$	344,398 ***		778,074 ***	
LR $1/\nu = 0$	118,838 ***		452,028 ***	
	$\ddot{\varepsilon}_{s,t}$	$\ddot{\varepsilon}_{f,t}$	$\ddot{\varepsilon}_{s,t}$	$\ddot{\varepsilon}_{f,t}$
Schiefe	-0,100	0,139	7,586	0,217
Kurtosis	6,437	5,774	115,721	6,953
Ljung-Box-Q(18)	15,358	32,871	19,002	16,937
Ljung-Box-Q^2(18)	21,485	11,157	0,247	14,973
ARCH-LM(18)	18,553	10,347	0,257	14,396
Mittelwert	0,345		0,335	
Standardabweichung	0,266		0,624	

Tabelle 13: Schätzung der CC-Parameter bei normalverteilten Residuen für die EEX

Schätzperiode	1. Hälfte		2. Hälfte	
Observationen	112		115	
c_1	0,001	(0,001)	0,000	(0,000)
α_1	0,165	(0,122)	0,354 ***	(0,124)
β_1	0,800 ***	(0,115)	0,646 ***	(0,080)
c_2	0,000	(0,000)	0,000	(0,000)
α_2	0,040	(0,056)	0,364	(1,130)
β_2	0,318	(1,439)	0,636	(0,475)
ρ	0,072	(0,079)	0,043	(0,054)
Loglikelihood	407,197		284,947	
	$\ddot{\varepsilon}_{s,t}$	$\ddot{\varepsilon}_{f,t}$	$\ddot{\varepsilon}_{s,t}$	$\ddot{\varepsilon}_{f,t}$
Schiefe	-2,771	0,558	0,371	5,709
Kurtosis	19,515	6,711	4,934	53,026
Jarque-Bera	1.359,447 ***	65,868 ***	18,943 ***	12.164,069 ***
Ljung-Box-Q(18)	19,531	12,747	19,103	13,479
Ljung-Box-Q^2(18)	5,262	14,267	20,730	0,583
ARCH-LM(18)	4,084	10,895	17,955	0,463
Mittelwert	0,529		0,139	
Standardabweichung	0,229		0,087	

Tabelle 14: Schätzung der CC-Parameter bei normalverteilten Residuen für die Nord Pool

Schätzperiode	1. Hälfte		2. Hälfte	
Observationen	700		702	
c_1	0,000	(0,000)	0,005 *	(0,003)
α_1	0,208 ***	(0,053)	0,326 *	(0,181)
β_1	0,729 ***	(0,063)	0,234 **	(0,107)
c_2	0,000	(0,000)	0,000	(0,000)
α_2	0,070 ***	(0,021)	0,084 ***	(0,032)
β_2	0,915 ***	(0,025)	0,883 ***	(0,038)
ρ	0,268 ***	(0,038)	0,153 ***	(0,048)
Loglikelihood	2445,156		2233,124	
LR VBEKK	-28,812		85,598 ***	
	$\ddot{\varepsilon}_{s,t}$	$\ddot{\varepsilon}_{f,t}$	$\ddot{\varepsilon}_{s,t}$	$\ddot{\varepsilon}_{f,t}$
Schiefe	-0,150	0,133	5,337	0,227
Kurtosis	6,213	5,447	67,313	6,439
Jarque-Bera	300,354 ***	174,445 ***	123.579,265 ***	348,292 ***
Ljung-Box-Q(18)	14,856	28,671	23,099	20,744
Ljung-Box-Q^2(18)	17,352	4,784	0,291	11,518
ARCH-LM(18)	15,565	4,742	0,287	10,854
Ljung-Box-Q^C(18)	10,741		7,390	
Doornik-Hansen	479,915 ***		124.707,000 ***	
DCC-Test	7,219		1,367	
IM_S-Test	0,974		0,573	
Mittelwert	0,496		0,552	
Standardabweichung	0,169		0,239	

Tabelle 15: Hedging-Effizienz der unterschiedlichen Hedging-Strategien für die 1. Hälfte der Untersuchungsperiode an der EEX

	Varianz	Hedging-Effizienz (%)
Kein Hedge	0,014276	-
1:1-Hedge	0,013851	2,98
OLS	0,013816	3,22
VBEKK	0,012254	14,16
CC	0,013645	4,42

Tabelle 16: Hedging-Effizienz der unterschiedlichen Hedging-Strategien für die 2. Hälfte der Untersuchungsperiode an der EEX

	Varianz	Hedging-Effizienz (%)
Kein Hedge	0,043589	-
1:1-Hedge	0,049719	-14,06
OLS	0,041896	3,89
VBEKK	0,053732	-23,27
CC	0,044513	-2,12

Tabelle 17: Hedging-Effizienz der unterschiedlichen Hedging-Strategien für die 1. Hälfte der Untersuchungsperiode an der Nord Pool

	Varianz	Hedging-Effizienz (%)
Kein Hedge	0,004152	-
1:1-Hedge	0,004081	1,71
OLS	0,003816	8,10
VBEKK	0,004022	3,14
CC	0,003803	8,42

Tabelle 18: Hedging-Effizienz der unterschiedlichen Hedging-Strategien für die 2. Hälfte der Untersuchungsperiode an der Nord Pool

	Varianz	Hedging-Effizienz (%)
Kein Hedge	0,011131	-
1:1-Hedge	0,011149	-0,16
OLS	0,010940	1,72
VBEKK	0,011555	-3,81
CC	0,010969	1,46

Tabelle 19: Hedging-Effizienz der unterschiedlichen Hedging-Strategien für die 1. Hälfte der Untersuchungsperiode an der EEX bei Annahme einer bedingten Varianz-Kovarianz-Matrix auf Basis des VBEKK-Modells

	Durchschnittliche bedingte Varianz	Hedging-Effizienz (%)
Kein Hedge	0,011150	-
1:1-Hedge	0,011053	0,87
OLS	0,011134	0,14
VBEKK	0,010884	2,38
CC	0,010998	1,36

Tabelle 20: Hedging-Effizienz der unterschiedlichen Hedging-Strategien für die 1. Hälfte der Untersuchungsperiode an der EEX bei Annahme einer bedingten Varianz-Kovarianz-Matrix auf Basis des CC-Modells

	Durchschnittliche bedingte Varianz	Hedging-Effizienz (%)
Kein Hedge	0,014384	-
1:1-Hedge	0,014372	0,08
OLS	0,014487	-0,72
VBEKK	0,014403	-0,13
CC	0,014309	0,52

Tabelle 21: Hedging-Effizienz der unterschiedlichen Hedging-Strategien für die 2. Hälfte der Untersuchungsperiode an der EEX bei Annahme einer bedingten Varianz-Kovarianz-Matrix auf Basis des VBEKK-Modells

	Durchschnittliche bedingte Varianz	Hedging-Effizienz (%)
Kein Hedge	0,061515	-
1:1-Hedge	0,062390	-1,42
OLS	0,066430	-7,99
VBEKK	0,045522	26,00
CC	0,060229	2,09

Tabelle 22: Hedging-Effizienz der unterschiedlichen Hedging-Strategien für die 2. Hälfte der Untersuchungsperiode an der EEX bei Annahme einer bedingten Varianz-Kovarianz-Matrix auf Basis des CC-Modells

	Durchschnittliche bedingte Varianz	Hedging-Effizienz (%)
Kein Hedge	0,038526	-
1:1-Hedge	0,040521	-5,18
OLS	0,041209	-6,96
VBEKK	0,054362	-41,10
CC	0,038455	0,18

Tabelle 23: Hedging-Effizienz der unterschiedlichen Hedging-Strategien für die 1. Hälfte der Untersuchungsperiode an der Nord Pool bei Annahme einer bedingten Varianz-Kovarianz-Matrix auf Basis des VBEKK-Modells

	Durchschnittliche bedingte Varianz	Hedging-Effizienz (%)
Kein Hedge	0,004461	-
1:1-Hedge	0,004518	-1,28
OLS	0,004193	6,00
VBEKK	0,004047	9,27
CC	0,004141	7,17

Tabelle 24: Hedging-Effizienz der unterschiedlichen Hedging-Strategien für die 1. Hälfte der Untersuchungsperiode an der Nord Pool bei Annahme einer bedingten Varianz-Kovarianz-Matrix auf Basis des CC-Modells

	Durchschnittliche bedingte Varianz	Hedging-Effizienz (%)
Kein Hedge	0,004290	-
1:1-Hedge	0,004355	-1,52
OLS	0,004024	6,20
VBEKK	0,004081	4,87
CC	0,003983	7,16

List of Working Papers of the Faculty of Economics and Business Administration,
Technische Universität Bergakademie Freiberg.

2000

00/1 Michael Nippa, Kerstin Petzold, Ökonomische Erklärungs- und Gestaltungsbeiträge des Realoptionen-Ansatzes, Januar.

00/2 Dieter Jacob, Aktuelle baubetriebliche Themen – Sommer 1999, Januar.

00/3 Egon P. Franck, Gegen die Mythen der Hochschulreformdiskussion – Wie Selektionsorientierung, Nonprofit-Verfassungen und klassische Professorenbeschäftigungsverhältnisse im amerikanischen Hochschulwesen zusammenpassen, erscheint in: *Zeitschrift für Betriebswirtschaft (ZfB)*, 70. (2000).

00/4 Jan Körnert, Unternehmensgeschichtliche Aspekte der Krisen des Bankhauses Barings 1890 und 1995, in: *Zeitschrift für Unternehmensgeschichte*, München, 45 (2000), 205 – 224.

00/5 Egon P. Franck, Jens Christian Müller, Die Fußball-Aktie: Zwischen strukturellen Problemen und First-Mover-Vorteilen, *Die Bank*, Heft 3/2000, 152 – 157.

00/6 Obeng Mireku, Culture and the South African Constitution: An Overview, Februar.

00/7 Gerhard Ring, Stephan Oliver Pfaff, CombiCar: Rechtliche Voraussetzungen und rechtliche Ausgestaltung eines entsprechenden Angebots für private und gewerbliche Nutzer, Februar.

00/8 Michael Nippa, Kerstin Petzold, Jamina Bartusch, Neugestaltung von Entgeltsystemen, Besondere Fragestellungen von Unternehmen in den Neuen Bundesländern – Ein Beitrag für die Praxis, Februar.

00/9 Dieter Welz, Non-Disclosure and Wrongful Birth , Avenues of Liability in Medical Malpractice Law, März.

00/10 Jan Körnert, Karl Lohmann, Zinsstrukturbasierte Margenkalkulation, Anwendungen in der Marktzinsmethode und bei der Analyse von Investitionsprojekten, März.

00/11 Michael Fritsch, Christian Schwirten, R&D cooperation between public research institutions - magnitude, motives and spatial dimension, in: Ludwig Schätzl und Javier Revilla Diez (eds.), *Technological Change and Regional Development in Europe*, Heidelberg/New York 2002: Physica, 199 – 210.

00/12 Diana Grosse, Eine Diskussion der Mitbestimmungsgesetze unter den Aspekten der Effizienz und der Gerechtigkeit, März.

00/13 Michael Fritsch, Interregional differences in R&D activities – an empirical investigation, in: *European Planning Studies*, 8 (2000), 409 – 427.

00/14 Egon Franck, Christian Opitz, Anreizsysteme für Professoren in den USA und in Deutschland – Konsequenzen für Reputationsbewirtschaftung, Talentallokation und die Aussagekraft akademischer Signale, in: *Zeitschrift Führung + Organisation (zfo)*, 69 (2000), 234 – 240.

00/15 Egon Franck, Torsten Pudack, Die Ökonomie der Zertifizierung von Managemententscheidungen durch Unternehmensberatungen, April.

00/16 Carola Jungwirth, Inkompatible, aber dennoch verzahnte Märkte: Lichtblicke im angespannten Verhältnis von Organisationswissenschaft und Praxis, Mai.

00/17 Horst Brezinski, Der Stand der wirtschaftlichen Transformation zehn Jahre nach der Wende, in: Georg Brunner (Hrsg.), *Politische und ökonomische Transformation in Osteuropa*, 3. Aufl., Berlin 2000, 153 – 180.

00/18 Jan Körnert, Die Maximalbelastungstheorie Stützels als Beitrag zur einzelwirtschaftlichen Analyse von Dominoeffekten im Bankensystem, in: Eberhart Ketzel, Stefan Prigge u. Hartmut Schmidt (Hrsg.), *Wolfgang Stützel – Moderne Konzepte für Finanzmärkte, Beschäftigung und Wirtschaftsverfassung*, Verlag J. C. B. Mohr (Paul Siebeck), Tübingen 2001, 81 – 103.

00/19 Cornelia Wolf, Probleme unterschiedlicher Organisationskulturen in organisationalen Subsystemen als mögliche Ursache des Konflikts zwischen Ingenieuren und Marketingexperten, Juli.

00/20 Egon Franck, Christian Opitz, Internet-Start-ups – Ein neuer Wettbewerber unter den „Filteranlagen“ für Humankapital, erscheint in: *Zeitschrift für Betriebswirtschaft (ZfB)*, 70 (2001).

00/21 Egon Franck, Jens Christian Müller, Zur Fernsehvermarktung von Sportligen: Ökonomische Überlegungen am Beispiel der Fußball-Bundesliga, erscheint in: Arnold Hermanns und Florian Riedmüller (Hrsg.), *Management-Handbuch Sportmarketing*, München 2001.

00/22 Michael Nippa, Kerstin Petzold, Gestaltungsansätze zur Optimierung der Mitarbeiter-Bindung in der IT-Industrie - eine differenzierende betriebswirtschaftliche Betrachtung -, September.

00/23 Egon Franck, Antje Musil, Qualitätsmanagement für ärztliche Dienstleistungen – Vom Fremd- zum Selbstmonitoring, September.

00/24 David B. Audretsch, Michael Fritsch, Growth Regimes over Time and Space, *Regional Studies*, 36 (2002), 113 – 124.

00/25 Michael Fritsch, Grit Franke, Innovation, Regional Knowledge Spillovers and R&D Cooperation, *Research Policy*, 33 (2004), 245-255.

00/26 Dieter Slaby, Kalkulation von Verrechnungspreisen und Betriebsmittelmieten für mobile Technik als Grundlage innerbetrieblicher Leistungs- und Kostenrechnung im Bergbau und in der Bauindustrie, Oktober.

00/27 Egon Franck, Warum gibt es Stars? – Drei Erklärungsansätze und ihre Anwendung auf verschiedene Segmente des Unterhaltungsmarktes, *Wirtschaftsdienst – Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, 81 (2001), 59 – 64.

00/28 Dieter Jacob, Christop Winter, Aktuelle baubetriebliche Themen – Winter 1999/2000, Oktober.

00/29 Michael Nippa, Stefan Dirlich, Global Markets for Resources and Energy – The 1999 Perspective - , Oktober.

00/30 Birgit Plewka, Management mobiler Gerätetechnik im Bergbau: Gestaltung von Zeitfondsgliederung und Ableitung von Kennziffern der Auslastung und Verfügbarkeit, Oktober.

00/31 Michael Nippa, Jan Hachenberger, Ein informationsökonomisch fundierter Überblick über den Einfluss des Internets auf den Schutz Intellektuellen Eigentums, Oktober.

00/32 Egon Franck, The Other Side of the League Organization – Efficiency-Aspects of Basic Organizational Structures in American Pro Team Sports, Oktober.

00/33 Jan Körnert, Cornelia Wolf, Branding on the Internet, Umbrella-Brand and Multiple-Brand Strategies of Internet Banks in Britain and Germany, erschienen in Deutsch: *Die Bank*, o. Jg. (2000), 744 – 747.

00/34 Andreas Knabe, Karl Lohmann, Ursula Walther, Kryptographie – ein Beispiel für die Anwendung mathematischer Grundlagenforschung in den Wirtschaftswissenschaften, November.

00/35 Gunther Wobser, Internetbasierte Kooperation bei der Produktentwicklung, Dezember.

00/36 Margit Enke, Anja Geigenmüller, Aktuelle Tendenzen in der Werbung, Dezember.

2001

01/1 Michael Nippa, Strategic Decision Making: Nothing Else Than Mere Decision Making? Januar.

01/2 Michael Fritsch, Measuring the Quality of Regional Innovation Systems – A Knowledge Production Function Approach, *International Regional Science Review*, 25 (2002), 86-101.

01/3 Bruno Schönfelder, Two Lectures on the Legacy of Hayek and the Economics of Transition, Januar.

01/4 Michael Fritsch, R&D-Cooperation and the Efficiency of Regional Innovation Activities, *Cambridge Journal of Economics*, 28 (2004), 829-846.

01/5 Jana Eberlein, Ursula Walther, Änderungen der Ausschüttungspolitik von Aktiengesellschaften im Lichte der Unternehmenssteuerreform, *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis*, 53 (2001), 464 - 475.

01/6 Egon Franck, Christian Opitz, Karriereverläufe von Topmanagern in den USA, Frankreich und Deutschland – Elitenbildung und die Filterleistung von Hochschulsystemen, *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung (zfbf)*, (2002).

01/7 Margit Enke, Anja Geigenmüller, Entwicklungstendenzen deutscher Unternehmensberatungen, März.

01/8 Jan Körnert, The Barings Crises of 1890 and 1995: Causes, Courses, Consequences and the Danger of Domino Effects, *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 13 (2003), 187 – 209.

01/9 Michael Nippa, David Finegold, Deriving Economic Policies Using the High-Technology Ecosystems Approach: A Study of the Biotech Sector in the United States and Germany, April.

01/10 Michael Nippa, Kerstin Petzold, Functions and roles of management consulting firms – an integrative theoretical framework, April.

01/11 Horst Brezinski, Zum Zusammenhang zwischen Transformation und Einkommensverteilung, Mai.

01/12 Michael Fritsch, Reinhold Grotz, Udo Brixy, Michael Niese, Anne Otto, Gründungen in Deutschland: Datenquellen, Niveau und räumlich-sektorale Struktur, in: Jürgen Schmude und Robert Leiner (Hrsg.), *Unternehmensgründungen - Interdisziplinäre Beiträge zum Entrepreneurship Research*, Heidelberg 2002: Physica, 1 – 31.

01/13 Jan Körnert, Oliver Gaschler, Die Bankenkrisen in Nordeuropa zu Beginn der 1990er Jahre - Eine Sequenz aus Deregulierung, Krise und Staatseingriff in Norwegen, Schweden und Finnland, *Kredit und Kapital*, 35 (2002), 280 – 314.

01/14 Bruno Schönfelder, The Underworld Revisited: Looting in Transition Countries, Juli.

01/15 Gert Ziener, Die Erdölwirtschaft Russlands: Gegenwärtiger Zustand und Zukunftsaussichten, September.

01/16 Margit Enke, Michael J. Schäfer, Die Bedeutung der Determinante Zeit in Kaufentscheidungsprozessen, September.

01/17 Horst Brezinski, 10 Years of German Unification – Success or Failure? September.

01/18 Diana Grosse, Stand und Entwicklungschancen des Innovationspotentials in Sachsen in 2000/2001, September.

2002

02/1 Jan Körnert, Cornelia Wolf, Das Ombudsmannverfahren des Bundesverbandes deutscher Banken im Lichte von Kundenzufriedenheit und Kundenbindung, in: *Bank und Markt*, 31 (2002), Heft 6, 19 – 22.

02/2 Michael Nippa, The Economic Reality of the New Economy – A Fairytale by Illusionists and Opportunists, Januar.

02/3 Michael B. Hinner, Tessa Rülke, Intercultural Communication in Business Ventures Illustrated by Two Case Studies, Januar.

02/4 Michael Fritsch, Does R&D-Cooperation Behavior Differ between Regions? *Industry and Innovation*, 10 (2003), 25-39.

02/5 Michael Fritsch, How and Why does the Efficiency of Regional Innovation Systems Differ? in: Johannes Bröcker, Dirk Dohse and Rüdiger Soltwedel (eds.), *Innovation Clusters and Interregional Competition*, Berlin 2003: Springer, 79-96.

02/6 Horst Brezinski, Peter Seidelmann, Unternehmen und regionale Entwicklung im ostdeutschen Transformationsprozess: Erkenntnisse aus einer Fallstudie, März.

02/7 Diana Grosse, Ansätze zur Lösung von Arbeitskonflikten – das philosophisch und psychologisch fundierte Konzept von Mary Parker Follett, Juni.

02/8 Ursula Walther, Das Äquivalenzprinzip der Finanzmathematik, Juli.

02/9 Bastian Heinecke, Involvement of Small and Medium Sized Enterprises in the Private Realisation of Public Buildings, Juli.

02/10 Fabiana Rossaro, Der Kreditwucher in Italien – Eine ökonomische Analyse der rechtlichen Handhabung, September.

02/11 Michael Fritsch, Oliver Falck, New Firm Formation by Industry over Space and Time: A Multi-Level Analysis, Oktober.

02/12 Ursula Walther, Strategische Asset Allokation aus Sicht des privaten Kapitalanlegers, September.

02/13 Michael B. Hinner, Communication Science: An Integral Part of Business and Business Studies? Dezember.

2003

03/1 Bruno Schönfelder, Death or Survival. Post Communist Bankruptcy Law in Action. A Survey, Januar.

03/2 Christine Pieper, Kai Handel, Auf der Suche nach der nationalen Innovationskultur Deutschlands – die Etablierung der Verfahrenstechnik in der BRD/DDR seit 1950, März.

03/3 Michael Fritsch, Do Regional Systems of Innovation Matter? in: Kurt Huebner (ed.): *The New Economy in Transatlantic Perspective - Spaces of Innovation*, Abingdon 2005: Routledge, 187-203.

03/4 Michael Fritsch, Zum Zusammenhang zwischen Gründungen und Wirtschaftsentwicklung, in Michael Fritsch und Reinhold Grotz (Hrsg.), *Empirische Analysen des Gründungsgeschehens in Deutschland*, Heidelberg 2004: Physica 199-211.

03/5 Tessa Rülke, Erfolg auf dem amerikanischen Markt

03/6 Michael Fritsch, Von der innovationsorientierten Regionalförderung zur regionalisierten Innovationspolitik, in: Michael Fritsch (Hrsg.): *Marktdynamik und Innovation – Zum Gedenken an Hans-Jürgen Ewers*, Berlin 2004: Duncker & Humblot, 105-127.

03/7 Isabel Opitz, Michael B. Hinner (Editor), Good Internal Communication Increases Productivity, Juli.

03/8 Margit Enke, Martin Reimann, Kulturell bedingtes Investorenverhalten – Ausgewählte Probleme des Kommunikations- und Informationsprozesses der Investor Relations, September.

03/9 Dieter Jacob, Christoph Winter, Constanze Stuhr, PPP bei Schulbauten – Leitfaden Wirtschaftlichkeitsvergleich, Oktober.

03/10 Ulrike Pohl, Das Studium Generale an der Technischen Universität Bergakademie Freiberg im Vergleich zu Hochschulen anderer Bundesländer (Niedersachsen, Mecklenburg-Vorpommern) – Ergebnisse einer vergleichenden Studie, November.

2004

04/1 Michael Fritsch, Pamela Mueller, The Effects of New Firm Formation on Regional Development over Time, *Regional Studies*, 38 (2004), 961-975.

04/2 Michael B. Hinner, Mirjam Dreisörner, Antje Felich, Manja Otto, Business and Intercultural Communication Issues – Three Contributions to Various Aspects of Business Communication, Januar.

04/3 Michael Fritsch, Andreas Stephan, Measuring Performance Heterogeneity within Groups – A Two-Dimensional Approach, Januar.

04/4 Michael Fritsch, Udo Brixy, Oliver Falck, The Effect of Industry, Region and Time on New Business Survival – A Multi-Dimensional Analysis, Januar.

04/5 Michael Fritsch, Antje Weyh, How Large are the Direct Employment Effects of New Businesses? – An Empirical Investigation, März.

04/6 Michael Fritsch, Pamela Mueller, Regional Growth Regimes Revisited – The Case of West Germany, in: Michael Dowling, Jürgen Schmude and Dodo von Knyphausen-Aufsess (eds.): *Advances in Interdisciplinary European Entrepreneurship Research Vol. II*, Münster 2005: LIT, 251-273.

04/7 Dieter Jacob, Constanze Stuhr, Aktuelle baubetriebliche Themen – 2002/2003, Mai.

04/8 Michael Fritsch, Technologietransfer durch Unternehmensgründungen – Was man tun und realistischerweise erwarten kann, in: Michael Fritsch and Knut Koschatzky (eds.): *Den Wandel gestalten – Perspektiven des Technologietransfers im deutschen Innovationssystem*, Stuttgart 2005: Fraunhofer IRB Verlag, 21-33.

04/9 Michael Fritsch, Entrepreneurship, Entry and Performance of New Businesses – Compared in two Growth Regimes: East and West Germany, in: *Journal of Evolutionary Economics*, 14 (2004), 525-542.

04/10 Michael Fritsch, Pamela Mueller, Antje Weyh, Direct and Indirect Effects of New Business Formation on Regional Employment, Juli.

04/11 Jan Körnert, Fabiana Rossaro, Der Eigenkapitalbeitrag in der Marktzinsmethode, in: *Bank-Archiv* (ÖBA), Springer-Verlag, Berlin u. a., ISSN 1015-1516. Jg. 53 (2005), Heft 4, 269-275.

04/12 Michael Fritsch, Andreas Stephan, The Distribution and Heterogeneity of Technical Efficiency within Industries – An Empirical Assessment, August.

04/13 Michael Fritsch, Andreas Stephan, What Causes Cross-industry Differences of Technical Efficiency? – An Empirical Investigation, November.

04/14 Petra Rünger, Ursula Walther, Die Behandlung der operationellen Risiken nach Basel II - ein Anreiz zur Verbesserung des Risikomanagements? Dezember.

2005

05/1 Michael Fritsch, Pamela Mueller, The Persistence of Regional New Business Formation-Activity over Time – Assessing the Potential of Policy Promotion Programs, Januar.

05/2 Dieter Jacob, Tilo Uhlig, Constanze Stuhr, Bewertung der Immobilien von Akutkrankenhäusern der Regelversorgung unter Beachtung des neuen DRG-orientierten Vergütungssystems für stationäre Leistungen, Januar.

05/3 Alexander Eickelpasch, Michael Fritsch, Contests for Cooperation – A New Approach in German Innovation Policy, April.

05/4 Fabiana Rossaro, Jan Körnert, Bernd Nolte, Entwicklung und Perspektiven der Genossenschaftsbanken Italiens, in: *Bank-Archiv* (ÖBA), Springer-Verlag, Berlin u. a., ISSN 1015-1516, Jg. 53 (2005), Heft 7, 466-472.

05/5 Pamela Mueller, Entrepreneurship in the Region: Breeding Ground for Nascent Entrepreneurs? Mai.

05/6 Margit Enke, Larissa Greschuchna, Aufbau von Vertrauen in Dienstleistungsinteraktionen durch Instrumente der Kommunikationspolitik – dargestellt am Beispiel der Beratung kleiner und mittlerer Unternehmen, Mai.

05/7 Bruno Schönfelder, The Puzzling Underuse of Arbitration in Post-Communism – A Law and Economics Analysis. Juni.

05/8 Andreas Knabe, Ursula Walther, Zur Unterscheidung von Eigenkapital und Fremdkapital – Überlegungen zu alternativen Klassifikationsansätzen der Außenfinanzierung, Juli.

05/9 Andreas Ehrhardt, Michael Nippa, Far better than nothing at all - Towards a contingency-based evaluation of management consulting services, Juli

05/10 Loet Leydesdorff, Michael Fritsch, Measuring the Knowledge Base of Regional Innovation Systems in Germany in terms of a Triple Helix Dynamics, Juli.

05/11 Margit Enke, Steffi Poznanski, Kundenintegration bei Finanzdienstleistungen, Juli.

05/12 Olga Minuk, Fabiana Rossaro, Ursula Walther, Zur Reform der Einlagensicherung in Weißrussland - Kritische Analyse und Vergleich mit dem Deutschen Einlagensicherungssystem, August.

05/13 Brit Arnold, Larissa Greschuchna, Hochschulen als Dienstleistungsmarken – Besonderheiten beim Aufbau einer Markenidentität, August.

05/14 Bruno Schönfelder, The Impact of the War 1991 – 1995 on the Croatian Economy – A Contribution to the Analysis of War Economies, August.

05/15 Michael Fritsch, Viktor Slavtchev, The Role of Regional Knowledge Sources for Innovation – An Empirical Assessment, August.

05/16 Pamela Mueller, Exploiting Entrepreneurial Opportunities: The Impact of Entrepreneurship on Economic Growth, August.

05/17 Pamela Mueller, Exploring the Knowledge Filter: How Entrepreneurship and University-Industry Relations Drive Economic Growth, September.