

Mauer, Annika; Nastansky, Andreas

Working Paper

Empirische Analyse des Zusammenhangs zwischen Rendite und impliziter Volatilität am deutschen Aktienmarkt

Statistische Diskussionsbeiträge, No. 58

Provided in Cooperation with:

Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät, Universität Potsdam

Suggested Citation: Mauer, Annika; Nastansky, Andreas (2025) : Empirische Analyse des Zusammenhangs zwischen Rendite und impliziter Volatilität am deutschen Aktienmarkt, Statistische Diskussionsbeiträge, No. 58, Universität Potsdam, Potsdam, <https://doi.org/10.25932/publishup-66946>

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/337366>

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.

UNIVERSITÄT POTSDAM

Andreas Nastansky (Hrsg.)

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Nr. 58

Annika Mauer

Andreas Nastansky

**Empirische Analyse des Zusammenhangs zwischen
Rendite und impliziter Volatilität am
deutschen Aktienmarkt**



Potsdam 2024

ISSN 0949-068X

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Nr. 58

Annika Mauer

Andreas Nastansky

Empirische Analyse des Zusammenhangs zwischen Rendite und impliziter Volatilität am deutschen Aktienmarkt

Autoren: Annika Mauer, B.A., Email: annika.e.mauer@web.de
Prof. Dr. Andreas Nastansky, Hochschule für Wirtschaft und Recht
(HWR) Berlin, Email: andreas.nastansky@hwr-berlin.de

Herausgeber: Prof. Dr. Andreas Nastansky, Hochschule für Wirtschaft und Recht
(HWR) Berlin, Professur für Quantitative Methoden und Mathematik,
Email: andreas.nastansky@hwr-berlin.de
2024, ISSN 0949-068X

Online veröffentlicht auf dem Publikationsserver der Universität Potsdam:
<https://doi.org/10.25932/publishup-66946>

Kurzfassung

In diesem Beitrag wird empirisch untersucht, ob die zeitliche Entwicklung der Renditen des Deutschen Aktienindex (DAX) und die Zuwächse des Volatilitätsindex VDAX-NEW wechselseitig erklärt und vorhergesagt werden können. Der VDAX-NEW bildet dabei die von den Marktteilnehmern erwartete Volatilität des Deutschen Aktienindex DAX ab. Die Ergebnisse zeigen, dass der im nationalen wie internationalen Kontext vielfach dokumentierte asymmetrische negative Zusammenhang zwischen den Renditen bzw. Änderungen der impliziten Volatilitätsindizes und den dazu korrespondierenden Aktienmarktindizes auch am deutschen Markt für den Zeitraum nach der globalen Finanzkrise nachgewiesen werden konnte, wobei der negative Zusammenhang im Falle negativer DAX-Renditen betragsmäßig stärker ausgeprägt ist als bei positiven DAX-Renditen. Hingegen verfügen die zeitverzögerten täglichen DAX-Renditen nur über einen geringen Mehrwert bei der Prognose des VDAX-NEW (und umgekehrt). Die empirischen Resultate sind robust hinsichtlich der Datenperiodizität und lassen sich mit Erkenntnissen aus der Kapitalmarkt- und Behavioral-Finance-Forschung erklären.

JEL-Klassifikation: C22, C32, C58, G10

Schlagworte: Implizite Volatilität, Leverage-Effekt, Rendite-Risiko, VDAX-NEW, Volatility-Feedback-Effekt

Abstract

This paper examines the empirical relationship between the German blue chip stock market index DAX and the volatility index VDAX-NEW. The VDAX-NEW is a forward looking measure of volatility and represents the market's estimate of the future DAX volatility. We document a significant negative and asymmetric contemporaneous relationship between DAX returns and changes in the VDAX-NEW for the period after the global financial crisis, which has been also documented in the national and international context. Whereby the negative correlation is more pronounced in the case of negative DAX returns than in the case of positive DAX returns. In contrast, lagged daily DAX returns have small added value in forecasting the implied volatility index at the German stock market (and vice versa). The empirical results are robust with regard to data periodicity and can be explained by findings from capital market and behavioral finance research.

JEL-Classification: C22, C32, C58, G10

Keywords: Implied Volatility, Leverage Effect, Risk-Return, VDAX-NEW,
Volatility Feedback Effect

Inhalt

1 Einleitung	1
2 Stand der Forschung.....	2
3 Deutscher Aktienindex und der Volatilitätsindex VDAX-NEW	4
4 Zusammenhang zwischen Rendite und Volatilität am Aktienmarkt.....	10
5 Ökonometrische Methodik.....	16
6 Statistische Datenbasis	19
7 Empirische Ergebnisse	25
7.1 Ergebnisse für Tagesdaten.....	25
7.2 Ergebnisse für Monatsdaten	31
8 Fazit.....	34
Literaturverzeichnis	36

1 Einleitung

Der Deutsche Aktienindex dient für viele Anlageinstrumente als Basiswert und folglich ist dessen Entwicklung für viele Anleger von besonderem Interesse. Bei fallenden Aktienkursen möchten die Anleger möglichst abgesichert sein, um ihre Verluste zu minimieren. Für institutionelle Anleger, wie zum Beispiel Banken, ist dies besonders relevant. Die Kreditinstitute nutzen Derivate, um ihre Positionen gegen Verluste abzusichern. Doch auch diese erzeugen Kosten. Daher wäre es sinnvoll zu wissen, ob sich die relevanten Positionen in eine nachteilige Richtung bewegen und eine Absicherung notwendig ist, oder nicht. Doch eine exakte Vorhersage ist weder für ein einzelnes börsennotiertes Wertpapier noch für einen Index möglich, da zu viele Faktoren Einfluss auf die Kursentwicklung nehmen. Angebot und Nachfrage nach einem Wertpapier haben direkten Einfluss auf dessen Kurs. Dahinter stehen vielfältige angebots- und nachfrageseitige Determinanten, die sich auf die Preise von Wertpapieren auswirken. Hinzu kommen allgemeine politische, institutionelle und ökonomische Faktoren sowie Stimmungen oder Erwartungen der Anleger, die massive Schwankungen an den Börsen hervorrufen können.¹ Diese manifestieren sich in der Volatilität einer Anlage bzw. eines Aktienindex. Die Volatilität kann in eine erwartete und eine historische Volatilität differenziert werden. Während letztere sich aus den Kursverläufen der Vergangenheit berechnen lässt, gibt die implizite Volatilität die am Aktienmarkt beobachtete, aus gehandelten Optionspreisen abgeleitete zukünftige Schwankungen wieder. Daher ergibt sich die Frage, ob die erwarteten Volatilitäten die Kurse eines Börsenindex erklären und prognostizieren können. In der Kapitalmarktforschung wird häufig beobachtet, dass die Volatilität eines Wertpapiers negativ mit der Rendite korreliert ist, d. h. in Phasen hoher Schwankungen mit einer höheren Wahrscheinlichkeit negative Renditen auftreten.²

In diesem Beitrag wird empirisch untersucht, ob die zeitliche Entwicklung der Renditen des Deutschen Aktienindex (DAX) und des Volatilitätsindex VDAX-NEW wechselseitig erklärt und vorhergesagt werden können. Hierbei werden die Zusammenhänge zuerst theoretisch fundiert und anschließend nach unterschiedlicher Periodizität der Zeitreihen auf Basis von Tages- und Monatsdaten getrennt analysiert und weitere externen Einflussfaktoren der interdependenten Beziehung wie die Geldmarktzinsen in die ökonometrischen Modelle aufgenommen. Die Modellschätzungen beziehen sich auf den Zeitraum nach der Weltfinanzkrise ab Januar 2010 und enden im Oktober 2024.

¹ Vgl. Dörres (2021).

² Vgl. Schmid / Trede (2006), S. 14.

2 Stand der Forschung

Während sich für den deutschen Aktienmarkt mehrere empirische Befunde zum Informationsgehalt der Volatilitätsindizes VDAX und VDAX-NEW bezüglich der Prognosequalität zukünftiger realisierter Volatilitäten finden lassen und einen zwar verzerrten, aber signifikanten Einfluss der impliziten Volatilität belegen³, gibt es nur wenige Studien zur Erklärung der DAX-Renditen mittels der erwarteten Volatilität.

Tallau (2012) untersuchte auf der Grundlage von Einzelgleichungen die wechselseitigen Abhängigkeitsbeziehungen zwischen dem DAX und seinem Volatilitätsindex VDAX-NEW. Dabei wurde der Zeitraum von 1992 bis 2008 betrachtet. Bei der Untersuchung des Einflusses des DAX auf den VDAX-NEW wurde einerseits ein negativer, asymmetrischer Zusammenhang zwischen den täglichen Veränderungen des VDAX-NEW und den kontemporären täglichen Renditen des DAX festgestellt.⁴ Jedoch wurde auf die Einbeziehung von Kontrollvariablen wie die Geld- oder Kapitalmarktzinsen verzichtet. Bei der Betrachtung extremer DAX-Veränderungen zeigt sich folgender asymmetrischer Effekt: negative DAX-Renditen gehen mit einem deutlich höheren Anstieg des VDAX-NEW einher als positive Renditen mit einem Rückgang verbunden sind. Andererseits wurde mittels eines Klassifizierungsalgorithmus analysiert, wie die DAX-Renditen auf Bewegungen im VDAX-NEW reagieren. Hierfür wurden unterschiedliche Untersuchungshorizonte verwendet. Es ergab sich, dass aus extrem hohen VDAX-NEW Indexständen über mittelfristige Zeitspannen eine positive Rendite des DAX folgte und sich somit ein Kaufsignal ergab.⁵ Diese Beobachtung steht nicht im Widerspruch zu den Ergebnissen der bisherigen Forschung, denn kurzfristig waren die DAX-Renditen negativ, aber anschließend begann der DAX wieder zu steigen und es ergab sich eine positive Rendite. Ein niedriger VDAX-NEW hat mittelfristig negative DAX-Renditen zur Folge. Diese Ergebnisse wurden für eine Verzögerung von bis zu 60 Tagen ermittelt, nicht aber mehr für darüberhinausgehende Horizonte. Folglich bleibt für den deutschen Aktienmarkt für die Zeit nach der Wiedervereinigung bis zur globalen Finanzkrise 2008 anzumerken, dass höhere Aktienrenditen bei hohen Werten des Volatilitätsindex eine zu erwartende Kompensation für das eingegangene höhere Risiko abbilden. Dieser empirische Befund steht im Einklang mit der Kapitalmarkttheorie.

³ Siehe Schöne (2010); Tallau (2011)

⁴ Vgl. Tallau (2012), S. 11ff.

⁵ Vgl. ebenda, S. 14ff.

Im Folgenden werden den Ergebnissen für den deutschen Aktienmarkt ausgewählten Studien internationaler Aktienmärkte (u.a. USA, Australien, Indien und Korea) gegenübergestellt:

Whaley (2000) wies für den US-Aktienmarkt noch vor der Dotcom-Krise im Jahr 2000 einen asymmetrischen, negativ-korrelierten Zusammenhang zwischen dem Volatilitätsindex VIX⁶ und dessen damaligen Basiswert dem S&P 100 Index nach. Darüber hinaus ergab eine Regressionsanalyse zur Erklärung der wöchentlichen Rendite des S&P 100 Index durch die wöchentliche Rendite des VIX sowie der wöchentlichen Rendite des VIX, wenn diese positiv war, dass ein Anstieg des Volatilitätsindex ein stärkeres Fallen des Basiswertes zufolge hatte, als wenn der Volatilitätsindex sank und der S&P 100 stieg.⁷ Seit 2003 wird der VIX auf Basis des S&P 500 Index berechnet, der die 500 größten amerikanischen Titel beinhaltet. Zu ähnlichen empirischen Ergebnissen kamen Frijns et al. (2008) für den australischen Aktienmarkt. Für den Untersuchungszeitraum 2002 bis 2006 ermittelten sie einen negativen und zugleich asymmetrischen Zusammenhang zwischen dem von ihnen erstellten Volatilitätsindex und dem Basiswert S&P ASX 200.⁸ Shaikh und Padhi (2014) schätzten für den indischen Aktienmarkt ebenso einen kontemporär negativen, asymmetrischen Zusammenhang zwischen dem Volatilitätsindex India VIX und seinem Basiswert S&P CNX Nifty Index.⁹ Lee und Ryu (2013) analysierten die Beziehung zwischen Aktienrenditen und Volatilität und ihre Dynamik im Rahmen einer Vektor-Autoregression (VAR). Durch die Analyse von zwei impliziten Volatilitätsindizes – dem VIX für die USA und dem VKOSPI für Korea – und ihren Aktienmarktindizes stellen die Autoren ein asymmetrisches Volatilitätsphänomen sowohl in den entwickelten Märkten als auch in den Schwellenländern fest. Allerdings zeigt der VKOSPI eine Impulsantwortdynamik, die sich von der des VIX deutlich unterscheidet.¹⁰ Giot (2005) stellte für den amerikanischen Markt (S&P 100 wie auch Nasdaq 100 Index) fest, dass extrem hohe Werte des jeweiligen Volatilitätsindex mit signifikant höheren zukünftigen Aktienrenditen einhergingen. Im Gegensatz dazu waren extrem niedrige Stände des Volatilitätsindex mit negativen zukünftigen Renditen verbunden. Als Ergebnis lässt sich festhalten, dass die aus den Optionspreisen abgeleiteten impliziten Volatilitäten für verschiedene internationale Aktienmärkte geeignete Schätzer der jeweiligen Aktienmarktrenditen darstellen – vor allem, wenn ein asymmetrischer Modellierungsansatz gewählt wurde.

⁶ Der VIX zeigte die implizite Volatilität der kommenden 30 Tage für at-the-money Optionen auf den S&P 100.

⁷ Vgl. Whaley (2000), S. 9.

⁸ Vgl. Frijns et al. (2008), S. 4f.

⁹ Vgl. Shaikh / Padhi (2014), S. 448.

¹⁰ Vgl. Lee / Ryu (2013), S. 6ff.

3 Deutscher Aktienindex und der Volatilitätsindex VDAX-NEW

Der Deutsche Aktienindex wird seit 1988 berechnet und spiegelt aktuell die Wertentwicklung der 40 größten deutschen börsennotierten Unternehmen wider. Die Zusammensetzung des DAX wird durch die Deutsche Börse AG festgelegt. Im November 2020 wurden vor dem Hintergrund des Wirecard-Bilanzskandals und der wirtschaftlichen Probleme seines Nachrückers Delivery Hero umfangreiche Änderungen für die Regularien des DAX beschlossen, um den Index an internationale Standards anzupassen, schneller auf Verstöße reagieren zu können, das Vertrauen der in- und ausländischen Anleger durch strengere Auflagen wiederherzustellen und darüber hinaus die deutsche Wirtschaft noch genauer abzubilden.¹¹

Die DAX-Unternehmen müssen gewisse Vorgaben an Qualität und Profitabilität erfüllen, um in den Index aufgenommen zu werden. Die Unternehmen brauchen nicht mehr einen Prime Standard aufweisen, sondern es reicht aus, wenn sie am regulierten Markt der Frankfurter Börse gelistet sind. Die DAX-Mitglieder werden entsprechend der Größe ihrer Free Float Marktkapitalisierung (vor den Änderungen auch hinsichtlich ihres Börsenumsatzes) ausgewählt. Dennoch müssen die Unternehmen eine Mindestliquidität an der Börse vorweisen. Der Free Float, auch Streubesitz, ist die Anzahl der Aktien, die sich im freien Umlauf befinden und nicht in festen Händen liegen, wie etwa von Familienmitgliedern der Gründer. Jeder Aktienbesitzer der mindestens fünf Prozent des Grundkapitals in Aktien eines Unternehmens hält, gilt als Großaktionär und dessen Aktien zählen nicht mehr als Free Float. Um ein DAX- Unternehmen werden zu können, müssen sich mindestens zehn Prozent der Aktien in Streubesitz befinden. Die Free Float Marktkapitalisierung ist das Produkt aus der Menge der im freien Handel befindlichen Aktien und dem aktuellen Aktienkurs. Der Börsenumsatz wird entweder an der Xetra Börse oder der Frankfurter Börse über ein Jahr gemessen. Eine weitere Aufnahmevoraussetzung ist es, dass das Unternehmen in den letzten beiden Geschäftsjahren profitabel gewesen sein muss, was durch das EBITDA gemessen wird. Das EBITDA ist eine Gewinnkennzahl. Der Jahresüberschuss wird dabei um Zinsen, Steuern, Abschreibungen auf immaterielle Gegenstände und Sachanlagen erhöht. Außerdem müssen die Aktien des Unternehmens fortlaufend an der Xetra Börse gehandelt werden. Da es sich um deutsche Unternehmen handelt, muss entweder der rechtliche oder der operative Hauptsitz in Deutschland sein. Zusätzlich müssen quartalsweise, halbjährlich und jährlich Finanzberichte unterschiedlichen Umfangs veröffentlicht werden.

¹¹ Vgl. Stoxx (2024).

Die Unternehmen im DAX sind nicht gleichgewichtet, sondern es findet eine Gewichtung entsprechend der Marktkapitalisierung statt. Die Rechnung wird alle drei Monate durchgeführt. Die quartalsweise Prüfung der Zusammensetzung findet auf Basis des vorgenommenen Rankings statt. In den Monaten Juni und Dezember findet der sogenannte Fast Exit beziehungsweise Entry statt; während im März und September sowohl zu den Fast Entry und Exit Regeln als auch zu den Regular Exit und Entry Regularien gewechselt werden kann. Die beiden Arten sind durch unterschiedliche Plätze im Ranking gekennzeichnet, die festlegen, ab welchem Rang ein Unternehmen die Chance hat, in den DAX einzusteigen. Ein DAX-Mitglied darf dabei maximal eine Indexgewichtung von mittlerweile fünfzehn Prozent aufweisen, was Ende 2024 voraussichtlich zu einer Kappung für das hochmarktkapitalisierte Unternehmen SAP führt.

Beim DAX wird zwischen den beiden Varianten Kurs- und Performanceindex unterschieden. Beim Kursindex wird lediglich die Kursentwicklung der enthaltenen Aktien in den Kurs des Index miteinbezogen, wohingegen bei Performanceindizes auch deren ausgeschüttete Dividenden berücksichtigt werden. Zur Berechnung der Performancevariante des Deutschen Aktienindex dient die Indexformel von Laspeyres als Basis:¹²

$$DAX_t = \frac{\sum p_{it} \cdot q_{it} \cdot ff_{iT} \cdot c_{it}}{\sum p_{i0} \cdot q_{i0}} * Basis * K_T \quad (3.1)$$

Bei der Preisindexberechnung bleibt der Gewichtungsfaktor im Nenner über einen definierten Zeitraum unverändert. Der Gewichtungsfaktor im Zähler wird vierteljährlich, jeweils zu den Verkettungsterminen, angepasst und verändert sich außerhalb dieser Termine ebenfalls nicht. Dabei wird die Summe aus den Produkten der heutigen Free Float Marktkapitalisierungen ($p_{it} \cdot q_{iT}$) der DAX-Titel mit einem Free Float Faktor (ff_{iT}) und einem weiteren Korrekturfaktor (c_{it}) gebildet, der Dividendenzahlungen ausgleicht. Das Ergebnis wird durch die Summe der Free Float Marktkapitalisierungen der DAX-Unternehmen zum Zeitpunkt vor der Aufnahme in den Index dividiert ($p_{i0} \cdot q_{i0}$). Das Ergebnis wird mit der Basis multipliziert, was der Wert ist, den der Index erhalten hat, als er aufgelegt wurde, also 1000 im Falle des DAX. Als letzter Korrekturfaktor (K_T) wird der indexspezifische Verkettungsfaktor eingesetzt, der Kurssprünge bei Änderung der Zusammensetzung verhindern soll. Als Ergebnis ergibt sich der neue Kursstand des Aktienindex.

¹² Vgl. Stoxx (2022), S. 47.

Neben dem DAX gibt es noch weitere Indizes aus der DAX-Familie. Die bekanntesten sind der MDAX, der die 50 größten deutschen Titel nach dem DAX zeigt, der SDAX 70 Titel nach dem MDAX und der TecDAX, der sich auf deutsche Technologieunternehmen spezialisiert. Überdies wird seit 1993 der CDAX (Composite DAX) berechnet. Während der DAX mit nur 40 Standardwerten eine geringe Anzahl von Aktien umfasst, enthält der CDAX alle an der Frankfurter Wertpapierbörse im General Standard und Prime Standard notierten deutschen Aktien. Der Deutsche Aktienindex (DAX) wird aber weiterhin als der Leitindex für die deutsche Wirtschaft angesehen und häufig auch als Benchmark für diese eingesetzt.¹³ Aufgrund der starken Internationalisierung des Geschäfts der meisten DAX-Unternehmen ist dies mittlerweile kritisch zu bewerten.

Der Deutsche Aktienindex zeigt seit seiner Auflegung eine im Trend positive Entwicklung. Am Start wurde der Indexwert auf 1000 normiert. Wie jedes andere Wertpapier ist er jedoch auch Schwankungen unterlegen, die u.a. durch mehrere einschneidende politische wie ökonomische Krisen ausgelöst wurden. Erkennbar sind beispielsweise die Einbrüche in den Jahren 2000 bis 2003, ausgelöst durch das Platzen der Dotcom-Blase und den Irakkrieg, 2008-09 durch die Weltfinanzkrise und Anfang 2020 durch die Covid-19-Pandemie.

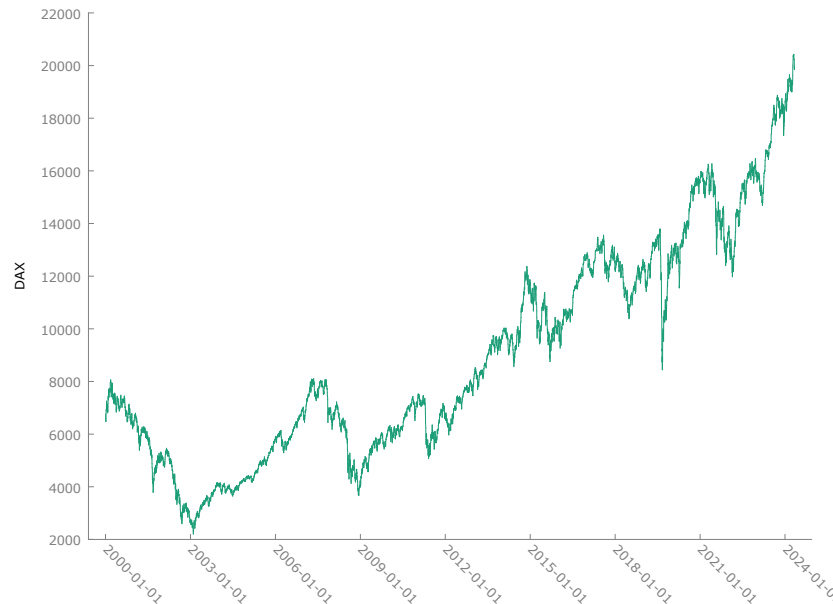


Abb. 1: Entwicklung des DAX seit dem 03.01.2000

Quelle: eigene Darstellung

¹³ Vgl. Deutsche Börse (o.J.).

Der VDAX-NEW ist der Volatilitätsindex für den Deutschen Aktienindex und gibt die erwarteten Schwankungen des DAX für die nächsten 30 Tage wieder. Er wird seit 2005 berechnet und ersetzt den seit 1994 bestehenden Volatilitätsindex VDAX. Beide Indizes sind als aus Optionspreisen abgeleitete (implizite) Volatilität definiert.¹⁴ Der VDAX-NEW wurde entwickelt, um methodisch-konzeptionelle Schwächen des VDAX zu beheben sowie dessen Handelbarkeit und Replizierbarkeit zu verbessern.¹⁵

Volatilität ist ein Maß zur Beschreibung der Schwankungsintensität des Preises eines Anlagegutes und wird für Renditen in Prozent angegeben. Methodisch wird sie durch die Standardabweichung der Kurse eines Finanzinstrumentes in einem definierten Zeitraum gemessen. Je höher die Volatilität ist, desto stärker schwankt der Preis des Instrumentes um dessen Mittelwert. Grundsätzlich gibt es zwei Ansätze zur Quantifizierung der Volatilität: die historische und die implizite Volatilität.¹⁶ Die historische Volatilität basiert auf den vergangenen Kursen eines Wertpapiers bezogen auf einen bestimmten Zeitraum und kann mittels der Modellierung z. B. via ARCH und GARCH zur Vorhersage der zukünftigen (realisierten) Volatilität genutzt werden.¹⁷ Die implizite Volatilität hingegen ist eine am Markt beobachtete Volatilität aus realen (gehandelten) Optionspreisen. Berechnet wird sie aus der Umkehrung der Formel zur Optionspreis-Bestimmung. Um den Optionspreis zu berechnen, muss die zukünftige Volatilität geschätzt werden. Es werden die am Markt beobachteten Preise verwendet, um die Formel umzukehren und die verwendete Volatilität zu ermitteln, da die restlichen Parameter (u.a. Kassakurs, Laufzeit, Zinssatz) gegeben sind.¹⁸ Entsprechend dem von Demeterfi et al. (1999) entwickelten Konzept des fairen Wertes der zukünftigen Varianz ergibt sich die unter dem risikoneutralen Wahrscheinlichkeitsmaß erwartete Varianz eines gehandelten Wertpapiers durch:¹⁹

$$\sigma_{adkz}^2 = \frac{2}{T} \left(rT - \left[\frac{S_0}{S_*} e^{rT} - 1 \right] - \ln \frac{S_*}{S_0} + e^{rT} \int_0^{S_*} \frac{P(T,K)}{K^2} dK + e^{rT} \int_{S_*}^{\infty} \frac{C(T,K)}{K^2} dK \right) \quad (3.2)$$

Mit dem aktuellen Preis eines Anlagegutes S_0 , $C(T, K)$ und $P(T, K)$ den Call- und Put-Preisen mit Laufzeit T und der Basispreis K , dem risikolosen Zinssatz r und einem beliebig zu wählenden Preis S_* , der die Grenze zwischen den betrachteten Call- und Put-Optionen festlegt.

¹⁴ Vgl. Tallau (2012), S. 2.

¹⁵ Vgl. Deutsche Börse (2007), S. 4.

¹⁶ Vgl. Kill (2020c), S. 2138.

¹⁷ Vgl. Kill (2020a), S. 1012.

¹⁸ Vgl. Kill (2020b), S. 1035.

¹⁹ Vgl. Tallau (2011), S. 52.

Der Ansatz in Gleichung (3.2) reflektiert die Idee der Konstruktion eines Portfolios von Optionen zur Replikation der Varianz. Beim VDAX-NEW werden typischerweise Out-of-the-money DAX-Optionen einbezogen.²⁰ Dabei wird nicht, wie beim VDAX, die Black-Scholes-Gleichung verwendet, die mit Hilfe von realen At-the-money Optionen auf den DAX die implizite Volatilität ermittelt. Anstelle dessen wird mit einem neuen Modell gerechnet, das At-the-money und Out-of-the-money-Optionen auf den DAX nutzt, die zu einem Portfolio mit einer Gewichtung zusammengesetzt werden. At-the-money und Out-of-the-money sind Formen der Moneyness einer Option.²¹ Während sich die implizite Volatilität beim VDAX auf eine Laufzeit von 45 Tagen bezog, sind es beim VDAX-NEW 30 Tage. In beiden Fällen ist die Laufzeit unabhängig von einem Wertpapier, da die Volatilität beziehungsweise die Varianz mittels Interpolation auf diese Laufzeit ermittelt wird. Da es kein direkt zugrundeliegendes Wertpapier gibt, verfällt es auch nicht und es gibt keine schwankenden Effekte durch die abnehmende Restlaufzeit.²² Die Interpolation ist durch ebenfalls berechnete Subindizes möglich, die mit DAX-Optionen mit Laufzeiten von 1, 2, 3, 6, 9, 12, 18 und 24 Monaten ermittelt werden und jeweils der Laufzeit der zugrundeliegenden Option entsprechen. Die Subindizes werden mithilfe der jeweiligen Optionen, einem laufzeitkongruenten Zins und ermittelten Forward-Preisen errechnet. Aus den acht Subindizes werden die beiden herausgesucht, die an die Laufzeit von 30 Tagen angrenzen. Die anschließende Interpolation wird mit den zwei umschließenden Subindizes durchgeführt. Falls dies nicht möglich ist, z. B. wenn es keine umschließenden Subindizes gibt, wird extrapoliert. Die Berechnung des VDAX-NEW als laufzeitunabhängiger Gesamtindex ergibt sich dementsprechend durch²³

$$\text{VDAX-NEW} = 100 \cdot \sqrt{\left[\bar{t}_i \sigma_i^2 \left(\frac{N_{Ti+1}-3}{N_{Ti+1}-N_i} \right) + \bar{t}_{i+1} \sigma_{i+1}^2 \left(\frac{30-N_{Ti}}{N_{i+1}-N_{Ti}} \right) \right] \frac{365}{30}} \quad (3.3)$$

Die Interpolation der Subindizes σ_i^2 und σ_{i+1}^2 mit der Restlaufzeit T_i bzw. T_{i+1} , wobei N_{Ti} die Zeit in Tagen bis zum Verfall der i -ten DAX-Optionsserie und $\bar{t}_i$ die normierte Restlaufzeit $\bar{t}_i = N_{Ti}/365$ angibt. Der VDAX-NEW repräsentiert somit eine Approximation zukünftigen Volatilität.

²⁰ Vgl. Tallau (2011), S. 53.

²¹ Die Moneyness einer Option beschreibt das Verhältnis zwischen dem Strike-Preis der Option und dem momentanen Kurs des Basiswertes. Out-of-the-Money bedeutet im Falle einer Call-Option, dass der Kurs des Basiswertes kleiner als der Strike ist und at-the-money bedeutet, dass der Aktienkurs in etwa beim Strike-Preis liegt. Ist der Kurs größer als der Strike, wird von in-the-money gesprochen. Bei einer Put-Option tauschen in- und out-of-the-money (siehe Lindmayer / Dietz (2020), S. 310ff.)

²² Vgl. Deutsche Börse (2007), S. 5ff.

²³ Vgl. Tallau (2011), S. 54.

Der Volatilitätsindex VDAX-NEW weist insgesamt eine Tendenz zur Seitwärtsbewegung auf – mit punktuell spürbaren Ausschlägen nach oben und unten. Die seit dem Start des Index mehrfach ausgelöste große Unsicherheit kann durch unterschiedliche Ereignisse erklärt werden. So resultierten beispielsweise die massiven Indexanstiege im September 2001 aus dem Anschlag auf das World Trade Center in New York, in 2003 aus dem Irakkrieg, im September 2008 auf dem Höhepunkt der globalen Finanzkrise aus dem Zusammenbruch von Lehman Brothers oder Anfang 2020 aus dem Beginn der Covid-19-Pandemie. Im März 2020 erreichte der VDAX-NEW mit rd. 86 Indexpunkten seinen historischen Höchststand. Dementsprechend gelten Volatilitätsindizes als Angstbarometer der Anleger (Investor Fear Gauge).²⁴

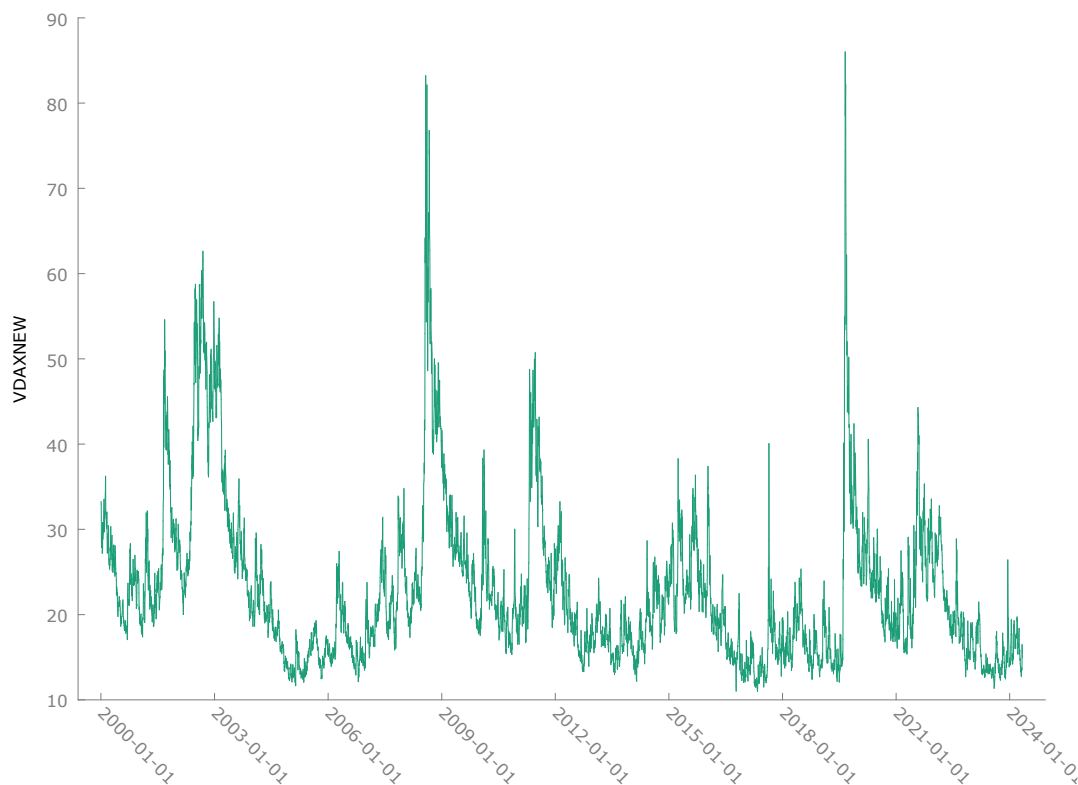


Abb. 2: Entwicklung des VDAX-NEW seit dem 03.01.2000

Quelle: eigene Darstellung

²⁴ Vgl. Whaley (2000).

4 Zusammenhang zwischen Rendite und Volatilität am Aktienmarkt

Für den in der Empirie für verschiedene Aktienmärkte nachgewiesenen negativen Zusammenhang zwischen der (impliziten) Volatilität und den zugrundeliegenden Aktienrenditen können unterschiedliche Hypothesen herangezogen werden:

Entsprechend dem Leverage-Effekt steigt die Aktienmarktvolatilität mit der Gesamtverschuldung des Marktes.²⁵ Diese Hebelwirkung kann entweder aktiv durch eine Veränderung der Finanzierungsstruktur der Unternehmen oder passiv durch Preisbewegungen der Aktien hervorgerufen werden. So nimmt infolge gefallener Aktienkurse (negativer Renditen) der Unternehmen deren Verschuldungsgrad bei konstanter Verschuldung zu. Die Marktkapitalisierung (Marktwert des Eigenkapitals) ist dann im Verhältnis zur Verschuldung niedriger und die Kapitalanlage wird als riskanter bewertet und damit das Kapitalstrukturrisiko. Überdies können Unternehmen ihren Verschuldungsgrad auch proaktiv an veränderte Marktbedingungen anpassen. Beide Arten von Variationen im Verschuldungsgrad wirken sich auf die Volatilität der Aktienrenditen aus.

Der Volatility-Feedback-Effekt kehrt die Kausalität um und versucht die Entwicklung der Aktienrenditen auf der Basis zeitvariabler Marktrisikoprämien zu erklären.²⁶ Demnach kann die Volatilität am Aktienmarkt auch deshalb variieren, weil sich das Risiko eines bestimmten Unternehmens im Laufe der Zeit z. B. aufgrund von schlechten Nachrichten ändern kann, ebenso wie die Zusammensetzung der Unternehmen in der Gesamtwirtschaft. Wenn sich das Geschäftsrisiko für dieses spezifische Unternehmen oder auch für die gesamte Branche erhöht, steigt der Diskontierungsfaktor, der verwendet wird, um die zukünftig erwarteten Cash Flows abzuzinsen, wodurch die barwertigen Einnahmen zurückgehen. Der Aktienkurs kann als Barwert der zukünftig erwarteten Cash Flows des Unternehmens aufgefasst werden. Bei gleichbleibenden Zahlungsströmen und höherem Diskontierungsfaktor sinkt der Aktienkurs (negative Rendite). Dementsprechend führt eine erwartete Zunahme der Volatilität der künftigen Zahlungsströme zu einer höheren geforderten Risikoprämie und folglich zu einer höheren erwarteten Rendite, was sich bei gleichbleibender Gewinnsituation in sinkenden Aktienkursen bemerkbar macht. Dieser Übertragungsweg kann sich in einer negativen Korrelation zwischen der Aktienrendite und ihrer Volatilität zeigen – auch unabhängig vom Grad der finanziellen Verschuldung der börsennotierten Unternehmen.

²⁵ Vgl. Carr / Wu (2017), S. 2119f.

²⁶ Vgl. ebenda, S. 2120.

An dieser Stelle ist wichtig hervorzuheben, dass beide Hypothesen mit einem negativen Zusammenhang zwischen Volatilität und Rendite einhergehen, jedoch ist die Kausalität der Erklärungsansätze unterschiedlich:²⁷ Beim Leverage-Effekt löst eine Änderung der Aktienrenditen die Veränderung der (impliziten) Volatilität aus. Im Kontrast dazu stellt beim Volatility-Feedback-Effekt eine veränderte Risikoeinschätzung die Ursache für eine Preisanpassung der Aktienkurse dar.

Nach der Self-Exciting-Behavior-Hypothese können Finanzkrisen, d. h. eingetretene negative finanzielle Events, die Wahrscheinlichkeit erhöhen, dass weitere solcher Ereignisse auftreten.²⁸ Zum Beispiel könnte der Ausfall eines bedeutenden Unternehmens dazu führen, dass die Wahrscheinlichkeit des Ausfalls bzw. der Abwärtsbewegung von anderen Unternehmen erhöht wird. Dieses Verhalten potenziert sich und die Unsicherheit steigt, was eine höhere Volatilität am Aktienmarkt zur Folge hätte. In der Aggregation führt eine derartige Querschnittsausbreitung zu einem intertemporalen Verbreitungsmuster auf dem Markt: Eine Marktturbulenz erhöht die Wahrscheinlichkeit, dass eine andere folgt und dadurch ausgelöst sinken die Aktienkurse (negative Renditen) vieler Unternehmen infolge der gestiegenen allgemeinen Risiken.

Im Weiteren könnte der negative Zusammenhang zwischen Aktienrenditen und Volatilität auch auf die je nach Marktsituation unterschiedliche Nachfrage nach Optionen zurückgeführt werden.²⁹ Hierbei ist zu beobachten, dass vor allem die Nachfrage nach Put-Optionen bei (größeren) Rückgängen des Marktes regelmäßig höher zunimmt, da in diesem Fall eine stärkere Neigung seitens der Anleger zur Absicherung ihrer Portfolios besteht. Eine höhere Nachfrage führt zu höheren Optionspreisen und entsprechend zu einer höheren impliziten Volatilität.

Der in die Empirie häufig beobachtete negative Zusammenhang ist dabei meist asymmetrisch, d. h. die negativen Aktienrenditen bei einem Anstieg der Volatilität sind absolut betrachtet größer als die positiven Renditen, die mit einem Rückgang des Volatilitätsindex verbunden sind.³⁰ Eine Begründung dieser Beobachtung basiert auf der Annahme, dass eine Änderung der Aktienkurse sowohl die aktuelle als auch die zukünftig erwartete Volatilität beeinflusst. Ist der durch eine Veränderung der Aktienkurse verbundene Anstieg der Volatilität verfestigt und wirkt sich im Weiteren auch auf die erwartete Volatilität aus, so trägt eine negative Rendite zu einem weiteren Rückgang der Aktienkurse

²⁷ Vgl. Dichtl / Drobetz (2012), S. 374.

²⁸ Vgl. Carr / Wu (2017), S. 2120.

²⁹ Vgl. Tallau (2012), S. 10.

³⁰ Vgl. ebenda.

bei – aufgrund der gestiegenen Volatilität. Bei einer positiven Rendite kompensiert der beschriebene Effekt hingegen einen Teil der Kursanstiege. Infolgedessen ergibt sich eine asymmetrische Reaktion, wobei mit einem Anstieg der Volatilität eine stärkere Reaktion der Aktienrenditen verbunden ist als im Fall eines Rückgangs. Eine verhaltenstheoretische Erklärung bietet die Cumulative-Prospect-Theorie, die die beobachteten Asymmetrien zwischen Rendite und Risiko auf die Verlustaversion (Loss-Aversion) der Anleger zurückführt.³¹ Demnach ist die Reaktion auf Kursverluste stärker als die Reaktion auf entsprechende Kursgewinne. Darüber hinaus besteht nach Low (2004) die Möglichkeit des Vorliegens von nicht-linearen Zusammenhängen, wie insbesondere die Existenz von quadratischen Effekten, die sich ökonomisch im Bereich negativer Renditen als Angst oder im Bereich positiver Renditen als Überschwang interpretieren lassen.

In den vorangegangenen Ausführungen wurde der zeitgleiche negative Zusammenhang zwischen impliziter Volatilität und Aktienrenditen theoretisch fundiert und in diversen Studien für verschiedene internationale Aktienmärkte empirisch bestätigt. Dem schließt sich im Folgenden die Frage nach der Prognosefähigkeit von Volatilitätsindizes hinsichtlich der zukünftigen Aktienmarktrenditen an. Eine extrem hohe implizite Volatilität kennzeichnet angespannte Marktsituationen, in denen Anleger zum übermäßigen Verkauf von Vermögenswerten neigen.³² Die implizite Volatilität gemessen mit Hilfe von Volatilitätsindizes spiegelt die Unsicherheit der Märkte wider und steigt in Phasen der Unsicherheit und Ungewissheit. In ruhigen, überwiegend optimistischen Zeiten nimmt ein Volatilitätsindex üblicherweise niedrigere Werte an. Eine aufwärtsgerichtete Bewegung eines Volatilitätsindex entsteht durch stärker schwankende Preise des zugrundeliegenden Vermögenswertes bzw. Indexes. Deutlich mehr Anleger wollen ihre Vermögenswerte abrupt verkaufen als kaufen und infolgedessen schlägt der Preis nach unten aus. Wohingegen der Preis in entspannten Phasen weniger volatil ist. Dann wollen etwas mehr Anleger kaufen als verkaufen und der Kurs steigt langsam nach oben bzw. etwas mehr Anleger verkaufen als kaufen und der Kurs fällt langsam. Damit sind auf der Basis von Volatilitätsindizes Rückschlüsse auf zukünftige Aktienmarktrenditen möglich, wobei speziell extrem hohe Volatilitäten Kaufsignale darstellen. Demgegenüber steht die Hypothese effizienter Märkte, nach der auch die implizite Volatilität grundsätzlich keine Rückschlüsse auf die Höhe und Richtung zukünftiger Aktienrenditen geben kann.

³¹ Vgl. Dichtl / Drobetz (2012), S. 376.

³² Vgl. Tallau (2012), S. 14.

Aus Abb. 3 lässt sich ein negativer Zusammenhang zwischen dem Deutschen Aktienindex und seinem Volatilitätsindex ableiten. Ein stark steigender Volatilitätsindex VDAX-NEW – beispielsweise hervorgerufen durch marktbeeinflussende Ereignisse – geht typischerweise mit einem spürbaren Rückgang des DAX einher. Hierbei ist ein leichter zeitlicher Versatz zu erkennen. Der VDAX-NEW hat seinen temporären Hochpunkt bevor der DAX seinen lokalen Tiefstand erreicht. Dieses Muster zeigte sich besonders während der globalen Finanzkrise in 2008. Während der VDAX-NEW seinen Höchststand im Oktober 2008 annahm, erreichte der DAX seinen temporären Tiefpunkt erst im März 2009.

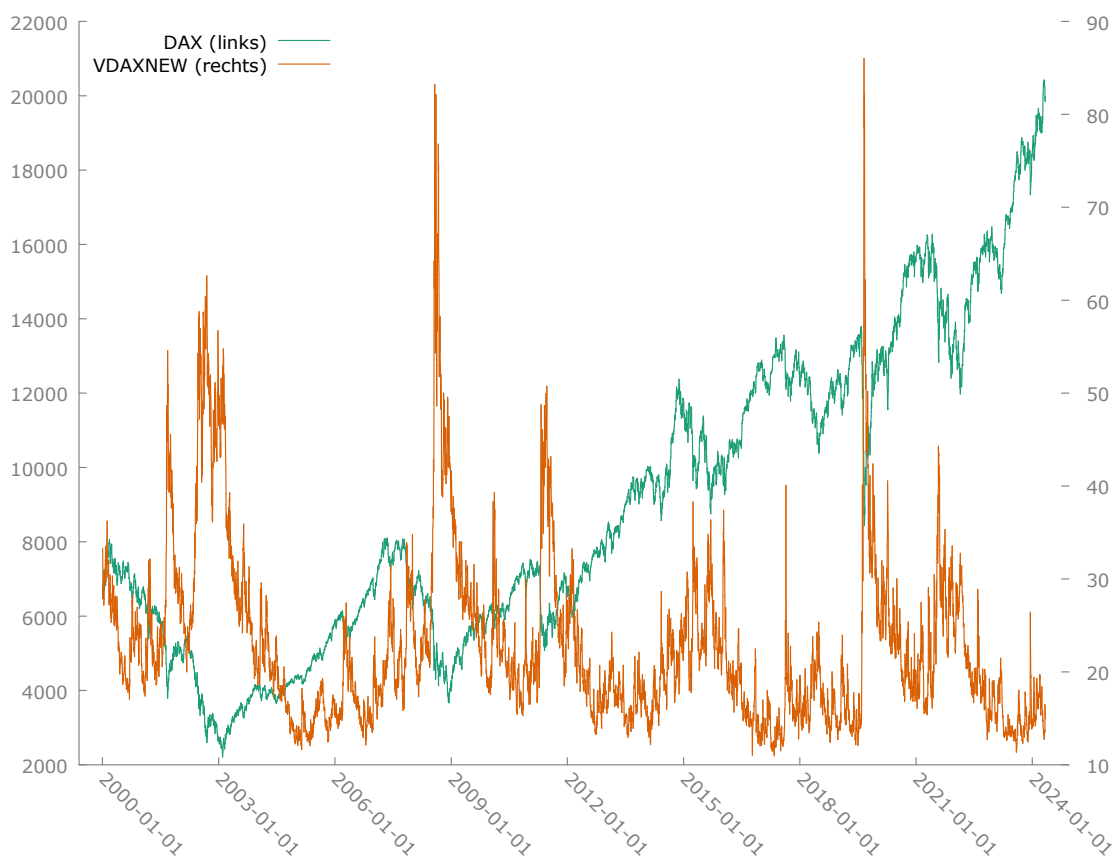


Abb. 3: Entwicklung des DAX (grün) und VDAX-NEW (rot) seit dem 03.01.2000

Quelle: eigene Darstellung

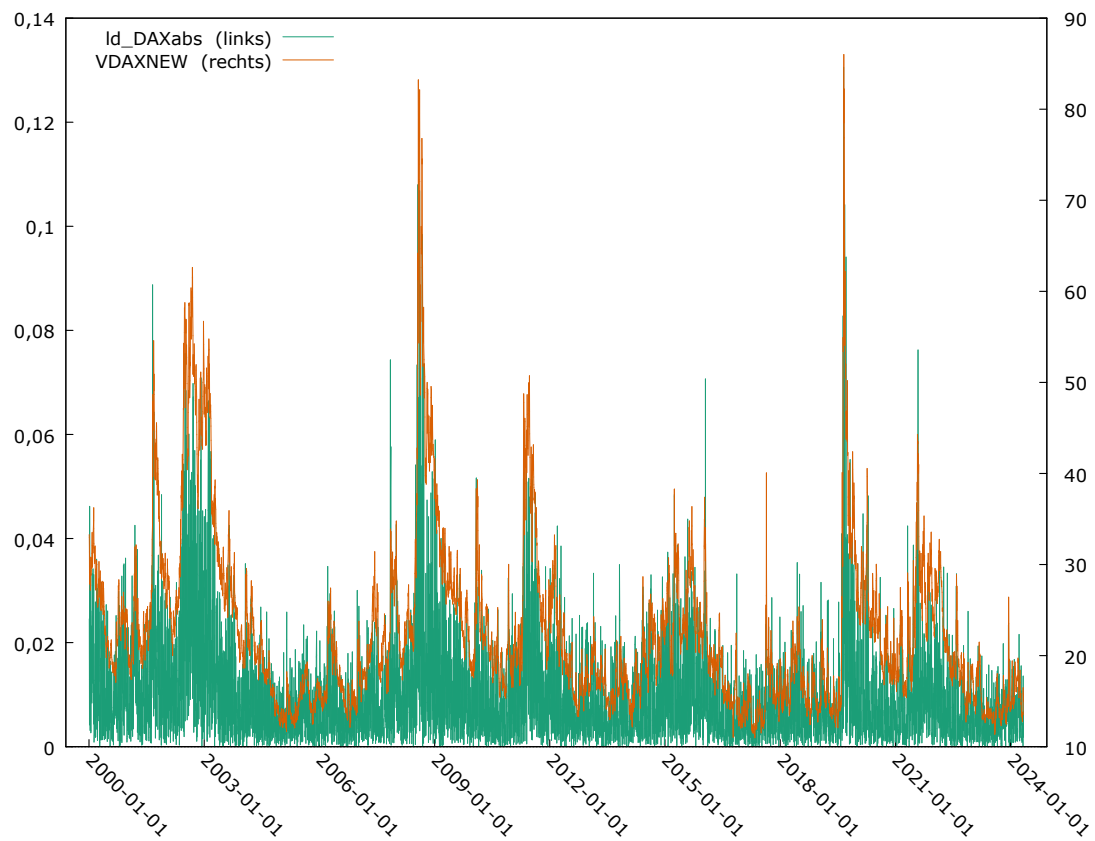


Abb. 4: Entwicklung der täglichen absoluten DAX-Rendite (grün) und VDAX-NEW (rot) seit dem 03.01.2000

Quelle: eigene Darstellung

Aus Abb. 4 ist zu erkennen, dass seit dem Jahr 2000 deutliche Anstiege des Volatilitätsindex VDAX-NEW mit außergewöhnlich hohen (absoluten) DAX-Renditen einhergehen, wobei offenbar ein nahezu kontemporärer und zugleich asymmetrischer Zusammenhang besteht.

In diesem Beitrag wird nicht nur der Zusammenhang zwischen DAX und VDAX-NEW modelliert, sondern es wird auch geprüft, ob durch die Einbeziehung weiterer exogener Variablen im Sinne von Kontrollfaktoren die Modellanpassung verbessert werden kann.

- **Kurz- und langfristige Zinsen:** Als kurzfristiger Zinssatz wird der 3-Monats-EURIBOR verwendet und der langfristige Zinssatz wird durch die Umlaufrendite dargestellt. Wenn der Zinssatz steigt, reduzieren viele Anleger ihr Engagement in Aktien, um ihr Geld in einer sichereren, höher verzinsten Anlageform, wie Anleihen, zu deponieren. Wenn die Zinsen sinken, werden mehr Anleger ihr liquides Vermögen in Aktien anlegen, da sie das höhere Risiko für eine höhere Rendite in Kauf nehmen. Folglich kann ein negativer Zusammenhang zwischen den Zinssätzen und dem Aktienmarkt angenommen werden.
- **Geldmenge:** Zur Darstellung der Geldmengenentwicklung können die Geldmengenaggregate M0 (Bargeld) bis M3 herangezogen werden. Wenn das Geldangebot ausgeweitet wird, sinkt bei konstanter Geldnachfrage der Zinssatz. Den Nicht-Banken steht in dieser Situation mehr Liquidität zur Verfügung als für Transaktionszwecke notwendig und kann am Aktienmarkt angelegt werden. Die Mehrnachfrage nach Aktien würde in steigenden Aktienkursen münden. Demnach wird eine positive Beziehung zwischen Geldmengen- und Aktienkursentwicklung erwartet.
- **Inflation:** Diese wird mittels des Verbraucherpreisindex gemessen und bildet die fortlaufende Steigerung des Verbraucherpreisniveaus ab, wodurch langfristig die Kaufkraft der Konsumenten reduziert wird. Fortlaufend bedeutet, dass sie mindestens drei aufeinander folgende Monate vorliegen muss. Zur Auswirkung der Inflation auf den Aktienmarkt gibt es unterschiedliche Sichtweisen: Zum einen kann eine steigende Inflation zu sinkenden Aktienkursen führen, da höhere Inflationsraten eine restriktive Geldpolitik bedingen kann, die via Leitzinssteigerungen oder den Abbau von Anleihen im Besitz der Zentralbank (Geldmengenreduktion) die Kosten für Kapital erhöhen und somit den Preis für die Kreditaufnahme verteuern. Zudem sinkt der Barwert der erwarteten Cash Flows der Unternehmen, was zu niedrigeren Unternehmensbewertungen und damit Aktienkursen führt. Zum anderen kann eine höhere Inflation zu steigenden Aktienkursen beitragen, wenn die Unternehmen in der Lage sind, Produktpreissteigerungen durchzusetzen, was zu höheren Gewinnmargen führt. Im Weiteren stellen Unternehmensbeteiligungen reale Werte dar, die in inflationären Phasen zu Umschichtungen vom Geld- in Aktienvermögen animieren. Folglich ist der Effekt der Inflation auf die Aktienkurse nicht eindeutig festgelegt.

5 Ökonometrische Methodik

Vektorautoregressive (VAR)-Modelle ermöglichen, die dynamischen Zusammenhänge (Lag-Struktur) zwischen Finanzmarktzeitreihen zu analysieren – ohne dabei explizit Annahmen über die Richtung der Abhängigkeitsbeziehungen zu treffen. Alle Variablen werden als gemeinsam endogen betrachtet. Die Variablen sind hinsichtlich der Kausalität potenziell gleichberechtigt. Bei einem VAR mit der Ordnung p hängt jede Variable linear von ihren eigenen bis zu p Perioden verzögerten Werten sowie auch von den bis zu p Perioden verzögerten Werten der anderen gemeinsam abhängigen Variablen im Vektor $\mathbf{x}$ ab:³³

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=1}^p \boldsymbol{\Phi}_i \mathbf{x}_{t-i} + \mathbf{u}_t, \quad (5.1)$$

wobei $\mathbf{x}$ ein $(n \times 1)$ -Vektor stochastischer Variablen, $\boldsymbol{\mu}$ ein $(n \times 1)$ -Vektor der Konstanten; $\boldsymbol{\Phi}_i$ $(n \times n)$ -Matrizen der Autoregressionsparameter, $\mathbf{u}$ ein $(n \times 1)$ -Vektor normalverteilter Zufallsvariablen, n die Anzahl der Variablen und $t = 1, 2, \dots, T$ die Zeit ist. Im einfachsten Fall lässt sich (5.1) als VAR(1)-Modell formulieren:

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Phi} \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (5.2)$$

Die günstigste maximale Zeitverschiebung p (die Ordnung des VAR) kann zum Beispiel mit den Informationskriterien von Akaike (AIC), Schwarz (BIC) oder Hannan-Quinn (HQC) bestimmt werden. Allgemein neigt das HQC für die meisten Fälle zu einem guten Kompromiss zwischen Informationskriterien mit tendenziell höherer Lag-Ordnung und solchen, die eher parameterarme Modelle bevorzugen. Für den Fehlerterm gilt zudem, dass es sich dabei um ein vektorielles Weißes Rauschen mit den folgenden Eigenschaften handelt:

$$E[\mathbf{u}_t] = \mathbf{0} \quad \text{und} \quad E[\mathbf{u}_t \mathbf{u}_s'] = \begin{cases} \mathbf{0}_{K \times K} & \text{für } t \neq s \\ \boldsymbol{\Sigma} & \text{für } t = s \end{cases} \quad (5.3)$$

Die erste Annahme besagt, dass der Erwartungswert aller Fehlerterme in allen Gleichungen Null ist. Die zweite Annahme beinhaltet, dass die Fehlerterme zu verschiedenen Zeitpunkten unkorreliert sind.

³³ Vgl. Kirchgässner et al. (2012), S. 129ff.

Für gleiche Zeitpunkte gilt, dass die kontemporäre Kovarianzmatrix über alle Zeitpunkte hinweg konstant ist:

$$\text{Var}[\mathbf{u}_t] = \mathbf{\Sigma} \forall t \quad (5.4)$$

Störvariablen unterschiedlicher Gleichungen können kontemporär (zeitgleich) korrelieren und heteroskedastisch sein, sodass die Varianz-Kovarianz-Matrix der Störvariablen ($\mathbf{\Sigma}_u$) im Allgemeinen keine Diagonalmatrix darstellt.³⁴ Demzufolge weist die gleichzeitige Korrelation auf gleichzeitige Beziehungen zwischen den gemeinsam abhängigen Variablen in $\mathbf{x}$ hin. Die Kombination von Störvariablen zu verschiedenen Zeitpunkten ist gleich Null.

Die Schätzung eines VAR-Modells ohne Restriktionen kann mit OLS durchgeführt werden. Unter den gegebenen Voraussetzungen ist dieser Schätzer mit dem ML-Schätzer identisch und führt zu keinem Verlust asymptotischer Effizienz. Ist der Prozess darüber hinaus stabil und die Einzelvariablen stationär sowie die Annahmen bezüglich des Fehlerterms zutreffend, ist der OLS-Schätzer für alle $\Phi_i (i = 1, \dots, p)$ asymptotisch konsistent und normalverteilt.³⁵ Obwohl gezeigt werden kann, dass auch VAR-Modelle mit nicht-stationären Variablen³⁶ möglich sind, wird in diesem Beitrag die Annahme der Stationarität gefordert. Die Stationarität der endogenen Variablen kann mithilfe von Einheitswurzeltests wie dem Augmented Dickey-Fuller (ADF)-Test untersucht werden; bei dem die Nullhypothese der Nicht-Stationarität gegen die Alternativhypothese der Stationarität der zugrunde liegenden Zeitreihe unter Berücksichtigung deterministischer Komponenten (mit oder ohne Konstante bzw. Trend) getestet wird.³⁷

In Anlehnung an (5.2) hätte ein bivariates VAR(1)-Modell mit den beiden endogenen Variablen DAX und VDAX-NEW folgende Notation:

$$dax_t = \mu_1 + \varphi_{11} dax_{t-1} + \varphi_{12} vdax_{t-1} + u_{1t} \quad (5.5)$$

$$vdax_t = \mu_2 + \varphi_{21} dax_{t-1} + \varphi_{22} vdax_{t-1} + u_{2t} \quad (5.6)$$

Der Einbezug der um einen Handelstag verzögerten DAX-Rendite in (5.5) bzw. der absoluten Änderung des Volatilitätsindex in (5.6) erfolgt, um eine mögliche Mean-Reversion-Eigenschaft (Tendenz zur Rückkehr zu einem mittleren Niveau) der beiden Finanzmarktzeitreihen DAX bzw. VDAX-

³⁴ Vgl. Teigte / Nastansky (2011), S. 9.

³⁵ Vgl. Lütkepohl (2006), S. 73.

³⁶ Vgl. Nastansky (2012), S. 368f.

³⁷ Vgl. Nastansky (2014), S. 203.

NEW abzubilden. Mean-Reversion wird durch deren signifikant negative Koeffizienten φ_{11} und φ_{21} angezeigt. Im statistisch optimalen Regressionsmodell kann die maximale Zeitverschiebung gerade bei hochfrequenten Zeitreihen eine höhere Ordnung annehmen. Im empirischen Teil des Beitrags sollen im Vektor der gemeinsam abhängigen Variablen $\mathbf{x}$ weitere mögliche relevante ökonomische Variablen wie die Geldmarktzinsen für das Modell auf Tagesdatenbasis und die Umlaufrendite, die Geldmenge und die Inflation für das Modell auf Monatsdatenbasis einbezogen werden. Die Modellierung der DAX-Renditen bzw. der absoluten Änderungen der impliziten Volatilität als VAR-Modell bietet zudem weitere Analysemöglichkeit wie die Stabilität der Regression zu untersuchen, Granger-Kausalität zu testen, den Prognosefehler von sich gegenseitig beeinflussenden Variablen zu zerlegen und Impulse-Response-Funktion zu schätzen.

Allgemein besteht Granger-Kausalität, wenn verzögerte Werte einer Variablen dazu beitragen, die aktuellen Werte einer anderen Variable vorherzusagen. Im einem (stationären) bivariaten VAR(1)-Prozess gemäß (5.5 u. 5.6) wären die DAX-Renditen Granger-kausal zu den Zuwächsen des VDAX-NEW, wenn letztere effizienter vorhergesagt werden können, sofern verzögerte Renditen des DAX signifikant wären. Gilt dies auch in umgekehrter Richtung, läge ein Feedback-System vor.³⁸ Die Nullhypothese der Nicht-Granger-Kausalität kann gegen die Alternativhypothese der Granger-Kausalität mit dem F-Test überprüft werden.³⁹ Granger-Kausalität wird abgelehnt, wenn alle verzögerten Werte zusammen keinen Einfluss entfalten. Das Konzept der Granger-Kausalität ist nicht jedoch einfach mit dem der Kausalität im eigentlichen Wortsinn gleichzusetzen. Vielmehr wird hierbei die Idee verfolgt, dass die Ursache der Wirkung, die von ihr ausgeht, zeitlich vorgelagert ist.

Die Analyse der kontemporären Abhängigkeit einerseits der DAX-Renditen vom Volatilitätsindex VDAX-NEW und andererseits der ersten Differenzen des Volatilitätsindex von den logarithmischen Renditen des DAX erfolgt jeweils auf Grundlage einer Kleinst-Quadrate-Schätzung der folgenden linearen Regressionsmodelle:

$$dax_t = \alpha + \beta_1 vdax_t + \beta_2 |vdax_t| + u_t \quad (5.7)$$

$$vdax_t = \delta + \beta_3 dax_t + \beta_4 |dax_t| + \varepsilon_t \quad (5.8)$$

³⁸ Vgl. Dreger et al. (2014), S. 374.

³⁹ Vgl. ebenda, S. 375.

wobei neben dem gegenseitigen zeitgleichen Einfluss zusätzlich ein möglicher asymmetrischer Zusammenhang mittels Berücksichtigung der absolute Werte der Differenzen des Volatilitätsindex $|vdax_t|$ in (5.7) bzw. der Renditen des Deutschen Aktienindex $|dax_t|$ in (5.8) getestet wird. Wie beim VAR-Modell, wird auch im Einzelgleichungsansatz der mögliche Einfluss weitere exogener ökonomischer Variablen untersucht. Hingegen würde die Aufnahme zeitlich verzögerter endogenen Variablen als Regressoren zu verzerrten KQ-Schätzern führen.⁴⁰ Auf Basis der bisherigen empirischen wie theoretischen Evidenz sollte sowohl der kontemporäre Regressionskoeffizient des VDAX-NEW β_1 mit dem Ziel der Erklärung der DAX-Rendite als auch im umgekehrten Fall der geschätzte Koeffizient β_3 beide ein negatives Vorzeichen aufweisen, um einen negativen Zusammenhang zwischen Aktienrenditen und impliziter Volatilität zu reflektieren. Bei einer auch für den deutschen Aktienmarkt auftretenden asymmetrischen Beziehung müssen die Regressionskoeffizienten β_2 und β_4 jeweils positiv und signifikant sein. Für die Schätzung der Einzelgleichungen sowie der VAR-Modelle wird die Software Gretl verwendet.⁴¹

6 Statistische Datenbasis

Im Folgenden wird ein Überblick über die statistische Ausgangsdatenbasis⁴² und die notwendigen Transformationsschritte gegeben.

DAX: Performanceindex, der die Kursentwicklung inkl. Dividendenzahlungen von 40 Standardwerten abbildet (Tagesendstände).

VDAX-NEW: Volatilitätsindex zum DAX, der die risikoneutrale erwartete (implizite) Volatilität über die nächsten 30 Tage abbildet (Tagesendstände).

I^G: 3-Monats-Euribor, der den Zinssatz für unbesicherte Kredite zwischen Banken untereinander mit einer Kreditlaufzeit von drei Monaten abbildet (Tagesdurchschnitte).

I^L: Umlaufrendite insgesamt, die die durchschnittliche Rendite aller länger laufender festverzinslichen inländischen Schuldverschreibungen abbildet (Monatsdurchschnitte).

⁴⁰ Vgl. Auer (2016), S. 605.

⁴¹ Vgl. Malitte / Schreiber (2019).

⁴² Die Zeitreihen wurden den folgenden Quellen entnommen: Statistisches Landesamt Baden-Württemberg (2024); European Central Bank (2024c); European Central Bank (2024b); European Central Bank (2024a); Deutsche Bundesbank (2024); finanzen.net (2024a); finanzen.net (2024b).

M1: Geldmenge M1, welche das im Umlauf befindliche Bargeld und die täglich fälligen Einlagen von Nicht-Banken bei Banken umfasst (Monatsendbestände).

VPI: Verbraucherpreisindex, der die Preisänderungen aller Waren und Dienstleistungen, die sich innerhalb des Warenkorbes befinden, gegenüber dem Vorjahresmonat abbildet (Monatsdurchschnitte).

Für das Regressionsmodell auf Monatsdatenbasis wurden die Monatsdurchschnitte für den DAX, VDAX-NEW und 3-Monats-Euribor herangezogen.

Wie aus Abb. 3 ersichtlich, folgt der Deutsche Aktienindex einem aufwärtsgerichteten deterministischen Trend. Überdies kann davon ausgegangen werden, dass die DAX-Zeitreihe zusätzlich einen stochastischen Trend aufweist. In Summe ist von beiden Formen der Nichtstationarität auszugehen. Im Kontrast dazu folgt die implizite Volatilität keinem klaren (deterministischen oder stochastischen) Trend. Für die Geldmengen, Preis- und Zinsentwicklung kann von einem integrierten Prozess erster Ordnung ausgegangen werden.

Um stationäre Zeitreihen zu erhalten, werden die trendbehafteten Zeitreihen DAX, Geldmenge M1 und der Verbraucherpreisindex in ihre (logarithmischen) Wachstumsraten gegenüber der Vorperiode (Vortag bzw. Vormonat) transformiert und mit 100 multipliziert:

$$\Delta \ln x_t = \ln \left(\frac{x_t}{x_{t-1}} \right) = \ln(x_t) - \ln(x_{t-1}). \quad (6.1)$$

Vom VDAX-NEW, dem 3-Monats-Euribor und der Umlaufrendite wird der Zuwachs gegenüber der Vorperiode (Vortag bzw. -monat) verwendet:

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1}. \quad (6.2)$$

Für die empirische Analyse werden Zeitreihen für die Jahre 2010 bis 2024 (Oktober) herangezogen. Der Untersuchungszeitraum startet demnach erst nach der globalen Finanzkrise. In Tab. 1 sind wichtige deskriptiven Statistiken, Autokorrelationskoeffizienten und Ergebnisse der Einheitswurzeltests dargelegt.

Tab. 1: Deskriptive Statistiken der Tages- und Monatsrenditen für den DAX und VDAX-NEW

	Tageswerte			Monatswerte		
	$\Delta \ln DAX$	$\Delta VDAX$	$VDAX$	$\Delta \ln DAX$	$\Delta VDAX$	$VDAX$
Mittelwert	0,031	-0,002	20,82	0,653	-0,020	21,08
Median	0,080	-0,080	19,10	0,852	-0,260	19,29
Maximum	10,414	17,360	86,01	14,114	17,910	52,02
Minimum	-13,055	-11,250	10,97	-21,700	-14,050	11,81
Standardabw.	1,233	1,560	7,18	5,248	4,895	6,76
Schiefe	-0,474	1,322	2,26	-0,754	0,605	1,08
Kurtosis	7,680	14,23	9,72	2,241	2,163	0,16
JB-Test	9377***	32811***	18019***	60***	45***	34***
DF/ADF-Test	-10,79***	-11,33***	-4,63***	-18,22***	-17,04***	-6,06***
$\rho(1)$	0,014	-0,154**	0,739***	0,021	0,010	0,976***
$\rho(2)$	0,009	-0,100	0,557***	-0,159**	-0,034**	0,952***
$\rho(3)$	0,004	-0,054	0,428***	-0,038	-0,014	0,929***
$\rho(4)$	-0,028*	-0,087	0,327***	-0,004	-0,043***	0,908***
$\rho(5)$	-0,010	-0,021	0,270***	-0,140*	0,005	0,888***

Hinweise: Untersuchungszeitraums umfasst Januar 2010 bis Oktober 2024 (mit 178 Monats- bzw. 3759 Tageswerten). JB-Test bezeichnet die Teststatistik des Jarque-Bera-Tests auf Normalverteilung, DF sowie ADF jene des Dickey-Fuller- bzw. des Augmented-Dickey-Fuller-Tests auf Stationarität. $\rho(i)$ zeigt die Autokorrelation zum Lag i an. ***/**/* bezeichnet statistische Signifikanz zum 1%/5%/10%-Niveau.

Finanzmarktzeitreihen weisen verschiedene Charakteristika auf, die eine Modellierung erschweren. Zu diesen zählen u.a. Asymmetrien, hohe Autokorreliertheit, kontemporäre Korrelationen, schwere Flanken und Spitzigkeit sowie Volatilitätscluster.⁴³

⁴³ Vgl. Schmid / Trede (2006), S. 12f.

Die durchschnittlichen Renditen am deutschen Aktienmarkt sind tendenziell höher als die absoluten Zuwächse des korrespondierenden Volatilitätsindex – was sich sowohl am Mittelwert als auch am Median bei den Monats- und Tagesrenditen erkennen lässt. So ist die mittlere tägliche DAX-Rendite im Beobachtungszeitraum mit 0,03 % leicht positiv; während für die ersten Differenz des täglichen VDAX-NEW mit -0,002 Indexpunkten ein minimaler Rückgang ausgewiesen wird. Das mittlere Niveau des VDAX-NEW beträgt unabhängig von der Periodizität rd. 21 für den gesamten Zeitraum. Wie die Minimal- und die Maximalwerte zeigen, weisen die absoluten Änderungen der impliziten Volatilität nur für die Tageswerte eine deutlich größere Spannweite als die DAX-Renditen auf. So lag die maximale DAX-Tagessrendite bei 10,4%; während im gleichen Zeitraum der maximale VDAX-NEW Zuwachs bei rund 17,4 Punkten lag. Vergleicht man die minimalen Monatsrendite bzw. -zuwächse, stehen dem Minimalwert von -21,7% beim DAX Werte von -17,9 Indexpunkte beim Volatilitätsindex gegenüber. Die größere Spannweite der Renditen der impliziten Volatilität im Gegensatz zu den DAX-Renditen lässt sich auch an der Standardabweichung ablesen.⁴⁴ So liegt die Standardabweichung der täglichen DAX-Rendite bei etwa 1,2%; während der entsprechende Wert für den VDAX-NEW bei 1,56 Punkten liegt.

Ein weiterer Unterschied zwischen den Aktienmarktrenditen und dem Volatilitätsindexzuwächsen ergibt sich bei der Betrachtung der Schiefe der Verteilungen. Üblicherweise ist die empirische Verteilung von Aktienrenditen nicht völlig symmetrisch, sondern zeigt eine schwache Asymmetrie. Stark negative Renditen treten etwas häufiger auf als stark Positive. Während die monatlichen und täglichen DAX-Renditen linksschief sind (negativer Schiefewert); sind die entsprechenden Zuwächse des VDAX-NEW rechtsschief (positiver Schiefewert). Im Gegensatz dazu nimmt die Schiefe bei einer Normalverteilung den Wert 0 an.

Analog zu den Aktienmarktrenditen weisen auch die Zuwächse des Volatilitätsindex schwere Verteilungsenden (Fat Tails) auf. Demnach sind extreme Wert- bzw. Volatilitätsveränderungen empirisch häufiger zu beobachten als unter der Normalverteilung angenommen. Im Weiteren treten sehr kleine Renditen häufiger auf (Spitzigkeit bzw. positive Kurtosis). Die Verteilung der beobachtbaren Renditen bzw. Zuwächse im Volatilitätsindex sind dann leptokurtisch. Die Kurtosis nimmt bei normalverteilten Variablen den Wert 3 an und bei Leptokurtosis einen Wert größer als 3.⁴⁵

⁴⁴ Eine größere Spannweite und Streuung der Volatilitätsindexrenditen bzw. -zuwächse im Vergleich zu den Renditen am deutschen Aktienmarkt zeigt sich auch für den Zeitraum vor 2010 (vgl. Dichtl / Drobetz (2012); Tallau (2012)).

⁴⁵ Vgl. Schmid / Trede (2006), S. 33.

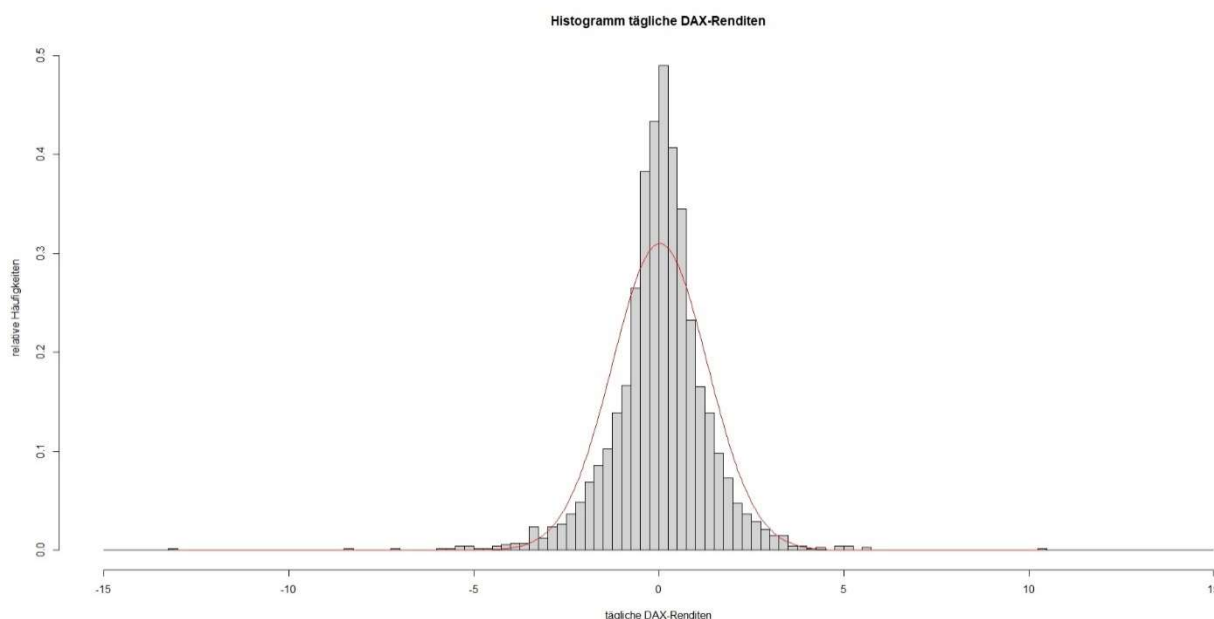


Abb. 5: Histogramm der täglichen DAX-Renditen einer Normalverteilungskurve (rot)

Quelle: eigene Darstellung

Die Leptokurtosis kann auch hier bei den verwendeten Tagesdaten beobachtet werden. In Abb. 5 ist die Häufigkeitsverteilung der täglichen DAX-Renditen zzgl. einer Normalverteilung als Vergleich (rote Linie) zu sehen. Das Zentrum um den Erwartungswert von ungefähr null ist stärker besetzt (Spitzigkeit) als es eine Normalverteilung der täglichen DAX-Renditen vermuten lassen würde. Der Renditebereich von ca. -4% bis -1% und 1% bis 4% ist hingegen geringer vertreten. Ab den Renditen von ungefähr -5% bzw. 5% sind die schwere Verteilungsenden deutlich erkennbar.

Beide höhere Momente einer Verteilung determinieren das Vorhandensein einer Normalverteilung. Wie der Hypothesentest nach Jarque und Bera (JB-Test) in Tab. 1 zeigt, wird die Nullhypothese der Normalverteilung in allen Fällen statistisch signifikant abgelehnt. Die Jarque-Bera-Teststatistiken fallen bei den Tests mit Tagesdaten deutlich höher aus als bei jenen mit Monatsdaten, was zum einen auf höhere Werte für die Kurtosis und zum anderen auf den deutlich größeren Stichprobenumfang zurückzuführen ist. Typischerweise verbessert sich beim Wechsel der Periodizität hin zu niederen Frequenzen die Anpassung an eine Normalverteilung.⁴⁶

⁴⁶ Vgl. Schmid / Trede (2006), S. 14.

Die Augmented-Dickey-Fuller-Tests (ADF-Test) kommen zum Ergebnis, dass die Nullhypothese der Nichtstationarität sowohl bei den stetigen Renditereihen des DAX als auch bei den ersten Differenzen der impliziten Volatilität statistisch signifikant (1 %-Niveau) abgelehnt werden muss – unabhängig von der Periodizität der Zeitreihen. Die Existenz einer Einheitswurzel kann ebenso für den VDAX-NEW verworfen werden. Auch die logarithmischen Wachstumsraten der Geldmenge M1 und des Verbraucherpreisindex sowie die ersten Differenzen der 3-Monats-Euribor und der Umlaufrendite sind für die Monats- und Tageswerte stationär. Folglich ist auch die Durchführung linearer Regressionen bzw. der VAR-Analyse zulässig, die im Allgemeinen Stationarität der beteiligten Variablen voraussetzen.

Die Vorzeichen der Autokorrelationskoeffizienten bei den Tagesrenditen des DAX deuten für die ersten drei Verzögerungen auf eine positive und für die beiden weiteren Zeitverschiebungen auf eine negative (kurzreichweitige) Autokorrelation hin, wobei für den Zeitraum nach der globalen Finanzkrise lediglich der Koeffizient vierter Ordnung auf dem 10 %-Niveau signifikant ist. Demgegenüber weisen die täglichen Veränderungen des VDAX-NEW eine signifikante (5 %-Niveau) negative Autokorrelation erster Ordnung auf. Die Analyse der Autokorrelationen bei den Monatswerten offenbart, dass bis auf $\rho(1)$ die Korrelationskoeffizienten der DAX-Renditen ein negatives Vorzeichen haben, aber nur für die Ordnung zwei und vier signifikant sind. Die VDAX-NEW-Zuwächse sind für die Verzögerungen zwei und vier negativ von Null verschieden. Die Zeitreihe des VDAX-NEW ist hoch beständig, wie sich anhand der durchgehend signifikant (positiven) Autokorrelationen erkennen lässt, wobei wie erwartet die Beträge der Tageswerte deutlich unter denen der Monatswerte liegen.

7 Empirische Ergebnisse

7.1 Ergebnisse für Tagesdaten

In diesem Abschnitt wird der wechselseitige Einfluss von den DAX-Renditen und den Zuwächsen des Volatilitätsindex VDAX-NEW auf der Grundlage von Tagesdaten unter Beachtung der Kontrollvariable Geldmarktzinsen untersucht. Bevor im Weiteren auf die verschiedenen Modellschätzungen näher eingegangen wird, zeigt zuvor Abb. 6 den bivariaten Zusammenhang zwischen Rendite und impliziter Volatilität am deutschen Aktienmarkt für den Zeitraum 4. Januar 2010 bis 17. Oktober 2024 auf.

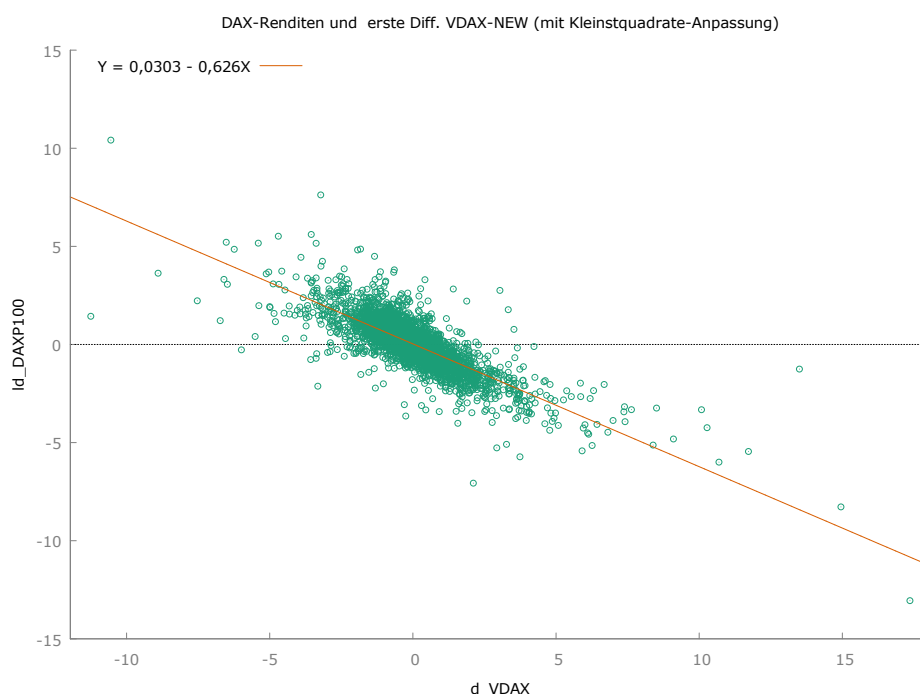


Abb. 6: Streudiagramm der täglichen DAX-Renditen und Veränderungen des VDAX-NEW

Quelle: eigene Darstellung

Visuell wird ein stark negativer und zugleich linearer Zusammenhang beider Finanzmarktzeitreihen deutlich. Die fallende Kleinste-Quadrat-Linie (rote Linie) passt sich gut an die Punktwolke an und signalisiert in beide Richtungen jeweils einen negativen Regressionskoeffizienten. Diese Beobachtung steht im Einklang mit den kapitalmarkttheoretischen Überlegungen. Die Verwendung linearer Regressionsmodelle zur Analyse der Rendite-Risiko-Beziehung erscheint als adäquate funktionale Form.

Tab. 2: Übersicht der geschätzten linearen Regressionsmodelle auf Tagesdatenbasis

Modell	Geschätztes Modell	$R^2_{\text{adj.}}$
(5.7)	$\widehat{dax}_t = 0,049 - 0,622 \cdot vdax_t - 0,019 \cdot vdax_t $ (2,69) (-23,81) (-1,18)	0,627
(5.7*)	$\widehat{dax}_t = 0,030 - 0,626 \cdot vdax_t$ (2,41) (-24,53)	0,626
(5.8)	$\widehat{vdax}_t = -0,155 - 0,987 \cdot dax_t + 0,215 \cdot dax_t $ (-4,93) (-29,97) (5,33)	0,641

Hinweise: Untersuchungszeitraum umfasst 4. Januar 2010 bis 17. Oktober 2024 (mit 3759 Tageswerten). Unter den jeweiligen Regressionskoeffizienten sind die t -Statistiken der Kleinst-Quadrate-Schätzer in Klammern ausgewiesen. Bei der Berechnung der Standardfehler wird die Autokorrelations- und Heteroskedastie-Korrektur nach Newey-West berücksichtigt, da signifikante Autokorrelation und Heteroskedastizität in den Regressionsresiduen festgestellt wurden. Die Ablehnung der Normalverteilungsannahme der Residuen ist unproblematisch, da aufgrund der großen Anzahl an Beobachtung die Normalverteilung der Punktschätzer approximativ angenommen werden kann.

Für den Beobachtungszeitraum nach der Weltfinanzkrise ergibt sich eine wechselseitig signifikante (1%-Niveau) negative Abhängigkeit zwischen den Veränderungen des VDAX-NEW und den zeitgleichen DAX-Renditen. Der geschätzte Koeffizient in (5.8) impliziert, dass ein Anstieg der täglichen Rendite des DAX um 1 %-Punkt *ceteris paribus* mit einem Rückgang des VDAX-NEW um durchschnittlich rd. einem Indexpunkt verbunden ist; während ein Anstieg des Volatilitätsindex um einen Punkt mit einem Rückgang der DAX-Rendite in Höhe von im Mittel 0,626 %-Punkten (5.7*) einhergeht. Da der Regressionskoeffizient der Zuwächse des VDAX-NEW in (5.7) ein negatives Vorzeichen innehat, wäre dieser Befund mit der Volatility-Feedback-Hypothese vereinbar, wonach eine veränderte Volatilitätseinschätzung eine Renditeänderung in die entgegengesetzte Richtung auslöst. Umgekehrt belegt der negative Regressionskoeffizient der DAX-Rendite in (5.8) den Leverage-Effekt am deutschen Aktienmarkt, das bedeutet, dass Bewegungen in den Aktienrenditen konträre Änderungen in der impliziten Volatilität auslösen. Der Einfluss der Geldmarktzinsen (erste Differenzen des 3-Monats-Euribor) war in allen hochfrequenten Modellen nicht signifikant (5%-Niveau) von Null verschieden. Mit 64,1% zeichnet sich das Modell zur Erklärung des VDAX-NEW durch eine etwas bessere Anpassung aus. Jedoch können auch mehr als 60% der Varianz der täglichen DAX-Renditen durch eine lineare Abhängigkeit von den Schwankungen des Volatilitätsindex erklärt werden.

Ein signifikanter asymmetrischer Zusammenhang ist nur für die Erklärung der Änderungen der impliziten Volatilität (5.8) vorhanden. Mit 0,215 weist der Koeffizient der kontemporären absoluten Beträge der DAX-Renditen das erwartete positive Vorzeichen auf. Dieser empirische Befund steht im Einklang mit verhaltenstheoretischen Erklärungen wie der Verlustaversion gemäß der Cumulative-Prospect-Theorie oder der Überschussnachfrage nach Put-Indexoptionen in Krisenzeiten, die steigenden Optionspreisen und somit zu einem Anstieg der impliziten Volatilität führt.

Die Tab. 3 und 4 bilden ab, wie VDAX-NEW auf extreme DAX-Renditen reagiert. Tab. 4 zeigt dabei die zehn größten Rückgänge des DAX; Tabelle 5 gibt die zehn höchsten DAX-Renditen im Zeitraum 04.01.2010 bis 17.10.2024 wieder. Die zehn extrem negativen DAX-Renditen sind zum Teil mit sehr spürbaren Anstiegen im Volatilitätsindex verbunden. Bei einem mittleren Rückgang des DAX von 6,65% steigt der VDAX-NEW im Mittel der zehn Tage um 8,39 Punkte. Für die zehn höchsten DAX-Renditen von im Mittel 5,92% ergibt sich dagegen ein mittlerer Rückgang des VDAX-NEW von 4,73 Punkten. Auch bei Betrachtung der extremen DAX-Veränderungen zeigt sich wiederum der bereits festgestellte asymmetrische Effekt, für den die negativen DAX-Renditen mit einem deutlich höheren Anstieg des Volatilitätsindex VDAX-NEW einhergehen als positive Renditen mit einem Rückgang verbunden sind.

Tab. 3: Absolute Veränderungen des VDAX-NEW für die zehn negativsten DAX-Renditen im Zeitraum 04.01.2010 bis 17.10.2024

Datum	DAX-Rendite	Veränderung VDAX-NEW	VDAX-NEW Endstand
12.03.2020	-13,05	17,36	70,76
09.03.2020	-8,28	14,95	54,93
24.06.2016	-7,07	2,11	32,52
18.08.2011	-5,99	10,69	43,96
18.03.2020	-5,73	3,74	82,22
16.03.2020	-5,45	11,72	86,01
05.09.2011	-5,42	5,91	44,61
10.08.2011	-5,27	2,93	48,74
08.08.2011	-5,15	6,26	41,58
01.11.2011	-5,13	8,39	42,07
Mittelwert	-6,65	8,41	54,74

Tab. 4: Absolute Veränderungen des VDAX-NEW für die zehn positivsten DAX-Renditen im Zeitraum 04.01.2010 bis 17.10.2024

Datum	DAX-Rendite	Veränderung VDAX-NEW	VDAX-NEW Endstand
24.03.2020	10,41	-10,55	54,07
09.03.2022	7,62	-3,219	40,28
06.04.2020	5,60	-3,55	43,75
18.05.2020	5,52	-4,70	33,20
27.10.2011	5,21	-6,52	30,58
10.05.2010	5,16	-5,40	33,17
27.09.2011	5,16	-3,38	46,58
30.11.2011	4,86	-1,83	33,85
25.08.2015	4,85	-6,24	32,05
09.11.2020	4,82	-1,93	26,01
Mittelwert	5,92	-4,73	37,35

Als nächstes wird die wechselseitige Granger-Kausalität überprüft, d. h., ob die zeitverzögerten täglichen DAX-Renditen einen Mehrwert bei der Vorhersage der Zuwächse des VDAX-NEW liefern (und umgekehrt). Hierbei findet ein Vektorautoregressives (VAR)-Modell Anwendung. Die Bestimmung der Ordnung des VAR-Modells wird mittels des Hannan-Quinn-Kriteriums vorgenommen. Da das HQC-Kriterium für eine Lag-Länge von sieben Perioden sein Minimum erreicht, werden für alle endogenen Variablen die um bis zu sieben Tage verzögerten Werte als erklärende Variablen aufgenommen. Im Gegensatz zu den Informationskriterien von Akaike (bzw. Schwarz) führt das Kriterium von Hannan-Quinn zu kleineren (bzw. größeren) Modellspezifikationen, weil hier die Anzahl an Modellparametern einer stärkeren (bzw. schwächeren) Bestrafung unterliegt. Steht bei der Analyse die Out-of-Sample-Prognosefähigkeit im Vordergrund sollte als Modellselektionskriterium das von Schwarz (BIC) herangezogen werden. Die Durchführung des Granger-Kausalitätstests basiert auf der F-Statistik eines VAR(7)-Modells, das unter der Nullhypothese (keine Granger-Kausalität) einer F-Verteilung mit den entsprechenden Freiheitsgraden folgt. Die Ergebnisse der VAR-Schätzung auf Tagesdatenbasis sind in Tab. 5 dargelegt.

Tab. 5: Übersicht des geschätzten VAR(7)-Modells auf Tagesdatenbasis

	$\widehat{dax}_t$	t -Wert	$\widehat{vdax}_t$	t -Wert
d_VDAX_1	0,019	0,50	0,045	0,66
d_VDAX_2	-0,011	-0,33	-0,056	-1,09
d_VDAX_3	-0,018	-0,45	0,011	0,18
d_VDAX_4	0,001	0,01	-0,085*	-1,76
d_VDAX_5	-0,053	-1,46	0,078	1,34
d_VDAX_6	0,036	1,04	-0,090*	-1,83
d_VDAX_7	-0,001	-0,04	-0,004	-0,10
ld_DAX_1	0,036	0,83	0,052	0,81
ld_DAX_2	-0,003	-0,08	-0,026	-0,50
ld_DAX_3	-0,013	-0,36	0,034	0,68
ld_DAX_4	-0,026	-0,70	-0,060	-1,17
ld_DAX_5	-0,061	-1,55	0,112**	1,97
ld_DAX_6	0,006	0,15	-0,038	-0,77
ld_DAX_7	0,048	1,33	-0,011	-0,24
$R^2_{adj.}$	0,004	[0,839]	0,009	[0,513]

Hinweise: Untersuchungszeitraum umfasst 4. Januar 2010 bis 17. Oktober 2024 (mit 3759 Tageswerten). Neben den jeweiligen Regressionskoeffizienten sind die t -Statistiken der Kleinst-Quadrate-Schätzer ausgewiesen. Bei der Berechnung der Standardfehler wird die Autokorrelations- und Heteroskedastie-Korrektur nach Newey-West berücksichtigt, da signifikante Autokorrelation und Heteroskedastizität in den Regressionsresiduen festgestellt wurden. In den eckigen Klammern sind die relevanten p-Werte der Granger-Kausalitätstests abgebildet. ***/**/* bezeichnet statistische Signifikanz zum 1%/5%/10%-Niveau.

Auf dem 5%-Niveau trägt keine verzögerte Wachstumsrate zur Erklärung der DAX-Renditen bei. Zwar weisen mehrere Lags der Zuwächse des Volatilitätsindex entsprechend der Volatility-Feedback-Hypothese ein negatives Vorzeichen auf; sie sind aber nicht signifikant von Null verschieden. Demgegenüber übt entgegen dem Leverage-Effekt die zeitliche Verzögerung 5 (Tag der Vorwoche) der Rendite des DAX einen schwachen und signifikanten, aber positiven Einfluss auf die Zuwächse des VDAX-NEW aus. Darüber hinaus zeigt sich die Mean-Reversion-Eigenschaft zumindest auf dem 10%-Niveau nur für den VDAX-NEW. Als nächstes soll mittels des Granger-Kausalitätstests überprüft werden, ob eine eindeutige Ursache-Wirkungs-Beziehung zwischen den DAX-Renditen und den Zuwächsen des VDAX-NEW besteht. Wird eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% zugrundegelegt, lassen sich bei der Analyse mit Tagesdaten keine Granger-Kausalitäten erkennen, d. h. die

DAX-Renditen liefern keinen Mehrwert zur Prognose des VDAX-NEW (und umgekehrt). Mit Werten für das bereinigte Bestimmtheitsmaß von jeweils unter 1% hat das VAR(7)-Modell lediglich einen sehr schwachen Erklärungsgehalt, wobei die Gleichung zur Erklärung der Änderungen des VDAX-NEW eine geringfügig bessere Anpassung innehat.

Eine Begründung, warum keine verzögerten Werte der Zuwächse des Volatilitätsindex VDAX-NEW im VAR-Modell signifikante Wirkung auf die DAX-Renditen entfalten, resultiert aus der Markteffizienzhypothese. Die Preisfindung auf effizienten Aktienmärkten entsteht durch Angebot und Nachfrage der Akteure mit rationalen Entscheidungen. In den Finanzmarktkursen sind alle frei vorhandenen Informationen eingepreist.⁴⁷ Kein Marktteilnehmer hat einen Informationsvorteil, indem er über mehr Informationen als ein anderer Teilnehmer verfügt. Der am Markt gegebene Preis für ein Wertpapier ist folglich immer der faire Wert, da jegliche vergangenen Informationen eingepreist sind. Sobald eine neue Information bekannt wird, reagiert der Preis eines Wertpapiers unmittelbar darauf. Dementsprechend sollten die Modelle keine verzögerten Variablen inkludieren. Denn eine Änderung des VDAX-NEW, die auf der Annahme basiert, dass eine Änderung des DAX erwartet wird, würde sofort in den aktuellen DAX eingepreist werden und nicht erst nach den 30 Tagen, die der VDAX-NEW voraussagt.

Im Folgenden wird auf die Vorhersagefähigkeit der wechselseitigen Beziehung zwischen DAX-Renditen und den Zuwächsen des VDAX-NEW eingegangen. In statischen Zeitreihenmodellen wie in (5.7) und (5.8) wäre eine Prognose auf der Grundlage der geschätzten Regressionsmodelle wenig zweckmäßig, da kontemporäre Werte der exogenen Variablen aus Tab. 2 vorliegen müssten. Als Alternative würde sich einerseits das Vorgehen von Tallau (2011) anbieten, der für den deutschen Aktienmarkt realisierte DAX-Renditen für die Zeithorizonte 1, 5, 20, 60 sowie 120 Tage betrachtet und deren Zusammenhang mit dem Stand des VDAX-NEW analysiert. Für den Untersuchungszeitraum 1992 bis 2008 signalisieren extrem hohe Stände des VDAX-NEW überverkauften Marktsituationen, bei denen im Mittel positive zukünftige tägliche DAX-Renditen (zukünftige Kurssteigerungen) erzielt werden können.⁴⁸ Andererseits bietet die Vektorautoregression die Möglichkeit, Vorhersagen aus der Vergangenheit aller Modellvariablen durchzuführen. Dies setzt sinnvollerweise VAR-Modelle mit adäquater Anpassungsgüte voraus, die das geschätzte VAR(7)-Modell nicht liefert.

⁴⁷ Vgl. Cuthbertson / Nitzsche (2004), S. 53f.

⁴⁸ Vgl. Tallau (2011), S. 14ff.

7.2 Ergebnisse für Monatsdaten

In diesem Abschnitt wird der gegenseitige Einfluss von den DAX-Renditen und den Zuwächsen des Volatilitätsindex VDAX-NEW auf der Grundlage von Monatsdaten untersucht. Hierbei werden monetäre Kontrollvariablen wie die Geld- und Kapitalmarktzinsen, die Geldmenge und die Inflation berücksichtigt. Bevor im Weiteren auf die unterschiedlichen Modellschätzungen näher eingegangen wird, stellt zuvor Abb. 7 den Zusammenhang zwischen Rendite und impliziter Volatilität am deutschen Aktienmarkt für den Zeitraum Januar 2010 bis Oktober 2024 dar.

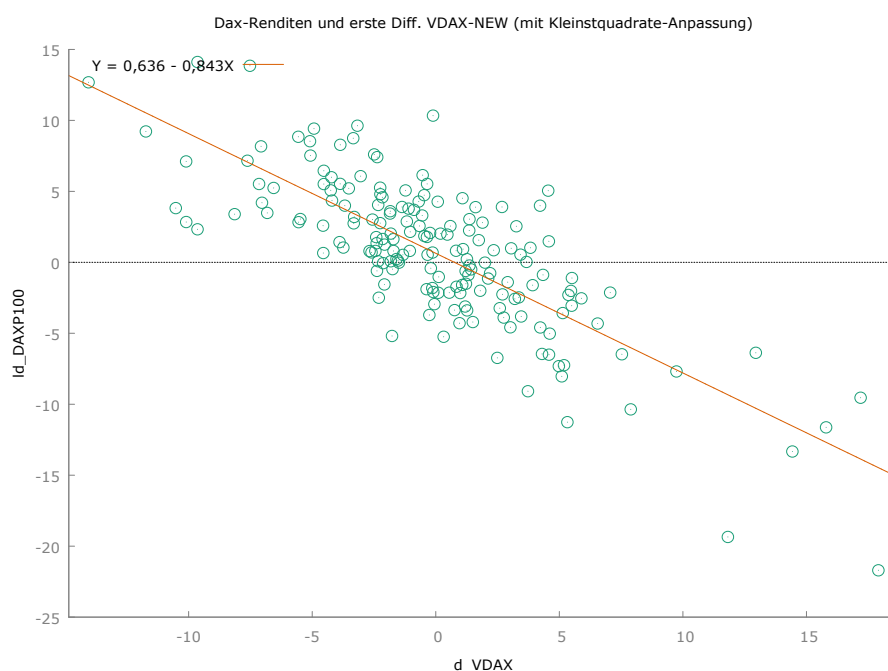


Abb. 7: Streudiagramm der monatlichen DAX-Renditen und Veränderungen des VDAX-NEW

Quelle: eigene Darstellung

Visuell wird auch auf für die niederfrequenteren Monatsdaten ein stark negativer und zugleich linearer Zusammenhang beider Finanzmarktzeitreihen deutlich, wobei die Korrelation etwas niedriger ausfällt als bei den Tageswerten. Die fallende Kleinste-Quadrate-Linie (rote Linie) passt sich erneut gut an die Punktwolke an und signalisiert in beide Richtungen jeweils einen negativen Regressionskoeffizienten. Als Folge der Mittelung der Tageswerte üben extreme Beobachtungen der DAX-Renditen und Änderungen des VDAX-NEW einen weniger großen Einfluss auf die Modellschätzungen aus. Die Verwendung linearer Regressionsmodelle zur Analyse der Rendite-Risiko-Beziehung erscheint ebenso für die monatlichen Werte als adäquate funktionale Form.

Tab. 6: Übersicht der geschätzten linearen Regressionsmodelle auf Monatsdatenbasis

Modell	Geschätztes Modell	$R^2_{adj.}$
(5.7)	$\widehat{dax}_t = 1,060 - 0,828 \cdot vdax_t - 0,119 \cdot vdax_t $ (3,35) (-14,85) (-1,79)	0,620
(5.7*)	$\widehat{dax}_t = 0,636 - 0,843 \cdot vdax_t$ (2,68) (-15,31)	0,617
(5.8)	$\widehat{vdax}_t = -0,073 - 0,727 \cdot dax_t + 0,097 \cdot dax_t $ (-0,28) (-13,55) (1,76)	0,619
(5.8*)	$\widehat{vdax}_t = 0,459 - 0,734 \cdot dax_t$ (2,38) (-12,75)	0,616

Hinweise: Untersuchungszeitraum umfasst Januar 2010 bis Oktober 2024 (mit 178 Monatswerten). Unter den jeweiligen Regressionskoeffizienten sind die t -Statistiken der Kleinst-Quadrate-Schätzer in Klammern ausgewiesen. Bei der Berechnung der Standardfehler wird die Autokorrelations- und Heteroskedastie-Korrektur nach Newey-West berücksichtigt, da signifikante Autokorrelation und Heteroskedastizität in den Regressionsresiduen festgestellt wurden. Die Ablehnung der Normalverteilungsannahme der Residuen ist unproblematisch, da aufgrund der hinreichend großen Anzahl an Beobachtung die Normalverteilung der Punktschätzer approximativ angenommen werden kann.

Für den Zeitraum nach der globalen Finanzkrise ergibt sich eine wechselseitig signifikante (1%-Niveau) negative Abhängigkeit zwischen den Veränderungen des VDAX-NEW und den zeitgleichen DAX-Renditen. Der geschätzte Koeffizient in (5.8*) impliziert, dass ein Anstieg der monatlichen Rendite des DAX um 1 %-Punkt ceteris paribus mit einem Rückgang des Monatsmittel des VDAX-NEW um durchschnittlich 0,734 Indexpunkte verbunden ist; während ein Anstieg des Volatilitätsindex um einen Punkt mit einem Rückgang der DAX-Rendite in Höhe von im Mittel 0,843 %-Punkten (5.7*) einhergeht. Die Vorzeichen der Regressionskoeffizienten decken sich mit denen der höherfrequenten Regressionsmodelle und stehen erneut im Einklang mit den kapitalmarkttheoretischen Ausführungen zum Leverage-Effekt und zur Volatility-Feedback-Hypothese. Der Einfluss der Kontrollvariablen war in allen Modellen nicht signifikant (5%-Niveau). Der asymmetrische Charakter des negativen Zusammenhangs ist bei der Analyse auf Monatsdatenbasis weniger stark ausgeprägt und in beide Richtungen auf dem 5%-Niveau nicht signifikant von Null verschieden. Die korrigierten Bestimmtheitsmaße zur Erklärung des VDAX-NEW signalisieren für die monatlichen Zeitreihen einen etwas geringeren Erklärungsgehalt.

Als nächstes wird die wechselseitige Granger-Kausalität überprüft, d. h., ob die zeitverzögerten monatlichen DAX-Renditen einen Mehrwert bei der Vorhersage der Zuwächse des VDAX-NEW liefern (und umgekehrt). Da das HQC-Kriterium für eine Lag-Länge von einer Periode sein Minimum erreicht, werden für alle endogenen Variablen die um bis zu einem Monat verzögerten Werte als erklärende Variablen aufgenommen. Die Durchführung des Granger-Kausalitätstests basiert auf der F-Statistik eines VAR(1)-Modells, das unter der Nullhypothese (keine Granger-Kausalität) einer F-Verteilung mit den entsprechenden Freiheitsgraden folgt. Die Ergebnisse der VAR-Schätzung auf Monatsdatenbasis sind in Tab. 7 dargelegt.

Tab. 7: Übersicht des geschätzten VAR(1)-Modells auf Monatsdatenbasis

	$\widehat{dax}_t$	t -Wert	$\widehat{vdax}_t$	t -Wert
const	1,235	2,60	-0,826	-1,80*
d_VDAX_1	-0,143	-0,72	-0,139	-0,80
ld_DAX_1	-0,106	-0,73	0,059	0,40
ld_M1	-76,20	-1,23	125,76	1,89*
d_EUR3M	-8,46	-1,66	7,93	2,09**
$R^2_{adj.}$	0,012	[0,474]	0,045	[0,691]

Hinweise: Untersuchungszeitraum umfasst Januar 2010 bis Oktober 2024 (mit 178 Monatswerten). Neben den jeweiligen Regressionskoeffizienten sind die t -Statistiken der Kleinst-Quadrate-Schätzer ausgewiesen. Bei der Berechnung der Standardfehler wird die Autokorrelations- und Heteroskedastie-Korrektur nach Newey-West berücksichtigt, da signifikante Autokorrelation und Heteroskedastizität in den Regressionsresiduen festgestellt wurden. In den eckigen Klammern sind die relevanten p-Werte der Granger-Kausalitätstests abgebildet. ***/**/* bezeichnet statistische Signifikanz zum 1%/5%/10%-Niveau.

Auf dem 5%-Niveau trägt keine verzögerte Wachstumsrate zur Erklärung der DAX-Renditen bei. Zwar weist der Lag 1 der Zuwächse des VDAX-NEW entsprechend der Volatility-Feedback-Hypothese ein negatives Vorzeichen auf; er ist aber nicht signifikant von Null verschieden. Die Rendite des DAX im Vormonat zeigt keinen signifikant negativen Leverage-Effekt auf die Zuwächse des Volatilitätsindex an. Auch die Mean-Reversion-Eigenschaft wird in beiden Gleichungen abgelehnt. Selbst auf dem 10%-Niveau, lassen sich bei der Analyse mit Monatsdaten keine Granger-Kausalitäten erkennen, d. h. die DAX-Renditen liefern keinen Mehrwert zur Prognose des VDAX-NEW (und umgekehrt). Hingegen üben der 3-Monats-Euribor und die Geldmenge M1 einen signifikant positiven Einfluss auf die implizite Volatilität aus. Mit Werten für das bereinigte Bestimmtheitsmaß von 1,2% bzw. 4,5% hat das VAR(1)-Modell nur einen geringen Erklärungsgehalt, wobei die Gleichung zur Erklärung der Änderungen des VDAX-NEW eine bessere Anpassung signalisiert.

8 Fazit

In diesem Beitrag wurde der wechselseitige Zusammenhang zwischen Rendite und impliziter Volatilität am deutschen Aktienmarkt empirisch untersucht. Hierfür wurde die Berechnungsmethodik der beiden Kapitalmarktindizes skizziert und zwei zeitreihenökonomische Ansätze verfolgt, die aus unterschiedlichen Kapitalmarkthypothesen zur Interdependenz zwischen dem Volatilitätsindex VDAX-NEW und seinem zugrundeliegenden Basiswert DAX abgeleitet wurden.

Der im nationalen wie internationalen Kontext dokumentierte asymmetrische negative Zusammenhang zwischen den Renditen bzw. Veränderungen der impliziten Volatilitätsindizes und den dazu korrespondierenden Aktienmarktindizes konnte auch am deutschen Markt für den Zeitraum nach der globalen Finanzkrise ab dem Jahr 2010 nachgewiesen werden. Sowohl auf Tages- als auch auf Monatsdatenbasis konnte eine gegenseitig signifikante negative und zugleich kontemporäre Abhängigkeit zwischen den Veränderungen des VDAX-NEW und den zeitgleichen DAX-Renditen geschätzt werden. Diese Feststellung steht einerseits mit dem Leverage-Effekt und andererseits mit dem Volatility-Feedback-Effekt im Einklang, die jeweils eine divergente Ursache-Wirkungs-Beziehung postulieren. Eine plausible Erklärung für die beobachteten Asymmetrien liefert u.a. Whaley (2000). Demnach kaufen Investoren in schwierigen Marktphasen (mit negativen Aktienmarktrenditen) verstärkt Put-Optionen auf den Aktienindex, um damit ihr vorhandenes Aktienengagement abzusichern. Die Überschussnachfrage nach Put-Indexoptionen führt zu steigenden Optionspreisen und damit zu einer Zunahme des impliziten Volatilitätsindex. Da diese Argumentation für die umgekehrte Richtung als nicht sinnvoll erscheint, könnte sich somit das Phänomen erklären lassen, dass der Anstieg der impliziten Volatilitäten bei negativen Aktienmarktrenditen dem Betrag nach stärker ausfällt als der Rückgang bei positiven Aktienmarktrenditen. Zudem ist der beobachtete asymmetrische Zusammenhang auch mit der verhaltenstheoretischen Erklärung durch die Verlustaversion vereinbar. Mit der Loss-Aversion kommt in der Cumulative Prospect-Theorie zum Ausdruck, dass die negativen Auswirkungen eines Verlustes als wesentlich bedeutsamer empfunden werden als die positiven Auswirkungen eines betragsmäßig gleichen Gewinns. Darüber hinaus stellt die implizite Volatilität nach Whaley (2000) einen Angstindikator dar, mit der die betragsmäßig stärkere Zunahme der impliziten Volatilität bei einer negativen Aktienmarktrendite im Vergleich zur Abnahme der impliziten Volatilität bei einer betragsmäßig gleichen positiven Aktienmarktrendite begründet werden könnte. Der asymmetrische Charakter des negativen Zusammenhangs von DAX und VDAX-NEW ist bei der Analyse auf Monatsdatenbasis weniger stark ausgeprägt als bei den Modellen mit Tageswerten.

In weitergehenden Analysen wurde untersucht, ob vergangene DAX-Renditen ein Potenzial zur Erklärung der VDAX-NEW-Zuwächse besitzen (und umgekehrt). Methodisch kamen VAR-Modelle zum Einsatz, die auch zur Durchführung von Granger-Kausalitätsanalysen geeignet sind. Der größte (negative) Einfluss zeigte sich bei der um fünf Tage verzögerten DAX-Rendite auf die Veränderung des VDAX-NEW. Dieser empirische Befund wäre mit der Leverage-Effekt-Hypothese vereinbar. Insgesamt verfügen die zeitverzögerten Variablen lediglich über einen geringen Mehrwert bei der Erklärung der täglichen DAX-Renditen sowie der Zuwächse des VDAX-NEW. Auch ihre Mean-Reversion-Eigenschaft wurde für den Beobachtungszeitraum weitestgehend abgelehnt. Der fehlende Einfluss der zurückliegenden impliziten Volatilität auf die DAX-Renditen kann mit der Markteffizienzhypothese begründet werden. Im Weiteren waren bei den Modellen mit Tages- und Monatsdaten auch keine Granger-Kausalität zu erkennen, d. h. die DAX-Renditen liefern keinen Mehrwert zur Prognose der Änderungen des VDAX-NEW (und umgekehrt). Kontrollvariablen wie die Geldmenge M1, die Inflationsrate oder Geld- und Kapitalmarktzinsen trugen nur unwesentlich zur Erklärung und Prognose der interdependenten Beziehung zwischen Rendite und impliziter Volatilität am deutschen Aktienmarkt seit der Weltfinanzkrise bei.

Offen bleibt hingegen, ob der gemessene schwache Erklärungsgehalt (von rd. 1% für die vektorautoregressiven Modelle mit täglichen Daten bis 4,5% für das VAR-Modell mit monatlicher Periodizität) der Zusammenhänge zwischen zeitverzögerten Aktienmarktrenditen und impliziten Volatilitäten ausreicht, um auf deren Grundlage mit volatilitätsbasierten Handelsstrategien eine Überrendite zu erzielen. Eine entsprechende Analyse könnte Gegenstand zukünftiger Untersuchungen sein.

Literaturverzeichnis

Auer, Ludwig v. (2016): Ökonometrie. Eine Einführung, 7. Auflage, Springer.

Carr, Peter / Wu, Luiren (2017): Leverage Effect, Volatility Feedback, and Self-Exciting Market Disruptions, in: Journal of Financial and Quantitative Analysis, Jg. 52, Nr. 5, S. 2119- 2156.

Cuthbertson, Keith / Nitzsche, Dirk (2004): Quantitative Financial Economics. Stocks, Bonds & Foreign Exchange, 2. Auflage, Wiley.

Demeterfi, Kresimir / Derman, Emanuel / Kamal, Michael / Zou, Joseph (1999): More than You Ever Wanted to Know about Volatility Swaps, in: Goldman Sachs Quantitative Strategies Research Note Vol. 41, S. 1-56.

Deutsche Börse (2007): Leitfaden zu den Volatilitätsindizes der Deutschen Börse.

<https://www.wertpapier-forum.de/applications/core/interface/file/attachment.php?id=32989>.

Deutsche Börse (o.J.): DAX-Index – Benchmark und Barometer für die deutsche Wirtschaft.

<https://deutsche-boerse.com/dbg-de/media/deutsche-boerse-spotlights/spotlight/DAX-Index-Benchmark-und-Barometer-f-r-die-deutsche-Wirtschaft-148654>.

Deutsche Bundesbank (2024): Umlaufrendite inländ. Inhaberschuldverschreibungen/ Insgesamt/ Monatswerte. [https://www.bundesbank.de/dynamic/action/de/statistiken/zeitreihen-](https://www.bundesbank.de/dynamic/action/de/statistiken/zeitreihen-datenbanken/zeitreihen-Datenbank/723452/723452?tsId=BBSIS.M.I.UMR.RD.EUR.A.B.A.A.R.A.A._Z._Z.A&statisticType=BBK ITS&tsTab=0)

[datenbanken/zeitreihen-](https://www.bundesbank.de/dynamic/action/de/statistiken/zeitreihen-datenbanken/zeitreihen-Datenbank/723452/723452?tsId=BBSIS.M.I.UMR.RD.EUR.A.B.A.A.R.A.A._Z._Z.A&statisticType=BBK ITS&tsTab=0)

[Datenbank/723452/723452?tsId=BBSIS.M.I.UMR.RD.EUR.A.B.A.A.R.A.A._Z._Z.A&statisticTy](https://www.bundesbank.de/dynamic/action/de/statistiken/zeitreihen-datenbanken/zeitreihen-Datenbank/723452/723452?tsId=BBSIS.M.I.UMR.RD.EUR.A.B.A.A.R.A.A._Z._Z.A&statisticType=BBK ITS&tsTab=0)

p=BBK ITS&tsTab=0.

Dichtl, Hubert / Drobetz, Wolfgang (2012): Zur Rendite-Risiko-Beziehung am deutschen Aktienmarkt - Eine empirische Analyse der Beziehung zwischen dem Deutschen Aktienindex DAX und dem Volatilitätsindex VDAX, in: Kredit und Kapital, 45. Jahrgang, Heft 3, S. 373-406.

Dörres, Sandra (2021): Börse: Was beeinflusst eigentlich den Aktienkurs?,

<https://www.abendzeitung-muenchen.de/mehr/geld/boerse-was-beeinflusst-eigentlich-den-aktienkurs-art-710938>.

Dreger, Christian / Kosfeld, Reinhold / Eckey, Hand- Friedrich (2014): Ökonometrie. Grundlagen – Methoden – Beispiele, 5. überarbeitete und aktualisierte Auflage, Gabler.

European Central Bank (2024a): Euribor 3-month - Historical close, average of observations through period.

https://data.ecb.europa.eu/data/datasets/FM/FM.M.U2.EUR.RT.MM.EURIBOR3MD_.HSTA.

European Central Bank (2024b): Monetary aggregate M1 vis-a-vis euro area non-MFI excl. central gov. reported by MFI & central gov. & post office giro Inst. in the euro area (stock).

<https://data.ecb.europa.eu/data/datasets/BSI/BSI.M.U2.Y.V.M10.X.1.U2.2300.Z01.E>.

European Central Bank (2024c): Monetary aggregate M3 vis-a-vis euro area non-MFI excl. central gov. reported by MFI & central gov. & post office giro Inst. in the euro area (stock),

<https://data.ecb.europa.eu/data/datasets/BSI/BSI.M.U2.Y.V.M30.X.1.U2.2300.Z01.E>.

Finanzen.net (2024a): VDAX-NEW. https://www.finanzen.net/index/vdax_new/historisch.

Finanzen.net (2024b): DAX 40. <https://www.finanzen.net/index/dax/historisch>.

Frijns, Bart/ Tallau, Christian/ Tourani- Rad, Alireza (2008): The Information Content of Implied Volatility: Evidence from Australia. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1246142.

Giot, Pierre (2005): Relationship Between Implied Volatility Indexes and Stock Index Returns, in: Journal of Portfolio Management. Vol. 31, Issue 3, S. 92- 100.

Kill, Roland (2020a): Historische Volatilität, in: Gramlich, Ludwig/ Gluchowski, Peter/ Horsch, Andreas/ Schäfer, Klaus/ Waschbusch, Gerd (Hrsg.): Gabler Banklexikon (A-J). Bank – Börse – Finanzierung, 15. Auflage, Gabler.

Kill, Roland (2020b): Implizite Volatilität, in: Gramlich, Ludwig/ Gluchowski, Peter/ Horsch, Andreas/ Schäfer, Klaus/ Waschbusch, Gerd (Hrsg.): Gabler Banklexikon (A-J). Bank – Börse – Finanzierung, 15. Auflage, Gabler.

Kill, Roland (2020c): Volatilität, in: Gramlich, Ludwig/ Gluchowski, Peter/ Horsch, Andreas/ Schäfer, Klaus/ Waschbusch, Gerd (Hrsg.): Gabler Banklexikon (K-Z). Bank – Börse – Finanzierung, 15. Auflage, Gabler.

Kirchgässner, Gebhard / Wolters, Jürgen / Hassler, Uwe (2012): Introduction to Modern Time Series Analysis, 2. Auflage, Springer.

Lee, Bong Soo / Ryu, Doojin (2013): Stock Returns and Implied Volatility: A New VAR Approach, in: Economics - The Open-Access, Open-Assessment E-Journal, Vol. 7, S. 1-20.

Lindmayer, Philipp / Dietz, Hans- Ulrich (2020): Geldanlage und Steuer 2020. Bewährte und innovative Konzepte. Tools für Anleger und Berater. Gabler.

Low, Cheekiat (2004): The Fear and Exuberance from Implied Volatility of S&P 100 Index Options, in: Journal of Business, Vol. 77, S. 527-546.

Lütkepohl, Helmut (2006): New Introduction to Multiple Time Series Analysis, Springer.

Malitte, Jürgen / Schreiber, Sven (2019): Ökonometrie verstehen mit Gretl – Eine Einführung mit Anwendungsbeispielen, Springer.

Nastansky, Andreas (2012): Regression integrierter Zeitreihen am Beispiel einer kointegrierten Konsumfunktion, in: WiSt (Wirtschaftswissenschaftliches Studium), Heft 7, S. 367-373.

Nastansky, Andreas (2014): Kointegration in vektorautoregressiven Modellen, in: WiSt (Wirtschaftswissenschaftliches Studium), Heft 4, S. 202-208.

Schmid, Friedrich / Trede, Mark (2006): Finanzmarktstatistik, Springer.

Schöne, Andre (2010): Zum Informationsgehalt der Volatilitätsindizes VDAX und VDAX-New der Deutsche Börse AG, in: Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, Vol. 62, S. 625-661.

Shaikh, Imlak / Padhi, Puja (2014): Intertemporal relationship between India VIX and Nifty equity index. https://www.researchgate.net/publication/268882433_Inter-temporal_relationship_between_India_VIX_and_Nifty_equity_index.

Statistisches Landesamt Baden-Württemberg (2024). Konjunktur und Preise. Verbraucherpreisindex. <https://www.statistik-bw.de/GesamtwBranchen/KonjunktPreise/VPI-LR.jsp>.

Stoxx Ltd. (2022): Guide to the DAX Equity Indices. Formerly known as Guide to the Equity Indices of Deutsche Börse AG. https://www.dax-indices.com/document/Resources/Guides/DAX_Equity_Indices.pdf.

Stoxx Ltd. (2024): DAX. Die Benchmark für deutsche Aktien – seit über 30 Jahren. <https://stoxx.com/index/dax/>.

Tallau, Christian (2011): Volatilitätsprognosen auf Basis der DAX-Volatilitätsindizes, in: Kredit und Kapital, 44. Jahrgang, Heft 1, S. 47-74.

Tallau, Christian (2012): Zum Zusammenhang von DAX-Rendite und dem Volatilitätsindex VDAX-NEW. <http://www.quantil-consulting.de/downloads/Zum-Zusammenhang-von-DAX-Renditen-und-dem-Volatilitaetsindex-VDAX-NEW.pdf>.

Teitge, J. / Nastansky, A. (2011): Interdependenzen in den Renditen DAX-notierter Unternehmen, in: Statistische Diskussionsbeiträge, Nr. 47.

Whaley, Robert (2000): The Investor Fear Gauge. [https://denvertradinggroup.com/wp-content/uploads/dtg-platinum/Trading/fear_gauge%20\(VIX-VXN\).pdf](https://denvertradinggroup.com/wp-content/uploads/dtg-platinum/Trading/fear_gauge%20(VIX-VXN).pdf).

UNIVERSITÄT POTSDAM
STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE
Herausgeber: Andreas Nastansky

- | | | |
|--------|------|---|
| Nr. 1 | 1995 | Strohe, Hans Gerhard: Dynamic Latent Variables Path Models
- An Alternative PLS Estimation - |
| Nr. 2 | 1996 | Kempe, Wolfram. Das Arbeitsangebot verheirateter Frauen in den neuen und alten Bundesländern - Eine semiparametrische Regressionsanalyse |
| Nr. 3 | 1996 | Strohe, Hans Gerhard: Statistik im DDR-Wirtschaftsstudium zwischen Ideologie und Wissenschaft |
| Nr. 4 | 1996 | Berger, Ursula: Die Landwirtschaft in den drei neuen EU-Mitgliedsstaaten Finnland, Schweden und Österreich - Ein statistischer Überblick |
| Nr. 5 | 1996 | Betzin, Jörg: Ein korrespondenzanalytischer Ansatz für Pfadmodelle mit kategorialen Daten |
| Nr. 6 | 1996 | Berger, Ursula: Die Methoden der EU zur Messung der Einkommenssituation in der Landwirtschaft - Am Beispiel der Bundesrepublik Deutschland |
| Nr. 7 | 1997 | Strohe, Hans Gerhard / Geppert, Frank: Algorithmus und Computerprogramm für dynamische Partial Least Squares Modelle |
| Nr. 8 | 1997 | Rambert, Laurence / Strohe, Hans Gerhard: Statistische Darstellung transformationsbedingter Veränderungen der Wirtschafts- und Beschäftigungsstruktur in Ostdeutschland |
| Nr. 9 | 1997 | Faber, Cathleen: Die Statistik der Verbraucherpreise in Rußland
- Am Beispiel der Erhebung für die Stadt St. Petersburg |
| Nr. 10 | 1998 | Nosova, Olga: The Attractiveness of Foreign Direct Investment in Russia and Ukraine
- A Statistical Analysis |
| Nr. 11 | 1999 | Gelaschwili, Simon: Anwendung der Spieltheorie bei der Prognose von Marktprozessen |
| Nr. 12 | 1999 | Strohe, Hans Gerhard / Faber, Cathleen: Statistik der Transformation - Transformation der Statistik. Preisstatistik in Ostdeutschland und Rußland |
| Nr. 13 | 1999 | Müller, Claus: Kleine und mittelgroße Unternehmen in einer hoch konzentrierten Branche am Beispiel der Elektrotechnik. Eine statistische Langzeitanalyse der Gewerbezählungen seit 1882 |
| Nr. 14 | 1999 | Faber, Cathleen: The Measurement and Development of Georgian Consumer Prices |
| Nr. 15 | 1999 | Geppert, Frank / Hübner, Roland: Korrelation oder Kointegration – Eignung für Portfoliostrategien am Beispiel verbrieftter Immobilienanlagen |
| Nr. 16 | 2000 | Achsani, Noer Azam / Strohe, Hans Gerhard: Statistischer Überblick über die indonesische Wirtschaft |
| Nr. 17 | 2000 | Bartels, Knut: Testen der Spezifikation von multinominalen Logit-Modellen |
| Nr. 18 | 2002 | Achsani, Noer Azam / Strohe, Hans Gerhard: Dynamische Zusammenhänge zwischen den Kapitalmärkten der Region Pazifisches Becken vor und nach der Asiatischen Krise 1997 |
| Nr. 19 | 2002 | Nosova, Olga: Modellierung der ausländischen Investitionstätigkeit in der Ukraine |
| Nr. 20 | 2003 | Gelaschwili, Simon / Kurtanidse, Zurab: Statistische Analyse des Handels zwischen Georgien und Deutschland |
| Nr. 21 | 2004 | Nastansky, Andreas: Kurz- und langfristiger statistischer Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung: Analyse einer kointegrierenden Beziehung |
| Nr. 22 | 2006 | Kauffmann, Albrecht / Nastansky, Andreas: Ein kubischer Spline zur temporalen Disaggregation von Stromgrößen und seine Anwendbarkeit auf Immobilienindizes |
| Nr. 23 | 2006 | Mangelsdorf, Stefan: Empirische Analyse der Investitions- und Exportentwicklung des Verarbeitenden Gewerbes in Berlin und Brandenburg |
| Nr. 24 | 2006 | Reilich, Julia: Return to Schooling in Germany |
| Nr. 25 | 2006 | Nosova, Olga / Bartels, Knut: Statistical Analysis of the Corporate Governance System in the Ukraine: Problems and Development Perspectives |
| Nr. 26 | 2007 | Gelaschwili, Simon: Einführung in die statistische Modellierung und Prognose |
| Nr. 27 | 2007 | Nastansky, Andreas: Modellierung und Schätzung von Vermögenseffekten im Konsum |

UNIVERSITÄT POTSDAM
STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE
Herausgeber: Andreas Nastansky

- | | | |
|--------|------|--|
| Nr. 28 | 2008 | Nastansky, Andreas: Schätzung vermögenspreisinduzierter Investitionseffekte in Deutschland |
| Nr. 29 | 2008 | Ruge, Marcus / Strohe, Hans Gerhard: Analyse von Erwartungen in der Volkswirtschaft mit Partial-Least-Squares-Modellen |
| Nr. 30 | 2009 | Newiak, Monique: Prüfungsurteile mit Dollar Unit Sampling – Ein Vergleich von Fehlerschätzmethoden für Zwecke der Wirtschaftsprüfung: Praxis, Theorie, Simulation – |
| Nr. 31 | 2009 | Ruge, Marcus: Modellierung von Stimmungen und Erwartungen in der deutschen Wirtschaft |
| Nr. 32 | 2009 | Nosova, Olga: Statistical Analysis of Regional Integration Effects |
| Nr. 33 | 2009 | Mangelsdorf, Stefan: Persistenz im Exportverhalten – Kann punktuelle Exportförderung langfristige Auswirkungen haben? - |
| Nr. 34 | 2009 | Kbiladze, David: Einige historische und gesetzgeberische Faktoren der Reformierung der georgischen Statistik |
| Nr. 35 | 2009 | Nastansky, Andreas / Strohe, Hans Gerhard: Die Ursachen der Finanz- und Bankenkrise im Lichte der Statistik |
| Nr. 36 | 2009 | Gelaschwili, Simon / Nastansky, Andreas: Development of the Banking Sector in Georgia |
| Nr. 37 | 2010 | Kunze, Karl-Kuno / Strohe, Hans Gerhard: Time Varying Persistence in the German Stock Market |
| Nr. 38 | 2010 | Nastansky, Andreas / Strohe, Hans Gerhard: The Impact of Changes in Asset Prices on Real Economic Activity: A Cointegration Analysis for Germany |
| Nr. 39 | 2010 | Kunze, Karl-Kuno / Strohe, Hans Gerhard: Antipersistence in German Stock Returns |
| Nr. 40 | 2010 | Dietrich, Irina / Strohe, Hans Gerhard: Die Vielfalt öffentlicher Unternehmen aus der Sicht der Statistik - Ein Versuch, das Unstrukturierte zu strukturieren |
| Nr. 41 | 2010 | Nastansky, Andreas / Lanz, Ramona: Bonuszahlungen in der Kreditwirtschaft: Analyse, Regulierung und Entwicklungstendenzen |
| Nr. 42 | 2010 | Dietrich, Irina / Strohe, Hans Gerhard: Die Vermögenslage öffentlicher Unternehmen in Deutschland - Statistische Analyse anhand von amtlichen Mikrodaten der Jahresabschlüsse. |
| Nr. 43 | 2010 | Ulbrich, Hannes-Friedrich: Höherdimensionale Kompositionsdaten – Gedanken zur grafischen Darstellung und Analyse - |
| Nr. 44 | 2011 | Dietrich, Irina / Strohe, Hans Gerhard: Statistik der öffentlichen Unternehmen in Deutschland – Die Datenbasis |
| Nr. 45 | 2011 | Nastansky, Andreas: Orthogonale und verallgemeinerte Impuls-Antwort-Funktionen in Vektor-Fehlerkorrekturmodellen |
| Nr. 46 | 2011 | Dietrich, Irina / Strohe, Hans Gerhard: Die Finanzlage öffentlicher Unternehmen in Deutschland - Statistische Analyse amtlicher Mikrodaten der Jahresabschlüsse |
| Nr. 47 | 2011 | Teitge, Jonas / Nastansky, Andreas: Interdependenzen in den Renditen DAX-notierter Unternehmen nach Branchen |
| Nr. 48 | 2011 | Dietrich, Irina: Die Ertragslage öffentlicher Unternehmen in Deutschland - Statistische Analyse amtlicher Mikrodaten der Jahresabschlüsse - |
| Nr. 49 | 2011 | Kauper, Benjamin / Kunze, Karl-Kuno: Modellierung von Aktienkursen im Lichte der Komplexitätsforschung |
| Nr. 50 | 2011 | Nastansky, Andreas / Strohe, Hans Gerhard: Konsumausgaben und Aktienmarktentwicklung in Deutschland: Ein kointegriertes vektorautoregressives Modell |
| Nr. 51 | 2014 | Nastansky, Andreas / Mehnert, Alexander / Strohe, Hans Gerhard: A Vector Error Correction Model for the Relationship between Public Debt and Inflation in Germany |
| Nr. 52 | 2019 | Kauffmann, Albrecht / Nastansky, Andreas: Explorative Analyse der Preise von Einfamilienhäusern und Eigentumswohnungen in Deutschland |
| Nr. 53 | 2019 | Nastansky, Andreas: Topologische Datenanalyse: Eine Einführung in die Persistente Homologie und Mapper |

UNIVERSITÄT POTSDAM
STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE
Herausgeber: Andreas Nastansky

- | | | |
|--------|------|---|
| Nr. 54 | 2022 | Kauffmann, Albrecht / Nastansky, Andreas: Regionale Mieten in Deutschland: Explorative Analyse der Mieten in der Wiedervermietung |
| Nr. 55 | 2022 | Nastansky, Andreas: Gruppierung von Daten: Topologische Verfahren vs. Clusteranalyse |
| Nr. 56 | 2023 | Nastansky, Andreas / Siris, Sarah: Risikoverbund zwischen Banken und Staaten: Eine empirische Analyse für den Euroraum |
| Nr. 57 | 2024 | Barz, Till / Nastansky, Andreas: Herausforderungen des finanziellen Risikomanagements: Eine empirische Untersuchung des Value at Risk-Ansatzes in Stresssituationen |
| Nr. 58 | 2024 | Mauer, Annika / Nastansky, Andreas: Empirische Analyse des Zusammenhangs zwischen Rendite und impliziter Volatilität am deutschen Aktienmarkt |