

Masterarbeit
im Rahmen des Majors in Finance, Controlling & Banking

Hauptsache irgendwas mit Blockchain:
Der Effekt einer *Blockchain*-Namensänderung auf
den Unternehmenswert

vorgelegt am
Lehrstuhl für Distributed Ledger Technologies und Fintech



Betreut von:
Prof. Dr. Fabian Schär

Vorgelegt von:
Severin Beltinger

Abgabedatum:
25.02.2019

Inhaltsverzeichnis

Plagiatserklärung	II
1 Einleitung	1
2 Stand der Forschung	3
2.1 Der Effekt einer allgemeinen Namensänderung	4
2.2 Der Effekt einer <i>dotcom</i> -Namensänderung	7
2.3 Analyse	9
3 Der Effekt einer <i>Blockchain</i>-Namensänderung	11
3.1 Daten und Methodik	12
3.2 Deskriptive Statistik	15
3.3 Berechnung der normal und abnormal returns	18
3.4 Aggregation der abnormal returns und Signifikanzanalyse	21
4 Empirische Analyse	23
4.1 Constant-mean adjusted abnormal returns	23
4.2 Market model adjusted abnormal returns	25
4.3 Announcement date vs Effective date	28
4.4 Positiv vs Negativ	31
4.5 Small vs Big	34
5 Konklusion	37
Literaturverzeichnis	i

Plagiatserklärung

Ich bezeuge mit meiner Unterschrift, dass meine Angaben über die bei der Abfassung meiner Arbeit benutzten Hilfsmittel sowie über die mir zuteil gewordene Hilfe in jeder Hinsicht der Wahrheit entsprechen und vollständig sind. Ich habe das Merkblatt zu Plagiat und Betrug vom 22. Februar 2011 gelesen und bin mir der Konsequenzen eines solchen Handelns bewusst.

Basel, 21. Februar 2019



Severin Beltinger

1 Einleitung

Seit der Einführung von *Bitcoin* durch Satoshi Nakamoto im Jahr 2008 ist das Interesse in die Kryptowährung stetig gestiegen und spätestens nach dem extremen Preisanstieg Ende 2017 genießt *Bitcoin* in der breiten Öffentlichkeit eine hohe Publizität.¹ Auch die dahinterstehende Blockchain-Technologie – eine spezielle Art von Datenbank, mit der man Transaktionsdaten ohne eine zentrale Kontrollinstanz, ohne Notwendigkeit gegenseitigen Vertrauens und mit vollkommener Transparenz verwalten kann (vgl. Skella 2017) – sorgt aufgrund seines disruptiven Potenzials für großes Interesse.

Angesichts ihres monetären Ursprungs wird die Blockchain-Technologie meist nur mit digitalen Währungen und der Finanzindustrie in Verbindung gebracht. Es wird jedoch immer deutlicher, dass die Technologie vielmehr auch das Potenzial besitzt, etliche Bereiche der Gesellschaft, die weit über das Gebiet digitaler Währungen hinausgehen, nachhaltig zu verändern (vgl. Scherk und Pöchhacker-Tröscher 2017; Voshmgir 2016).² Für viele gilt die *Blockchain* sogar als eine der disruptivsten Innovationen seit der Erfindung des Internets (vgl. Berentsen und Schär 2017; Higgison et al. 2017). So entstehen neben den zahlreichen *Fin-Tech-Startups* im Bankensektor auch in anderen Branchen zunehmend neue Unternehmen, deren Geschäftsmodelle sich auf die Blockchain-Technologie ausrichten. Auch immer mehr etablierte Unternehmen suchen nach neuen Innovationen und Anwendungsmöglichkeiten rund um die *Blockchain*. Laut einer Studie der *International Securities Association for International Trade* aus dem Jahr 2016 beobachten, erforschen oder entwickeln bereits 55% der befragten Unternehmen Lösungen für die Blockchain-Technologie (vgl. ISITC 2016).

¹Der durchschnittliche Marktpreis einer *Bitcoin* Einheit erreichte am 16.12.17 seinen bisherigen Höchstwert von USD 19'499. Im Vergleich: Am 16.07.17 hatte eine *Bitcoin* Einheit einen Wert von USD 1'931. Am 16.12.16 sogar nur USD 782. (<https://www.blockchain.com/de/charts/market-price>).

²z.B. *Smart Contracts*, digitale, softwarebasierte Kaufverträge, bei dem unterschiedlichste Vertragsbedingungen hinterlegt werden können. So kann die Nutzung von Software, Musik oder Fahrzeuge abhängig von Zahlungen oder weiteren Voraussetzungen gemacht werden.

Nachrichten von der Implementierung von *Blockchain*-Lösungen durch Unternehmen werden von Investoren oft mit grossem Enthusiasmus begegnet. So verdreifachte sich z.B. der Aktienwert von *Kodak* als das Unternehmen ankündigte, dass es eine *Blockchain* mit dem Namen *Kodak-Coin* entwickeln würde um die Rechte an digitalen Fotos und anderen Bildern zu verfolgen. Ebenso erhöhte sich der Aktienwert der englischen Gaming-Firma *Veltyco* um 20%, nachdem sie bekanntgab in das *Blockchain*- und *Kryptowährungsgeschäft* einzusteigen (vgl. BI 2017; Quartz 2018). Es gibt auch Unternehmen, die eine Namensänderungen in „*Blockchain*...“ durchgeführt haben. Diese haben zum Teil noch extremere Wertsteigerungen verzeichnet. Beispielsweise erhöhte sich der Aktienwert des britischen Unternehmens *On-line Public Limited Company* an einem einzelnen Tag um 394%, nachdem das Unternehmen bekanntgab ihren Namen zu *On-line Blockchain Public Limited Company* zu ändern (vgl. Pham 2017). Der Wert von *Stapleton Capital*, ein britisches Telekommunikations-Unternehmen, stieg um mehr als 160% am Tag nach der Umbenennung zu *Blockchain Worldwide* (vgl. BI 2018). Sogar bei Unternehmen deren operatives Geschäft gar nichts mit der Blockchain-Technologie verbindet, wurden extreme Wertsteigerungen verzeichnet. So stieg der Aktienkurs des amerikanischen Eisteeherstellers *Long Island Iced Tea* um fast 200% als sie sich in *Long Blockchain* umbenannt haben (vgl. FAZ 2017).

Solche *Blockchain*-Namensänderungen und deren Werteffekte sind der Fokus der vorliegenden Arbeit. Konkret wird im Rahmen einer Event-Studie der Effekt von *Blockchain*-Namensänderungen auf die durchschnittlichen Aktienrenditen der Unternehmen untersucht. Zu diesem Zweck werden in dieser Arbeit die Daten von 29 Unternehmen betrachtet, die im Zeitraum vom 02. Juli 2014 bis zum 16. Oktober 2018 eine solche Namensänderung durchgeführt haben.

Die Arbeit ist dabei folgendermassen aufgebaut: Zunächst in Kapitel 2 in einer ausführlichen Literaturrecherche der aktuelle Stand der empirischen Forschung über Namensänderungen vorgestellt und deren Resultate analysiert. Kapitel 3 beschreibt die Daten und die verwendete Event-Studien

Methodik. Darauf folgt im 4. Kapitel die empirische Analyse sowie die Präsentation der Ergebnisse der Event-Studie. Zuletzt werden in Kapitel 5 die gewonnenen Erkenntnisse kurz zusammengefasst und die wichtigsten Punkte nochmals hervorgehoben.

2 Stand der Forschung

In der Praxis sind Namensänderungen von Unternehmen keine Seltenheit. Seit 1925 haben mehr als 30% der Unternehmen des *Center for Research in Securities Prices (CRSP)*-Datensatzes nach dem Börsengang ihren Namen gewechselt (vgl. Wu 2010, S. 1344). Oft sind diese mit grösseren Veränderungen innerhalb der Organisation verbunden und signalisieren einen Restrukturierungs- oder Reorganisationsprozess (vgl. Bosch und Hirschey 1989, S. 65). So ändern Unternehmen ihren Namen meist nach einer Fusion oder einer Übernahme, um die neuen Besitzverhältnisse zu widerspiegeln (vgl. Karim 2011, S. 204). Gewisse Namensänderungen gehen aber auch ohne grössere Veränderungen im Unternehmen einher. Solche Namensänderungen werden u.a. durchgeführt, um mögliche Verwechslungen mit anderen Unternehmen mit einem ähnlichen Namen zu vermeiden. Weiter werden Namensänderungen durchgeführt um Diskrepanzen zwischen der Unternehmensidentität und dem Unternehmensimage des Unternehmens zu verringern, oder um Informationen zukünftiger Strategien bzw. Produkte zu vermitteln (vgl. Gioia, Schultz und Corley 2000; Koku 1997, S.393).

Auf die Frage, ob Namensänderungen einen Einfluss auf den Unternehmenswert haben und wie sich diese auf den Unternehmenswert auswirken, sind sich die Forscher uneinig. In der empirischen Literatur gibt es zwei gegenläufige Sichtweisen zu den Vermögenseffekten einer Namensänderung. Aus der rationalen finanzökonomischen Sicht besteht der Unternehmenswert lediglich aus dem diskontierten Barwert der zukünftigen Cashflows der Produktionstätigkeiten des Unternehmens (vgl. Bae und Wang 2012, S. 429). Dieser Ansicht nach sollte in einem reibungslosen und effizienten Markt eine Namensänderung keinen Einfluss auf den Un-

ternehmenswert haben. Wenn also eine Namensänderung einen Einfluss auf den Unternehmenswert hat, wird von einer Irrationalität der Investoren ausgegangen (vgl. Naumovska und De Jong 2015). Gemäss neuerer Betrachtungsweise gilt der Unternehmensname als ein immaterieller Vermögensgegenstand, der wie alle anderen Sachanlagen des Unternehmens einen Wert hat (vgl. Karim 2011, S. 204). Da der Prozess einer Namensänderung mühsam, riskant und in der Regel mit direkten (Beratergebühren, Werbeausgaben, neue Personaluniformen, etc.) oder indirekten Kosten (Verlust des Bekanntheitsgrad, Firmenimage, routinemässigen Kaufverhalten, etc.) verbunden ist, sollte eine Namensänderung erst dann durchgeführt werden, wenn der erwartete Nutzen die erwarteten Kosten übersteigt (vgl. Bosch und Hirshey 1989, S.64; Horsky und Swyngedouw 1987, S.321). Aufgrunddessen argumentieren Verfechter dieser Betrachtungsweise, dass eine Namensänderung als ein positives Signal zu werten ist, das einen positiven Effekt auf den Unternehmenwert nach sich zieht.

2.1 Der Effekt einer allgemeinen Namensänderung

Howe (1982) war einer der Ersten der den Zusammenhang zwischen einer Umbenennung und dem Unternehmenswert untersucht hat. In seiner Studie betrachtet er 121 an der *New York Stock Exchange (NYSE)* und *American Stock Exchange (AMEX)* gehandelte Unternehmen, die zwischen 1962 und 1980 eine Namensänderung durchgeführt haben. Mit der Event-Studien Methodik untersucht er die Reaktion der wöchentlichen Aktienpreise aus dem *CRSP*-Datensatz auf eine Namensänderung. Dabei findet er keinen signifikanten Zusammenhang zwischen einer Umbenennung und den Aktienpreisen. Als Grund für die Insignifikanz seiner Resultate nennt er die sogenannte *information leakage*, also dass die Informationen der Namensänderung schon lange vor der offiziellen Ankündigung an den Markt gerieten. Dadurch würde im Endeffekt, bei der tatsächlichen Namensänderung gar keine neuen Informationen an den Markt gelangen und somit lässt sich auch keinen signifikanten Zusammenhang finden. Dies begründet er mit der Tatsache, dass der Markt in sieben aufeinanderfolgenden Wochen vor der Ankündigung der Namens-

änderungen herum positiv reagiert. Da dies statistisch gesehen höchst unwahrscheinlich ist, behauptet er, dass diese Marktreaktionen von einem aussergewöhnlichen Ereignis – der Namensänderung – verursacht werden.

Koku (1997) kritisiert jedoch den von Howe (1982) gewählten Ansatz. Seiner Meinung nach befinden sich Unternehmen in einer dynamischen Umgebung und Unternehmensmanager müssen laufend Entscheidungen treffen, die auf irgendwelche Art und Weise einen Einfluss auf den Unternehmenswert haben. Er argumentiert, dass aus diesem Grund die Verwendung von wöchentlichen Renditen zur Messung des Effekts einer Umbenennung viel zu lange sei und mögliche andere Ereignisse, die ebenfalls Auswirkungen auf den Aktienkurs haben (sogenannte *confounding effects*), die Ergebnisse von Howe (1982) beeinflusst haben könnten (vgl. Koku 1997, S. 394).

Koku (1997) selbst fokussiert sich in seiner Untersuchung auf die Effektivität einer Namensänderung in der Dienstleistungsbranche. Seiner Ansicht nach muss man eine Unterscheidung zwischen der Dienstleistungsbranche und der Verarbeitungsbranche treffen, da sonst die Analyse von Umbenennungen unter einem *aggregation bias* leiden (vgl. Koku 1997, S.395). Er argumentiert, dass in der Dienstleistungsbranche die Produkte im Gegensatz zur Verarbeitungsindustrie nicht greifbar und somit auch nur schwer zu vergleichen sind. Aus diesem Grund hat eine Namensänderung in der Dienstleistungsbranche eine viel stärkere Signalwirkung und es lässt sich eher ein Effekt beobachten. Um die Effektivität einer Namensänderung zu untersuchen, betrachtet Koku (1997) 28 Unternehmen deren Namensänderungen in der Zeitperiode von 1980 bis 1990 im *The Wall Street Journal* (*WSJ*) publiziert wurden. Im Gegensatz zu den anderen Studien benutzt er jedoch nicht die Event-Studien-, sondern die Trend-Analysis Methodik. Mit dieser Methode lässt sich die finanzielle Performance (*P/E-ratio*) vor und nach einer Umbenennung untersuchen. Er findet dabei, dass Unternehmen nach einer Umbenennung eine signifikant höheren *P/E-ratio* haben als vor der Umbenennung. Er kommt zum Schluss, dass in der Dienstleistungsbranche eine Umbenennung eine

effektive Strategie darstellt, um verbesserte Produktstandards zu kommunizieren oder um einen klaren Bruch von der Vergangenheit zu signalisieren. Weiter zeigt er noch, dass Unternehmen dessen Umbenennung, die mit weiteren Managemententscheidungen oder mit sonstigen regelmässig publizierten unternehmensspezifischen Aktivitäten einhergehen, einen viel grösseren Effekt hatten als bei Unternehmen, die keine solche Informationen publizierten.

Horsky und Swyngedouw (1987) benutzen wie Howe (1982) die Event-Studien Methodik, um den Effekt einer Namensänderung auf die Gewinnentwicklung der Unternehmen zu untersuchen. Anders als Howe (1982) verwenden die beiden Autoren in ihrer Studie jedoch nicht die wöchentlichen, sondern die täglichen Aktienrenditen. Um wirklich nur den Effekt einer Namensänderung zu erfassen, schliessen sie in ihrer Studie bewusst Unternehmen aus, die gleichzeitig zur Namensänderung eine weitere Ankündigung wie eine Fusion, eine Einführung eines neuen Produktes oder einer Reorganisation durchgeführt haben. Ihr Sample besteht dabei aus 58 US-amerikanischen Unternehmen, die zwischen Januar 1982 und Mai 1985 ihren Unternehmensnamen geändert haben. Im Gegensatz zu Howe (1982) finden die beiden Autoren, dass Namensänderungen einen positiven Effekt auf den Unternehmenswert haben. Weiter zeigen sie, dass dieser Effekt bei Unternehmen die Industrieprodukte herstellen und dessen Performance vor der Umbenennung relativ schlecht war, besonders gross ist.

In einer ähnlichen Studie untersuchen Bosch und Hirschey (1989) den Umbenennungseffekt von 79 Unternehmen aus dem *CRSP*-Datensatz zwischen 1979 und 1986. Dabei finden sie, wie schon in der Studie von Howe (1982), keinen signifikanten Effekt einer Namensänderung auf den Unternehmenswert. Zwar stellen sie fest, dass eine Umbenennung in den 10 Tagen vor der tatsächlichen Namensänderung einen signifikant positiven Effekt auf die Aktienpreise hat. Ihre Ergebnisse werden jedoch wesentlich von der Art der Umbenennung beeinflusst. So zeigen sie, dass eine *reine* Umbenennung keinen signifikanten Effekt mit sich zieht. Bei Umbenennungen, die jedoch mit einer Restrukturierung des Unterneh-

mens einhergehen, stellen sie einen signifikanten positiven Effekt fest. Weiter zeigen sie, dass auf diesen positiven Effekt vor der Umbenennung, in den 10 Tagen nach der Umbenennung, ein negativer Drift folgt. Somit ist der Effekt über den gesamten Beobachtungszeitraum ($t = -10$ bis $t = +10$) nur leicht positiv und insignifikant.

Zu diesem Ergebnis kommt auch Kot (2011) bei Namensänderungen von Unternehmen die an der Börse von Hong Kong gelistet sind. Wie Bosch und Hirschey (1989) findet er, dass *reine* Umbenennungen keinen Einfluss auf die Aktienpreise haben. Umbenennungen aufgrund einer Fusion, Restrukturierung oder sonstigen Änderung der Geschäftstätigkeit hingegen zu signifikant positiven Überrenditen führen.

Weitere Studien, die den Effekt einer Namensänderung in verschiedenen Ländern untersuchen, liefern auch gegensätzliche Resultate. So zeigt Karim (2011), der den Effekt einer Namensänderung für 83 französische Unternehmen zwischen 2004 und 2007 untersucht, dass Umbenennungen einen positiven Effekt auf die Aktienpreise haben. Gupta und Aggarwal (2014) untersuchen den Einfluss einer Umbenennung für 55 auf der indischen Börse gehandelte Unternehmen zwischen 2010 und 2012. Auch sie finden, dass Namensänderungen einen positiven Effekt auf die Aktienpreise haben. Diesen Effekt beobachten sie jedoch nur bei Unternehmen mit einer kleinen Marktkapitalisierung. Demgegenüber finden Karbhari, Sori und Mohamad (2004) für Umbenennungen im malaysischen oder Branca und Borges (2011) im portugiesischen Markt keinen signifikanten Effekt. Josev, Chan und Faff (2004), die in 107 australische Unternehmen untersuchen, die zwischen 1995 und 1999 eine Umbenennung durchgeführt haben, finden sogar, dass eine Namensänderung einen negativen Einfluss auf die Aktienpreise hat.

2.2 Der Effekt einer *dotcom*-Namensänderung

Alle bisherig genannten Studien haben gemeinsam, dass der Fokus der Untersuchung auf allgemeinen Namensänderungen liegt. Einzig Koku (1997) macht eine Eingrenzung bezüglich der Branche und fokussiert

sich nur auf Namensänderungen in der Dienstleistungsindustrie. Es gibt aber auch Studien, die wie in dieser Arbeit, den Effekt einer bestimmten Art der Namensänderung untersuchen. Cooper, Gulen und Rau (2005) betrachten beispielsweise Namensänderungen von Anlagefonds zu einem momentan angesagten Anlagestil (*current hot investment style*) und dessen Effekt auf deren Mittelzufluss. Die Resultate ihrer Studie zeigen, dass Fonds, die eine solche Namensänderung durchgeführt haben, einen Überdurchschnittlichen Mittelzufluss von 28% erhielten, ohne dass sich die Performance des Fonds irgendwie verbessert hat.

Eine weitere Studie, die den Effekt einer bestimmten Art der Namensänderung untersucht, ist die Studie von Cooper, Dimitrov und Rau (2001). Darin untersuchen sie die durchschnittliche Veränderung der Unternehmenswerte von 95 auf der *NYSE*, *AMEX*, *National Association of Securities Dealer Automated Quotations (NASDAQ)* oder *Over-The-Counter Bulletin Board (OTCBB)* gelistete Unternehmen, die zwischen Juni 1998 und Juli 1999 eine *dotcom*-Namensänderung durchführten. Das heisst Unternehmen die ihrem Unternehmensnamen ein Suffix wie *.com*, *.net* oder das Wort *Internet* hinzugefügt haben. Sie stellen dabei fest, dass diese Unternehmen, in den fünf Tagen um den Tag der Umbenennung eine hochsignifikante Überrendite von 53% erzielten. Weiter verzeichnen sie, dass es sich nicht um einen vorübergehenden Effekt handelt, sondern dass dieser im Zeitfenster von 120 Tagen nach der Bekanntmachung bestehen bleibt. Da sie diesen *dotcom*-Effekt auch bei Unternehmen beobachteten, deren Geschäftstätigkeit nichts mit dem Internet zu tun hat, argumentieren sie, dass diese positive Reaktion auf eine Irrationalität der Investoren zurückzuführen ist und die Investoren um jeden Preis mit dem Internet in Verbindung gebracht werden wollen. Nach dem Platzen der *dotcom*-Blase blieb der Vermögenseffekt von *dotcom*-Namensänderungen bestehen, agierte jedoch in die umgekehrte Richtung. So stellten in einer Folgestudie Cooper et al. (2005) fest, dass Unternehmen, die nach dem Platzen der *dotcom*-Blase ihren *dotcom*-Namen wieder losgeworden sind, in den 61 Tagen um den Tag der Namensänderung herum signifikant positive Überrenditen von 64% erzielten.

Wie Cooper, Dimitrov und Rau (2001) untersucht auch Lee (2001) in ihrer Studie den *dotcom*-Effekt während der *dotcom-Blase*. Dafür betrachtet sie in ihrer Studie 59 Unternehmen, die zwischen 1998 und 1999 dem neuen Unternehmensnamen das Suffix *.com* hinzugefügt haben. Wie in der Studie von Cooper, Dimitrov und Rau (2001) findet sie, dass diese Unternehmen hochsignifikante Überrenditen erzielen. Über das gesamte Sample erzielten die untersuchten Unternehmen in den drei Tagen um die Namensänderung herum, eine Überrendite von 167.85%. Lee zeigt aber auch, dass – wie in den Studien von Kot (2011) und Bosch und Hirschev (1989) – dieses Resultat grösstenteils von exogenen Faktoren getrieben wird. So zeigt sie, dass Unternehmen, die eine *reine dotcom*-Namensänderungen durchführen, in der gleichen Zeitperiode eine statistisch insignifikante Überrendite von 29.83% erzielen. Dagegen erzielen Unternehmen, die Umbenennungen durchführen, die mit grösseren Umstrukturierungen einhergehen, eine hochsignifikante Überrendite von 316%.

2.3 Analyse

Die im Rahmen dieser Arbeit durchgeführte Analyse untersucht den Effekt einer *reinen Blockchain*-Namensänderung auf den Unternehmenswert. Um diesen *Blockchain*-Effekt zu analysieren, wird – wie in den meisten empirischen Studien die Namensänderungseffekte untersuchen – die Event-Studien Methodik herangezogen. Ursprünglich wurden Event-Studien gebraucht, um die Effizienz in den Kapitalmärkten zu messen (vgl. Karim 2001, S.207). Dessen allgemeine Anwendbarkeit und einfache Handhabung haben aber zu einer raschen Verbreitung in der empirischen Literatur geführt. So werden Event-Studien heute nicht nur verwendet, um die Effekte von firmenspezifischen Events zu untersuchen, sondern unter anderem auch um den Effekt von makroökonomischen Events, wie z.B. eine Veränderung der Kreditwürdigkeit eines Landes zu messen (vgl. Campbell, Lo und MacKinlay 1997).

Es ist nicht bekannt, dass bisher zu diesem Thema Untersuchungen durchgeführt wurden. Der Fokus bisheriger Studien die den Werteffekt von Namensänderungen untersuchen, liegt jeweils bei allgemeinen Umbenennungen und nicht, wie es sich bei einer Umbenennung in „*Blockchain...*“ verhält. Gewisse Parallelen lassen sich allerdings zu Studien ziehen, die den Effekt einer *dotcom*-Namensänderung auf den Unternehmenswert untersuchen, da sich diese ebenfalls auf einen bestimmten Aspekt der Namensänderung beziehen.

Dass sich die Frage nach dem Zusammenhang zwischen einer Umbenennung und dem Unternehmenswert nicht einfach beantworten lässt, wird bei der Betrachtung der empirischen Literatur zu Umbenennungen deutlich. Während einige Untersuchungen zeigen, dass eine Umbenennung einen positiven Effekt auf den Unternehmenswert hat (vgl. u.a. Horisky und Swyngedouw 1987; Cooper, Dimitrov und Rau 2001; Karim 2011), kommen andere Studien zum Schluss, dass eine Umbenennung keinen oder sogar einen negativen Einfluss auf den Unternehmenswert hat (vgl. u.a. Howe 1982; Josev, Chan und Faff 2004; Branca und Borges 2011).

Einer der wesentlichen Gründe für gegenläufige Resultate der empirischen Literatur in der Unterscheidung zwischen einer *reinen* Umbenennung (*cosmetic name changes*) und Umbenennungen, die gleichzeitig mit anderen Unternehmensereignissen einhergehen (*strategic name changes*). So finden beispielsweise Bosch und Hirschey (1989) und Kot (2011) bei allgemeinen Namensänderungen zwar, dass eine Namensänderung einen positiven Effekt haben, argumentieren aber, dass diese Resultate von *confounding events*, wie eine Unternehmensrestrukturierung oder einer Unternehmensfusion beeinflusst werden. Bei *reinen* Umbenennungen finden sie keinen oder nur einen insignifikanten Effekt. Auch im Kontext von *dotcom*-Namensänderungen zeigen Naumovska und de Jong (2015) in einer Replikation der Studie von Cooper, Dimitrov und Rau (2001) und Lee (2001) dass die Signifikanz der Ergebnisse wesentlich von Unternehmensfusionen beeinflusst werden und dass *reine dotcom*-Namensänderungen keinen Effekt auf den Unternehmenswert haben.

Dies zeigt, wie wichtig eine korrekte Durchführung bei der Event-Studien Methodik ist. Um die richtigen Schlussfolgerungen zu ziehen, ist es von grosser Bedeutung, dass die Annahmen und Spezifikationen stimmen. So muss man, um den Effekt einer *reinen* Umbenennung zu messen, sicherstellen, dass alle Ereignisse mit dem eigentlich untersuchten *Event* einhergehen und die einen Einfluss auf die Aktienpreise haben könnten, aus der Studie ausgeschlossen werden. Diese Ereignisse müssen identifiziert werden, da sonst auch in grossen Samples die systematische Verzerrung nicht verschwindet (vgl. Naumovska und de Jong 2015). Daher werden in dieser Arbeit, um wirklich nur nur den *reinen Blockchain*-Namensänderungseffekt zu untersuchen, nur Namensänderungen betrachtet, die nicht von anderen Unternehmensnachrichten oder sonstigen wesentlichen Geschäftsänderungen begleitet werden.

Ein weiterer entscheidender Punkt, um korrekte und genaue Messungen durchzuführen, ist, dass man die Charakteristiken der verwendeten Daten, wie das Tradingvolumen, Varianz der Renditen und Ausreisser kennt (vgl. Naumvoska und de Jong 2015). Diese müssen beachtet werden, um die richtige Wahl bei den statistischen Testverfahren zu treffen und somit zu den richtigen statistischen Schlussfolgerungen zu gelangen. Aus diesem Grund wird im nächsten Kapitel Campbell, Lo und MacKinlay (1997) folgend, die verschiedenen Schritte, welche für die korrekte Durchführung einer typischen Event-Studie ausschlaggebend sind, aufgezeigt und erläutert.

3 Der Effekt einer *Blockchain*-Namensänderung

Um den Effekt einer *reinen Blockchain*-Namensänderung auf den Unternehmenswert zu untersuchen, werden alle *Blockchain*-Namensänderungen betrachtet, die im Zeitraum vom 01. Januar 2009 bis zum 20. November 2018 durchgeführt wurden. Die Wahl der Zeitperiode ab dem 01. Januar 2009 resultiert aus der Tatsache, dass das *Bitcoin*-Zahlungssystem –

und somit auch die Blockchain-Technologie – erstmals mit der Veröffentlichung des Whitepapers unter dem Pseudonym *Satoshi Nakamoto* im November 2008 beschrieben wurde und die ersten *Bitcoin* Transaktionen zu Testzwecken Anfangs 2009 stattfanden (vgl. Berentsen und Schär 2017, S. 81).

Eine *Blockchain*-Namensänderung beschreibt dabei eine Umbenennung eines Unternehmens, dessen Name nach der Umbenennung das Wort „*Blockchain*“ oder sonstige Wörter, die stark im Zusammenhang mit der Blockchain-Technologie stehen, enthält. So werden in dieser Event-Studie Umbenennungen in „*Blockchain...*“ (z.B. *Bioptix* zu *Riot Blockchain*), „*Bitcoin...*“ (z.B. *Biosilu Health* zu *Northern Bitcoin*), „*Block...*“ (z.B. *African Potash* zu *Block Commodities*), „*Fintech...*“ (z.B. *SkyPeople Fruit Juice* zu *Future Fintech Group*) oder „*Krypto...*“ (z.B. *Edgesearch* zu *Krypto AG*) betrachtet.³

3.1 Daten und Methodik

Bei Event-Studien wird im Allgemeinen die (kurzfristige) Reaktion der Aktienpreise im Anschluss an eine Veröffentlichung neuer unternehmensspezifischer Informationen betrachtet (vgl. Branca und Borges 2011, S. 177). Der Kerngedanke der Methodik ist, dass sich in einem effizienten Markt neue, unerwartete Informationen, die einen finanziellen Einfluss auf das Unternehmen haben könnten, sofort in den Aktienpreisen widerspiegeln und man somit den Effekt eines spezifischen Events über eine relativ kurze Zeitperiode beobachten kann (vgl. Campbell, Lo und MacKinlay 1997; Malkiel und Fama 1970).⁴ Falls Investoren ihre Erwartungen be-

³Auch Umbenennungen in „*DLT (Distributed Ledger Technology)...*“, „*Smart Contracts...*“, sowie Umbenennungen in Kryptowährungen wie z.B. „*Ethereum...*“ oder „*Ripple...*“, etc. wurden in Betracht gezogen. Es wurden jedoch keine Daten zu solchen Namensänderungen gefunden.

⁴Treffend wird dieser Prozess von Higgins (2012) beschrieben: „*The arrival of new information at a competitive market can be likened to the arrival of a lamb chop to a school of flesh-eating piranha, where investors are, plausibly enough, the piranha. The instant the lamb chop hits the water, turmoil erupts as the fish devour the meat. Very soon the meat is gone, leaving only the worthless bone behind, and the water returns to normal. Similarly, when new information reaches a competitive market, much turmoil*

züglich der zukünftigen Cash-Flows aufgrund der neuen Informationen nach oben (oder unten) anpassen, werden die Aktienpreise positiv (oder negativ) auf die Veröffentlichung der Informationen reagieren.

Da man in einem vollständig effizienten Markt erwarten würde, dass sich der Effekt eines Events am Tag des Events, oder – falls die Informationen erst am Ende des Tages verfügbar sind – am Tag nach dem Event beobachten lässt, wird bei Event-Studien typischerweise die Zeitperiode, in der man den Effekt eines Events untersucht (*Event-Window*) auf 3 Tage um das *Event-Datum* gesetzt (vgl. Campbell, Lo, MacKinley 1997; Gupta und Aggarwal 2014, S. 19; Naumovska und de Jong 2015).⁵

Es gibt jedoch auch eine Vielzahl an Studien die grössere *Event-Windows* benutzen (vgl. u.a. Bosch und Hirschey 1989; Cooper, Dimitrov und Rau 2001; Karim 2001). Der grosse Vorteil eines längeren *Event-Windows* besteht darin, dass sich so zusätzlich noch allfällige Effekte vor oder nach dem Event erfassen lassen. Der Nachteil besteht jedoch darin, dass dadurch die Genauigkeit und die statistische Aussagekraft der Teststatistiken verringert wird (vgl. McWilliams und Siegel 1997, S. 637). Des Weiteren sollte beachtet werden, dass je länger das *Event-Window* gewählt wird, desto grösser ist die Wahrscheinlichkeit, dass die Aktienpreise von *confounding events* beeinflusst werden (vgl. Branca und Borges 2011, S. 177). Wie in der vorhergehenden Literaturrecherche gesehen, können diese zu systematischen Verzerrungen der Resultate führen (vgl. Bosch und Hirschey 1989; Kot 2011; Naumovska und De Jong 2015). Bei der Wahl des *Event-Windows* ist es daher wichtig, dass das *Event-Window* so klein als möglich gewählt wird und man die Vor- und Nachteile von kürzeren und längeren *Event-Windows* gegeneinander abwägt.

In dieser Arbeit wird ein *Event-Window* von $[t = -5$ bis $t = +5]$ gewählt. Dies erlaubt es mögliche Effekte vor und nach der Veröffentlichung der Informationen bezüglich einer Namensänderung zu erfassen. Somit kann man beobachten, ob schon vor dem *Event-Datum* Informationen an den

erupts as investors buy and sell securities in response to the news, causing prices to change.” (vgl. Higgins 2012, S. 179)

⁵D.h. der Tag vor dem Event ($t = -1$), der Tag des Events ($t = 0$) und der Tag nach dem Event ($t = +1$).

Markt gelangen (*information leakage*). Weiter kann so auch die Effizienz des Marktes untersucht werden, indem betrachtet wird, ob Investoren sofort auf die Ankündigung reagieren, oder ob es allfällige Verzögerungseffekte gibt. Da kleinere *Event-Windows* die statistische Aussagekraft der Resultate verbessert, wird, um die Robustheit der Ergebnisse zu erhöhen, das *Event-Window* von $[t = -5 \text{ bis } t = +5]$ zusätzlich noch in drei kleinere *Event-Windows* unterteilt: $[t = -5 \text{ bis } t = -1]$, $[t = -1 \text{ bis } t = +1]$ und $[t = +1 \text{ bis } t = +5]$.

Die Daten zu den Umbenennungen stammen aus der *Thomson Reuters Datastream* Datenbank. Dabei wurde, um Daten für die Event-Studie zu sammeln, in einem ersten Schritt in der Datenbank nach Unternehmen mit einem *Blockchain*-Namen gesucht und anschliessend untersucht, welche von diesen im besagten Zeitraum eine *Blockchain*-Namensänderung durchgeführt haben. Im nächsten Schritt wurde für die jeweiligen Unternehmen der genaue Zeitpunkt der Namensänderung identifiziert (*Event-Datum*). Die Identifizierung des korrekten *Event-Datums* der jeweiligen Unternehmen resultiert aus einer umfangreichen Recherche der Unternehmens-Pressemitteilungen und -websites und entspricht dem Tag, an dem die Informationen der Namensänderung veröffentlicht werden (*announcement date*).

Obwohl sich die Suche nach dem richtigen *Event-Datum* zunächst nach einer Banalität anhört, ist es aufgrund der Vielzahl der heutigen Kommunikationskanälen zwischen den Unternehmen und den Investoren, nicht immer einfach den genauen Zeitpunkt der Veröffentlichung der Informationen zu bestimmen. Wie schwierig die Bestimmung des richtigen *Event-Datums* ist, zeigt die Studie von Naumovska und De Jong (2015). In der Replikation der Studie von Cooper, Dimitrov und Rau (2001) finden sie bei 35 der 95 untersuchten Unternehmen ein anderes *Event-Datum* und bei der Replikation der Studie von Lee (2001) finden sie bei 24 der 58 Unternehmen ein anderes *Event-Datum*. Dabei ist eine exakte Zuordnung des *Event-Datums* eine wichtige Voraussetzung für eine aussagekräftige Event-Studie (vgl. Brown und Warner 1980, S.247). Die Wahl eines falschen *Event-Datums* kann dazu führen, dass man zur Schlussfolgerung

kommt, dass kein Effekt besteht obwohl in Wirklichkeit einer da ist, oder umgekehrt.

3.2 Deskriptive Statistik

Von den ursprünglich 102 in der *Thomson Reuters Datastream* Datenbank gefundenen Unternehmen mit einem *Blockchain*-Namen, haben 68 im Zeitraum vom 1. Januar 2009 bis zum 20. November 2018 eine *Blockchain*-Namensänderung durchgeführt (vgl. Tabelle 1).

Tabelle 1: Beschreibung des Datensatzes

Diese Tabelle beschreibt den Datensatz der Unternehmen, die zwischen Januar 2009 und November 2018 eine *Blockchain*-Namensänderung durchgeführt haben. Gezeigt wird die ursprüngliche Zahl der gefundenen Unternehmen mit einem *Blockchain* Namen in der *Thomson Reuters Datastream* Datenbank und die Anzahl der Unternehmen, die nach dem Ausschlussverfahren in die Studie eingeschlossen werden. Unternehmen werden aus der Studie ausgeschlossen, weil sie eine bereits vor der Namensänderung einen *Blockchain* Namen hatten, aufgrund von *confounding events* (Fusionen, Stock-Splits, Akquisitionen), fehlenden Informationen oder einer zu geringen Marktkapitalisierung.

Anzahl in der Untersuchung verwendete Unternehmen	
Unternehmen mit einem <i>Blockchain</i> Namen	102
Anzahl Namensänderungen zu „ <i>Blockchain</i> “	68
Umbenennung von „ <i>Blockchain</i> “ zu „ <i>Blockchain</i> “	16
Ausgeschlossen aufgrund von <i>confounding events</i>	11
Ausgeschlossen aufgrund Illiquidität	10
Ausgeschlossen aufgrund fehlender Informationen	2
Anzahl Unternehmen in der Eventstudie einbezogen	29

Von diesen 68 Unternehmen hatten wiederum 16 Unternehmen bereits vor der Umbenennung einen *Blockchain*-Namen und wurden daher aus der Untersuchung ausgeschlossen. 11 Unternehmen wurden aufgrund einer Fusion oder sonstigen *confounding events* im *Event-Window* [$t = -5$ bis $t = +5$] aus dem Sample gestrichen. Weitere 2 Unternehmen wurden aufgrund fehlender Informationen zu den *confounding events* Sicherheits halber auch nicht in die Untersuchung einbezogen. Zusätzlich mussten 10

Unternehmen aufgrund einer zu kleinen Marktkapitalisierung bzw. einer zu geringen Liquidität aus der Studie ausgeschlossen werden. Grund für den Ausschluss dieser Unternehmen liegt in der Tatsache, dass Aktienrenditen von kleinen illiquiden Unternehmen oft durch eine Vielzahl an Nullrenditen und vereinzelt grossen Renditen gekennzeichnet sind. Dies kann zu einer schiefen Verteilung der Renditen führen, was die Aussagekraft von herkömmlichen Teststatistiken verfälscht (vgl. Cowan und Sergeant 1996; Lee 2001). Eingeschlossen wurden somit nur Unternehmen mit einer Marktkapitalisierung grösser als 1 Mio. US-Dollar (USD) und Unternehmen, die im Zeitraum von $t = -126$ bis $t = +5$ an mindestens 70 Tagen keine Nullrenditen aufweisen. Alle Daten zu der Marktkapitalisierung sowie dem *Total Return* der Unternehmen wurden für den Zeitraum vom 01.01.2014 bis zum 20.11.2018 aus der *Thomson Reuters Datastream* Datenbank extrahiert. Hinsichtlich der Vergleichbarkeit wurden die Renditen unabhängig vom Sitz des Unternehmens ausschliesslich in USD ermittelt (entsprechend *Datastream*).

Insgesamt werden am Ende $N = 29$ der ursprünglich 102 Unternehmen in die Untersuchung einbezogen. Eine Namensliste dieser Unternehmen, ist der Tabelle 2 zu entnehmen.

Während für diese Untersuchung Informationen zu *Blockchain*-Namensänderungen für den Zeitraum von 01. Januar 2009 bis zum 20. November 2018 gesammelt wurden, besteht der verwendete Datensatz letztendlich nur aus Namensänderungen vom 02. Juli 2014 bis zum 16. Oktober 2018. Spannend zu beobachten ist, dass die Zahl der Namensänderungen dabei stark mit dem Preis einer *Bitcoin*-Einheit korreliert. Während in den Jahren 2014 bis 2016 lediglich 4 *Blockchain*-Namensänderungen durchgeführt wurden, gab es – parallel zum Wertanstieg der *Bitcoin*-Einheit – eine klare Zunahme an *Blockchain*-Namensänderungen Ende 2017. So wurden zwischen August 2017 und Dezember 2017 10 Namensänderungen verzeichnet (vgl. Tabelle 2). Eine hohe Anzahl an Namensänderung ist auch noch Anfangs 2018 zu sehen (8 Namensänderungen von Januar 2018 bis März 2018). Wie auch der *Bitcoin*-Preis ist die Zahl der Namensänderungen danach wieder ruckläufig. Insgesamt wurden über 50%

Tabelle 2: Alter Name, Neuer Name und Umbenennungsdatum

In dieser Tabelle werden die 29 Unternehmen die in der Event-Studie eingeschlossen werden, aufgelistet. Aus den ersten beiden Spalten sind die Unternehmensnamen vor, sowie die Unternehmensnamen nach der Umbenennung zu entnehmen. Die dritte Spalte zeigt das Datum, an dem die Unternehmen die Informationen zu der Umbenennung veröffentlicht haben.

<i>Alter Name</i>	<i>Neuer Name</i>	<i>Event-Date</i>
Flatex	FinTech Group	02.07.2014
AE Innovative Capital	Bitcoin Group	28.09.2015
Northern Aspect Resources	Blockchain Tech Group	04.11.2015
SkyPeople Fruit Juice	Future FinTech Group	09.06.2016
Credit China Holdings	Chong Sing Holdings FinTech	24.08.2017
SelectCore	Fintech Select	25.08.2017
EdgeSearch	Krypto AG	26.09.2017
Carrus Capital	Global Blockchain Technology	28.09.2017
Bioptix	Riot Blockchain	04.10.2017
360 Capital Financial Services	360 Blockchain	04.10.2017
BrainCloud	Advanced Blockchain	11.10.2017
Essex Angel Capital	Block One Capital	07.11.2017
Ping Shan Tea Group	Blockchain Group Company	20.11.2017
Long Island Ice Tea	Long Blockchain	14.12.2017
Biosilu Healthcare	Northern Bitcoin	02.01.2018
Transeastern Power Trust	Blockchain Power Trust	04.01.2018
Aida Minerals	BLOK Technologies	16.01.2018
THC Therapeutics	Millenium Blockchain	17.01.2018
Stapleton Capital	Blockchain Worldwide	19.01.2018
African Potash	Block Commodities	07.02.2018
AE New Media Innovations	Aladdin Blockchain Tech	06.03.2018
Peat Resources	Cobalt Blockchain	14.03.2018
Parlane Resource	iMining Blockchain & Crypto	04.04.2018
Atlas Cloud Enterprises	Atlas Blockchain Group	24.07.2018
Focused Capital	Fortress Blockchain	20.08.2018
Fasteps Corp.	Bit One Group Corp.	31.08.2018
Cascadia Consumer Electro	Cascadia Blockchain Group	07.09.2018
Khot Infrastructure Holdings	Blockchain Holdings	20.09.2018
Fatfish Internet Group	Fatfish Blockchain	16.10.2018

der hier untersuchten *Blockchain*-Namensänderungen in den drei Monaten vor und nach dem Peak des *Bitcoin* Werts am 16. Dezember 2017 durchgeführt.

Die Unternehmen stammen aus unterschiedlichen Ländern und werden auf unterschiedlichen Märkten gehandelt. Der Grossteil der Unternehmen hat ihren Börsenplatz in den USA oder Kanada (17 von 29). Sechs der 29 Unternehmen in Deutschland, zwei in Grossbritannien, weitere zwei in Hong Kong und jeweils ein Unternehmen haben ihren Börsenplatz in Japan und Australien.

3.3 Berechnung der normal und abnormal returns

Mit der Berechnung der Überrenditen (*abnormal returns*) wird das Ausmass einer *Blockchain*-Namensänderung für die jeweiligen Unternehmen ermittelt. Dabei wird versucht die Wirkung der Namensänderung von allgemeinen Marktbewegungen zu isolieren. Die *abnormal returns* ergeben sich aus der Differenz der tatsächlich realisierten Rendite des Unternehmens i am Tag t im *Event-Window* ($R_{i,t}$) und der Rendite des Unternehmens die man erwarten würde, wenn die Namensänderung nicht stattgefunden hätte (*normal return*) ($E[R_{i,t}|X_t]$):

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - E[R_{i,t}|X_t] \quad (1)$$

Die Renditeerwartungen sind dabei abhängig von X_t , welches in den meisten Event-Studien eines der beiden folgenden Ausprägungen hat: Entweder es wird von einem konstanten Mittelwert des Titels selbst ausgegangen (*Constant-mean return model*) oder X_t stellt einen Referenzmarkt oder Referenztitel dar, an dem die Rendite gemessen wird (*Market model*).

Der Zeitraum, über den die *normal returns* berechnet werden, wird als *Estimation-Window* bezeichnet. Um zu verhindern, dass der Event die Berechnung der *normal returns* nicht beeinflusst, sollte wenn möglich vermieden werden, dass es zu einer Überlappung zwischen dem *Event*- und

dem *Estimation-Window* kommt (vgl. MacKinlay 1997, S.15). Grundsätzlich wird dabei ein *Estimation-Window* gewählt, welches vor dem *Event-Window* liegt. Gelegentlich werden zusätzlich auch noch die Daten nach dem *Event-Window* (*Post Event-Window*) verwendet, um die Robustheit der *normal returns* zu erhöhen (vgl. Campbell, Lo und MacKinlay 1997).

Zur Veranschaulichung werden die verschiedenen Zeitfenster in Abbildung 1 graphisch dargestellt. $t = 0$ ist das *Event-Datum* und wird in dieser Arbeit als der Tag definiert, an dem die Informationen zur Namensänderung zum ersten Mal veröffentlicht werden (*announcement date*). Das Zeitfenster von $t = T_1 + 1$ bis $t = T_2$ stellt das *Event-Window* dar und reicht wie bereits erwähnt von $t = -5$ bis $t = +5$. Das Zeitfenster von $t = T_0$ bis $t = T_1$ entspricht dem *Estimation-Window* und wird hier auf die Zeitperiode von $t = -126$ bis $t = -6$ festgelegt.⁶ Das *Post Event-Window* ($t = T_2 + 1$ bis $t = T_3$) geht von $t = +6$ bis $t = +20$.

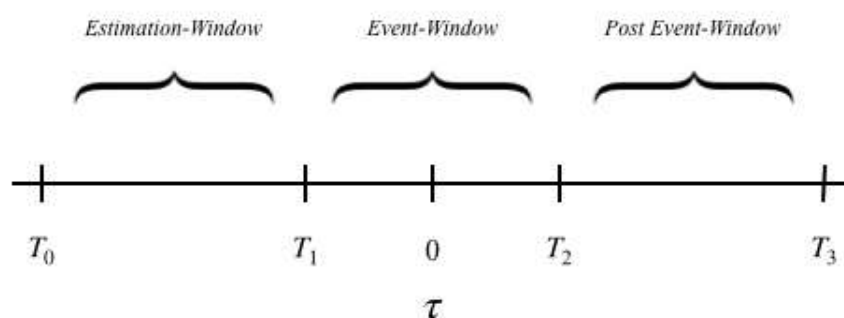


Abbildung 1: Zeitachse einer typischen Event-Studie

Da die in dieser Event-Studie betrachteten Unternehmen auf verschiedenen Märkten gehandelt werden und es schwierig ist einen geeigneten Referenzmarkt zu finden, wird das *Constant-mean return model* zur Berechnung der *normal returns* verwendet. Beim *Constant-mean return model* geht man von der Annahme aus, dass sich die erwartete Rendite und

⁶Ein solcher Zeitraum ist für Event-Studien üblich (vgl. MacKinlay 1997, S. 15). Es wurden auch Zeitperioden längerer und kürzerer Dauer betrachtet, ohne dass sich die Ergebnisse gross verändert haben.

das systematische Risiko von Unternehmen zu Unternehmen unterscheiden, aber über die Zeit konstant bleibt (vgl. Brown und Warner 1980, S. 208). Das aktuelle Marktgeschehen bleibt unberücksichtigt:

$$E[R_{i,t}|X_t] = \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

mit:

$$E[\varepsilon_{i,t}] = 0 \text{ und } \text{var}(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2$$

Der Parameter μ_i wird dabei aus dem arithmetischen Mittel der erzielten Renditen im *Estimation-Window* ($t = -126$ bis $t = -6$) ermittelt. Für jedes der 29 Unternehmen ergeben sich somit die *normal returns* aus dem Mittelwert der 120 Tagesrenditen, die jeweils vor dem *Event-Window* erzielt wurden:⁷

$$\mu_i = \frac{1}{120} \sum_{t=-126}^{-6} R_{i,t} \quad (3)$$

Die *Constant-mean adjusted abnormal returns* ergeben sich aus der Differenz, der am Tag t im *Event-Window* tatsächlich gemessenen Rendite und der im *Estimation-Window* ermittelten durchschnittlichen Rendite.

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - \mu_i \quad (4)$$

Trotz der Einfachheit und den eher restriktiven Annahmen dieses Modells, unterscheiden sich die Ergebnisse basierend auf dem *Constant-mean return model* bei täglichen Renditen und kurzen Beobachtungszeiträumen nur unwesentlich von den komplexeren Modellen wie das *CAPM model* oder dem *APT model*. Dies wird dadurch begründet, dass derartige Modelle meist keine wesentliche Varianzreduzierung bei den *abnormal returns* bewirken (vgl. Brown und Warner 1980, S. 249; Campbell, Lo, MacKinley 1997).

⁷Die Tagesrenditen ergeben sich aus: $R_{i,t} = \frac{(r_{i,t} - r_{i,t-1})}{(r_{i,t-1})} * 100$. Wobei $r_{i,t}$ dem *Total Return* für das Unternehmen i am Tag t entspricht.

3.4 Aggregation der abnormal returns und Signifikanzanalyse

Nach der Berechnung der *abnormal returns* der einzelnen Unternehmen im *Event-Window*, ist es notwendig diese zu aggregieren, um so auf Basis aller relevanten Beobachtungen Aussagen zur statistischen Signifikanz treffen zu können (vgl. MacKinlay 1997, S. 21). Die einzelnen *abnormal returns* können dabei über die Zeit und/oder über die verschiedenen Unternehmen hinweg aggregiert werden.

Die durchschnittlichen (*average*) *abnormal returns* (*AARs*) aller Unternehmen berechnen sich aus dem arithmetischen Mittel der individuellen *abnormal returns* (vgl. Campbell, Lo und MacKinlay 1997):

$$AAR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i,t} \quad (5)$$

Wobei N die Anzahl der Unternehmen darstellt, die aggregiert werden.

Da hier nicht nur die *abnormal returns* bzw. die *AARs* für einzelne Tage, sondern auch die Entwicklung der *AARs* über mehrere Tage hinweg von Interesse sind, müssen die *AARs* noch über die Zeit aggregiert werden. Aus dieser Aggregation über die Zeit ergeben sich die *cumulative average abnormal returns* (*CAARs*). Für den *Event-Window* von $t = -5$ bis $t = +5$ berechnen sich die *CAARs* folgendermassen (vgl. Campbell, Lo und MacKinlay 1997):

$$CAAR_{(-5,+5)} = \sum_{t=-5}^{+5} AAR_t \quad (6)$$

Nach der Berechnung der *AARs* und *CAARs* erfolgt die Analyse der *abnormal returns* anhand von zwei statistischen Testverfahren. Dabei wird getestet, ob sich die *AARs* am Tag des Events bzw. die *CAARs* über das *Event-Window* signifikant von null unterscheiden. In Bezug auf die *AARs* lauten die Nullhypothese und die Alternativhypothese wie folgt:

H_0 : „Die AARs am Tag des Events unterscheiden sich nicht signifikant von null.“ vs. H_A : „Die AARs am Tag des Events sind signifikant von null verschieden.“

Entsprechend sind auch die Hypothesen für die CAARs zu untersuchen:

H_0 : „Die CAARs im betrachteten Event-Window unterscheiden sich nicht signifikant von null.“ vs. H_A : „Die CAARs im betrachteten Event-Window sind signifikant von null verschieden.“

Die Literatur zur Signifikanzmessung bei Event-Studien ist sehr umfangreich. Dementsprechend gibt es auch eine grosse Bandbreite an verschiedenen Testverfahren. Die Wahl des richtigen Testverfahrens sollte auf den Datencharakteristiken, sowie der statistischen Fragestellung basieren. Dabei haben alle Testverfahren ihre Stärken und Schwächen und können versagen, falls die zu Grunde liegenden Annahmen nicht erfüllt werden. Im Allgemeinen werden die Testverfahren dabei in parametrische und nichtparametrische Tests unterteilt (vgl. Brown und Warner 1980, S. 217; Cowan 1992, S. 343). Der Hauptunterschied zwischen den beiden Testverfahren liegt in den Verteilungsannahmen der Renditen. Parametrische Testverfahren gehen von einer Standardnormalverteilung der *abnormal returns* einzelner Unternehmen aus (vgl. MacKinlay 1997, S.32). Im Gegensatz dazu sind nichtparametrische Testverfahren frei von solchen Verteilungsannahmen, weisen aber eine geringere Teststärke als die parametrischen Verfahren auf (vgl. Brown und Warner 1985). Um die Signifikanz der berechneten AARs und CAARs zu messen, werden in dieser Arbeit zwei Teststatistiken herangezogen, die typischerweise in der Event-Studie Methodik verwendet werden. Zum einen wird wie in Bosch und Hirschey (1989), Cooper, Dimitrov und Rau (2001) und Kot (2011), der *Crude Dependence Test* nach Brown und Warner (1985) verwendet. Zum anderen ist trotz dem Ausschluss von kleinen und illiquiden Unternehmen die Liquidität und die durchschnittliche Markkapitalisierung des Samples eher gering. Dadurch könnten die Annahmen des parametrischen Tests verletzt sein. Aus diesem Grund wird, um die Robustheit der Resultate zu erhöhen, zusätzlich noch der *Traditional Sign-Test* nach Cowan (1992) herangezogen.

4 Empirische Analyse

In diesem Kapitel werden die Ergebnisse der empirischen Analyse präsentiert. Die Tabelle 3 zeigt die *constant-mean adjusted average abnormal returns* (AARs) für die Zeitperiode von $t = -5$ bis $t = +5$ (Panel A) sowie die *constant-mean adjusted cumulative average abnormal returns* (CAARs) für die drei *Event-Windows* von $[t = -5$ bis $t = -1]$, $[t = -1$ bis $t = +1]$ und $[t = +1$ bis $t = 5]$ (Panel B). Die jeweiligen Berechnungen der AARs, CAARs und den beiden Teststatistiken wurden mit Hilfe von *Matlab* und der *Eventstudymetrics*-Software durchgeführt.⁸

4.1 Constant-mean adjusted abnormal returns

Panel A der Tabelle 3 zeigt, dass die 29 Unternehmen, die zwischen Juli 2014 und November 2018 eine *Blockchain*-Namensänderung durchgeführt haben, über das gesamte *Event-Window* $[t = -5$ bis $t = +5]$ hinweg, einen hochsignifikant positiven CAAR von 30.142% erzielt haben.⁹

In der Periode vor dem *Event-Datum* $[t = -5; t = -1]$ ist keine signifikante Reaktion der Aktienpreise auszumachen (vgl. Panel B). Der CAAR für diese Zeitperiode beträgt 3.691% (t-Statistik: 0.823; Sign Test: 0.921). Demgegenüber ist der CAAR für die Zeitperiode von $t = -1$ bis $t = +1$ signifikant positiv. In den drei Tagen um das *Event-Datum* herum, ist der CAAR der 29 Unternehmen 15.976% (t-Statistik: 4.529; Sign Test: 2.438). Dies entspricht 53% der kumulierten Reaktion des gesamten *Event-Windows*. Dabei sind die AARs an allen drei Tagen signifikant. Der grösste AAR lässt sich am Tag $t = +1$ beobachten, wo die Unternehmen einen AAR von 9.382% erzielen. Dieser ist statistisch zum 1% Niveau bzw., wenn man den Sign Test heranzieht, zum 5% Niveau signifikant.

Auch im *Event-Window* $[t = +1$ bis $t = +5]$ erzielen die untersuchten Unternehmen noch positive Überrenditen von 22.665%. Vor allem am Tag

⁸<https://eventstudymetrics.com/>

⁹t-Statistik: 4.229; Sign Test: 2.438 (nicht gezeigt in der Tabelle). Das heisst, dass sich der CAAR zum 1% Signifikanzniveau von Null unterscheidet.

Tabelle 3: Constant-mean adjusted Returns

Diese Tabelle zeigt den Effekt einer *Blockchain*-Namensänderung für 29 Unternehmen, die zwischen 2014 und 2018 eine solche Namensänderung durchgeführt haben. In Panel A sind die *constant-mean adjusted average abnormal returns (AARs)* sowie die *constant-mean adjusted cumulative average abnormal returns (CAARs)* für den Zeitraum $[-5; +5]$ aufgeführt. Die *abnormal returns* berechnen sich aus der Differenz der erzielten Rendite der jeweiligen Firma und dem Mittelwert der 120 Tagesrenditen des Unternehmens vor dem *Event-window*. Die jeweiligen Renditen stammen aus der *Thomson Reuters Datastream* Datenbank. Panel B zeigt die *Constant mean-adjusted cumulative abnormal returns (CAARs)* für die drei *Event-Windows* $[-1; +1]$, $[-5; -1]$ und $[+1; +5]$. Die *CAARs* ergeben sich aus der Summe der *AARs* über den *Event-window*. Die t-Statistiken entsprechen dem *Crude Dependence Test* (t-Statistik) sowie dem *Traditional Sign Test* (Sign Test).

Panel A: Constant-mean adjusted AARs

<i>Tag</i>	<i>AAR</i>	<i>t-Statistik</i>	<i>Sign Test</i>	<i>CAAR</i>
-5	-0.285%	-0.142	0.542	-0.285%
-4	0.550%	0.274	-0.216	0.265%
-3	-0.755%	-0.376	-1.354	-0.490%
-2	1.372%	0.684	0.921	0.882%
-1	2.808%	1.399	2.438***	3.691%
0	3.786%	1.886*	1.680*	7.476%
1	9.382%	4.675***	2.059**	16.858%
2	-2.085%	-1.026	1.301	14.800%
3	2.454%	1.223	0.542	17.254%
4	2.055%	1.023	-0.216	19.309%
5	10.833%	5.398***	0.921	30.142%

Panel B: Constant-mean adjusted CAARs

	<i>Event-window</i>		
	$[t = -1; t = +1]$	$[t = -5; t = -1]$	$[t = +1; t = +5]$
<i>CAAR</i>	15.976%	3.691%	22.665%
<i>t-Statistik</i>	4.529***	0.823	5.051***
<i>Sign Test</i>	3.917***	0.921	1.640

Signifikanzniveau: *** 1%, ** 5%, * 10%

$t = +5$ ist sind die *AARs* signifikant (t-Statistik: 5.398). Da jedoch nur die t-Statistik von Signifikanz ist, werden die Überrenditen mit grosser Wahrscheinlichkeit von vereinzelt Ausreissern in den Daten getrieben. Dies wird beim betrachten der *AR* der einzelnen Unternehmen deutlich. An diesem Tag erzielen die beiden Unternehmen *Long Blockchain* und *Northern Bitcoin* jeweils einen *AR* von 184% resp. 82%. Werden diese Beobachtungen aus dem Sample gelöscht, so wird die t-Statistik für $t = +5$ sowie auch für das gesamte *Event-Window* insignifikant.

4.2 Market model adjusted abnormal returns

Um die Robustheit der Resultate zu prüfen, wurde noch für ein Subset des Samples das *Market model* zur Berechnung der *normal returns* herangezogen (vgl. Tabelle 4). Das *Market model* hat dem *Constant-mean return model* gegenüber den Vorteil, dass durch die Berücksichtigung der Marktschwankungen, die Varianz der *abnormal returns* reduziert wird. Dies hat zur Folge, dass sich der Effekt eines Events besser beobachten lässt (vgl. MacKinlay 1997, S. 18). Das *Market model* basiert auf der Annahme eines konstanten und linearen Zusammenhangs zwischen den einzelnen Unternehmensrenditen und der Rendite eines Marktindex (vgl. MacKinlay 1997, S. 18). Der jeweilige *normal return* für das Unternehmen i zum Zeitpunkt t wird im *market model* wie folgt ermittelt:

$$E[R_{i,t}|X_t] = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

mit:

$$E[\varepsilon_{i,t}] = 0 \text{ und } var(\varepsilon_{i,t}) = \sigma_{\varepsilon_i}^2$$

$R_{m,t}$ entspricht dabei der Marktrendite zum Zeitpunkt t . $\varepsilon_{i,t}$ stellt den Fehlerterm dar. α_i , β_i und $\sigma_{\varepsilon_i}^2$ beschreiben die Parameter des *Market models*. Die Kursdaten aus dem *Estimation-Window* werden dabei zur Berechnung des unternehmensspezifischen Risikos α_i und des marktspe-

zifischen Risikos β_i herangezogen (vgl. Brown und Warner 1985, S. 7). Zur Schätzung α_i und β_i wird die OLS-Methode mit den Annahmen des klassischen linearen Regressionsmodells verwendet (vgl. zur Berechnung Campbell, Lo und MacKinlay 1997).

Da der Grossteil (17 der 29) Unternehmen ihren Börsensitz in den USA oder Kanada haben werden diese für das *Market model* Subsample verwendet. Als Referenzindex dient dabei ein gewichteter Index der aus dem *S&P/TSX Composite Index*, *MSCI Canada* und der *Nasdaq Composite Index* berechnet wird.¹⁰

Wie die Resultate in Panel A der Tabelle 4 zeigen, ist der *CAAR* über das gesamte *Event-Window* [$t = -5$ bis $t = +5$] mit 25.156% leicht tiefer als beim *Constant-mean return model* (30.142%). An der Signifikanz der Ergebnisse ändert dies jedoch nichts. Der *CAAR* ist mit einer t-Statistik von 2.428 resp. einem Sign Test 2.533 (nicht gezeigt in der Tabelle) auch mit den *Market model adjusted abnormal returns* weiterhin zum 1% Niveau signifikant von Null verschieden.

Auch wenn man die man die einzelnen *Event-Windows* in Panel B betrachtet, sieht man, dass sich die Resultate in den einzelnen *Event-Windows* nicht gross zu den vorherigen unterscheiden. In den Tagen vor dem *announcement date* [$t = -5$ bis $t = -1$] erzielen die Unternehmen keine signifikante Überrenditen. Der *CAAR* für diesen Zeitraum beträgt 4.129% (t-Statistik: 0.567; Sign Test: 0.988). In den Tagen um das *announcement date* herum [$t = -1$ bis $t = +1$] ist wiederum ein hochsignifikanter Effekt zu beobachten (*CAAR*: 16.209%; t-Statistik: 2.873; Sign Test: 2.533). Wie beim *Constant-mean return model* ist der grösste Effekt am Tag $t = +1$ zu beobachten. Der grösste Unterschied ist in den Tagen nach der Ankündigung [$t = +1$ bis $t = +5$] auszumachen. Zwar ist der erzielte *CAAR* der Unternehmen mit 18.164% tiefer als beim *Constant-mean return model*, im Gegensatz zu vorher sind hier aber beide Teststatistiken signifikant (t-Statistik: 2.494; Sign Test: 2.018). Beim Betrachten der Renditen der einzelnen Tage, wird aber auch hier wieder deutlich, dass die Signifikanz des *CAARs*, wie schon beim *Constant-mean return*

¹⁰Die Gewichtung erfolgt gemäss der Anzahl Unternehmen im jeweiligen Index.

Tabelle 4: Market model adjusted Returns

Diese Tabelle zeigt die *market model adjusted average abnormal returns* (*AARs*) sowie die *market model adjusted cumulative average abnormal returns* (*CAARs*) für den Zeitraum $[-5; +5]$ (Panel A). Panel B zeigt die *market model cumulative abnormal returns* (*CAARs*) für die drei *Event-Windows* $[-1; +1]$, $[-5; -1]$ und $[+1; +5]$. Die *CAARs* ergeben sich aus der Summe der *AARs* über den *Event-window*. Die *t*-Statistiken entsprechen dem *Crude Dependence Test* (*t*-Statistik) sowie dem *Traditional Sign Test* (*Sign Test*).

Panel A: Market model adjusted AARs				
<i>Tag</i>	<i>AAR</i>	<i>t-Statistik</i>	<i>Sign Test</i>	<i>CAAR</i>
-5	-1.384%	-0.425	0.472	-1.384%
-4	-0.786%	-0.236	-1.073	-2.152%
-3	-0.774%	-0.238	-0.558	-2.926%
-2	2.616%	0.803	1.63	-0.310%
-1	4.440%	1.363	2.533***	4.130%
0	2.862%	0.879	0.988	6.992%
1	8.908%	2.735***	2.018**	15.900%
2	-5.208%	-1.599	1.503	10.692%
3	0.698%	0.214	0.472	11.390%
4	1.499%	0.460	0.472	12.889%
5	12.267%	3.766***	0.988	25.156%

Panel B: Market model adjusted CAARs			
	<i>Event-window</i>		
	$[t = -1; t = +1]$	$[t = -5; t = -1]$	$[t = +1; t = +5]$
<i>CAAR</i>	16.209%	4.129%	18.164%
<i>t-Statistik</i>	2.873***	0.567	2.494***
<i>Sign Test</i>	2.533***	0.988	2.018**

Signifikanzniveau: *** 1%, ** 5%, * 10%

model, von den *ARs* der beiden Unternehmen *Long Blockchain* und *Northern Bitcoin* am Tag $t = +5$ getrieben wird. Möglicher Grund, dass diese beiden Unternehmen an diesem Tag solch extreme Überrenditen erzielen liegt darin, dass die beiden Unternehmen an diesem Tag zum ersten Mal

unter dem neuen Namen an der Börse gehandelt werden (*effective date*).

Daher wird im nächsten Abschnitt der Effekt einer *Blockchain*-Namensänderung für alle 29 Unternehmen untersucht, wenn anstatt dem *announcement date*, das *effective date* als *Event-Datum* verwendet wird.¹¹ Nach der *efficient-market hypothesis* von Malkiel und Fama (1970), sollten schon alle Informationen am *announcement date* in den Preisen reflektiert werden. Somit sollte am Tag an dem die Unternehmen zum ersten Mal unter dem neuen Namen an der Börse gehandelt werden kein Effekt mehr zu beobachten sein.

4.3 Announcement date vs Effective date

Tatsächlich ist aber beim Verwenden des *effective dates* der *Blockchain*-Effekt noch grösser (vgl. Abbildung 2 und Tabelle 5). In den 11 Tagen um das *effective date* herum, erzielen die Unternehmen einen *CAAR* von 63.642%. Schon im *Event-Window* [$t = -5$ bis $t = -1$] erzielen die Unternehmen einen signifikant positiven *CAAR* von 8.676% (vgl. Tabelle 5 Panel B). Dies ist insofern logisch, da in diesen Zeitraum der Effekt der Ankündigung hineinfließt. So ist klar, dass ein gewisser Effekt in den Aktienpreisen zu beobachten sein wird.

Der grösste Effekt ist im *Event-Window* [$t = -1$ bis $t = +1$] zu beobachten. In diesen drei Tagen erzielen die Unternehmen einen *CAAR* von 43.530% (t-Statistik: 12.797; Sign Test: 4.024). Alleine am ersten Tag an dem die Unternehmen unter dem neuen Namen gehandelt werden, erzielen sie im Durchschnitt eine Überrendite von 38.542% (t-Statistik: 19.652; Sign Test: 4.042). Der Markt reagiert also rasch auf die effektive Namensänderung. Dennoch lassen sich noch gewisse Verzögerungseffekte beobachten. In den Tagen nach dem Event [$t = +1$ bis $t = +5$] erzielen die Unternehmen weiterhin noch Überrenditen von 16.424%. Vor allem am Tag $t = +3$ und $t = +4$ erzielen die Unternehmen noch signifikante Überrenditen. Bis zum Tag $t = +5$ legt sich dieser Effekt jedoch wieder.

¹¹Zur Berechnung der *normal returns* hier dabei wieder das *Constant-mean return model* verwendet.

Tabelle 5: Ergebnisse mit dem *effective date* als *Event-Datum*

Diese Tabelle zeigt den Effekt einer *Blockchain*-Namensänderung für 29 Unternehmen, die zwischen 2014 und 2018 eine solche Namensänderung durchgeführt haben. Das *Event-Datum* entspricht hier dem Tag, an dem die Unternehmen das erste Mal unter dem neuen Namen an der Börse gehandelt wurden. Analog zur Tabelle 3 sind in Panel A die *Constant-mean adjusted average abnormal returns (AARs)* sowie die *Constant-mean adjusted cumulative average abnormal returns (CAARs)* für den Zeitraum $[-5; +5]$ aufgeführt. Panel B zeigt die *Constant mean-adjusted cumulative abnormal returns (CAARs)* für die drei *Event-Windows* $[-1; +1]$, $[-5; -1]$ und $[+1; +5]$. Die t-Statistiken entsprechen dem *Crude Dependence Test* (t-Statistik) sowie dem *Traditional Sign Test* (Sign Test).

Panel A: Constant-mean adjusted AARs

<i>Tag</i>	<i>AAR</i>	<i>t-Statistik</i>	<i>Sign Test</i>	<i>CAAR</i>
-5	1.356%	0.691	-0.157	1.356%
-4	1.017%	0.518	0.603	2.373%
-3	0.791%	0.403	0.603	3.164%
-2	4.180%	2.128**	1.743*	7.344%
-1	1.322%	0.678	0.223	8.676%
0	38.542%	19.625***	4.024***	47.218%
1	3.656%	1.861	1.363	50.874%
2	2.548%	1.297	0.603	53.422%
3	3.661%	1.864*	-0.157	57.083%
4	5.837%	2.972***	0.603	62.920%
5	0.722%	0.3675	0.983	63.642%

Panel B: Constant-mean adjusted CAARs

	<i>Event-window</i>		
	$[t = -1; t = +1]$	$[t = -5; t = -1]$	$[t = +1; t = +5]$
<i>CAAR</i>	43.530%	8.676%	16.424%
<i>t-Statistik</i>	12.797***	1.976**	3.740***
<i>Sign Test</i>	4.024***	0.603	0.983

Signifikanzniveau: *** 1%, ** 5%, * 10%

Die bisherigen Resultate zeigen, dass *reine Blockchain*-Namensänderungen einen signifikanten Einfluss auf die durchschnittliche Aktienpreise der jeweiligen Unternehmen haben.¹² Ob sich die Erwartungen der Investoren an die zukünftigen Cashflows des Unternehmens geändert haben, oder ob sich der Effekt auf eine Irrationalität der Investoren zurückzuführen, lässt sich jedoch zu diesem Zeitpunkt nicht genau sagen.

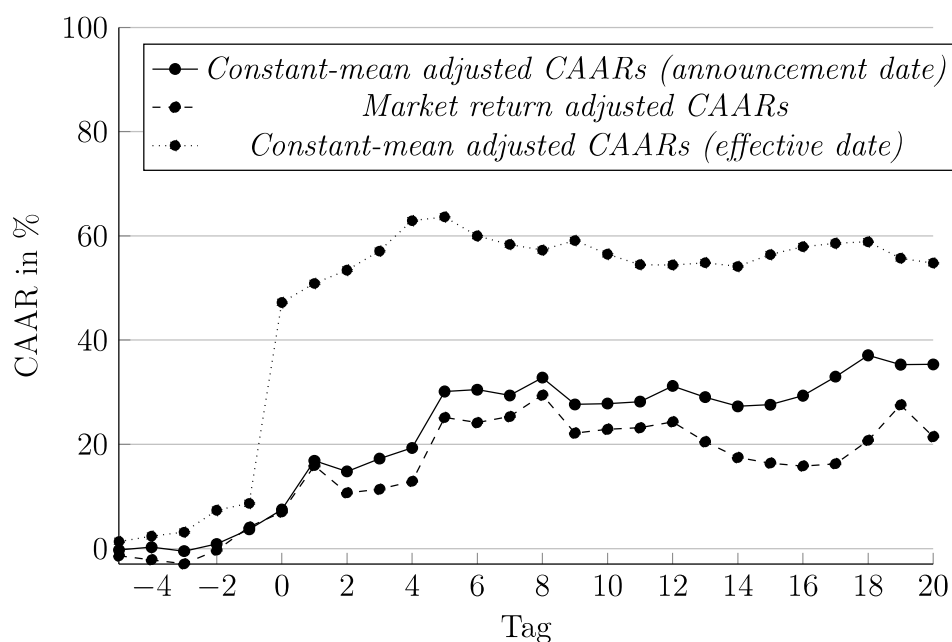


Abbildung 2: CAARs in der langen Frist

Für Ersteres spricht, dass es sich beim Blockchain-Effekt nicht nur um einen vorübergehenden Effekt handelt. Dies wird deutlich wenn man das Even-Window vergrößert. In der Abbildung 2 sieht man, dass sich die CAARs bis zu 20 Tagen nach dem Event-Datum nicht signifikant verringern. Dies würde darauf hindeuten, dass sich eine Namensänderung positiv auf die Erwartungen der Investoren bezüglich den zukünftigen Cashflows des Unternehmens auswirkt.

¹²Wäre der *Blockchain*-Effekt also ein Kandidat für eine profitable Handelstrategie gewesen? In dem Masse, in dem ein Investor in Echtzeit die *announcement* und die *effective dates* hätte identifizieren können, dann deuten die Resultate dieser Event-Studie darauf hin, dass die Antwort zu dieser Frage ja ist.

Die Tatsache aber, dass der *Blockchain*-Effekt grösser ist wenn man das *effective date* als *Event-Datum* verwendet, spricht eher für die Irrationalitätsannahme. Investoren lassen sich von Namensänderungen blenden und wollen um jeden Preis mit der wachsenden und potenziell lukrativen Branche in Verbindung gebracht werden.

4.4 Positiv vs Negativ

Um diese gegensätzliche Beobachtungen noch genauer zu untersuchen, wird als nächstes der Effekt einer *Blockchain*-Namensänderung in verschiedenen Marktbedingung betrachtet. Dabei werden die 29 Unternehmen des originalen Samples in zwei Kategorien eingeteilt. Die eine Kategorie umfasst Unternehmen, die eine Namensänderung in einer eher positiven Marktstimmung durchgeführt haben (*Positiv*). Die andere besteht aus Unternehmen die in einer eher negativen Marktstimmung eine Namensänderung durchgeführt haben (*Negativ*). Als Proxy für die allgemeine Marktstimmung dient der Preis einer *Bitcoin*-Einheit. Wenn in den 90 Tagen vor der Namensänderung der durchschnittliche Marktpreis einer Bitcoin-Einheit steigend (fallend) war, wurde das jeweilige Unternehmen in die Kategorie *Positiv* (*Negativ*) eingeteilt.

Falls die Investoren eine gewisse irrationale Verhaltensweise an den Tag legen, so kann man eher erwarten, dass der Effekt einer Umbenennung in verschiedenen Marktbedingungen unterschiedlich ist. Irrationale Investoren lassen sich eher vom Marktumfeld beeinflussen und so wäre zu erwarten, dass man man eher im Subsample *Positiv* einen Effekt beobachten kann. Wenn die Anleger rational sind, dann sollten ihre Reaktionen auf Namensänderungen weniger anfällig für Veränderungen der Marktbedingungen sein.

In der Abbildung 3 wird deutlich, dass die positive Marktstimmung einen starken Effekt auf die Resultate hat. Während die Unternehmen des Subsamples *Positiv* über das gesamte *Event-Window* [$t = -5$ bis $t = +5$] einen *CAAR* von 48.44% erzielen, ist der *CAAR* des Subsamples *Negativ* über den gleichen Zeitraum leicht negativ (-4.62%). Auch in der Tabelle

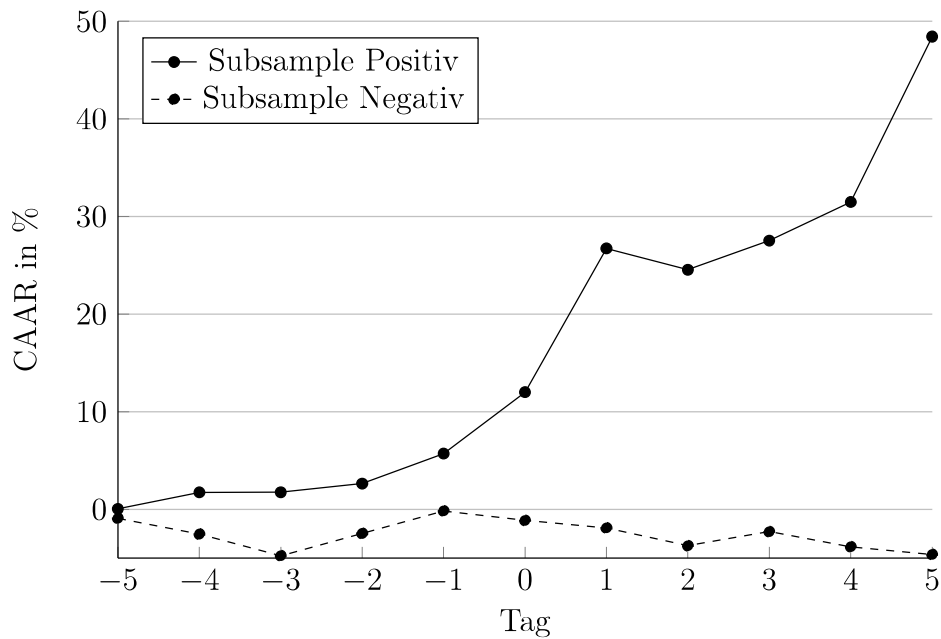


Abbildung 3: Vergleich der *Constant-mean adjusted CAARs* in verschiedenen Marktbedingungen

6 erkennt man, dass nur die Unternehmen im Subsample *Positiv* signifikante *CAARs* erzielt haben. Beispielsweise erzielen die Unternehmen des Subsamples *Positiv*, in den drei Tagen um das *Event Datum* herum, einen *CAAR* von 24.086%. Dieser ist Signifikant zum 1% Signifikanzniveau (t-Statistik: 5.279; Sign Test: 3.577). Im gleichen Zeitraum erzielen die Unternehmen des Subsamples *Negativ* lediglich einen insignifikanten *CAAR* von 0.567% (t-Statistik: 0.110; Sign Test: 0.530).

Die Resultate zeigen, dass die Marktstimmung einen grossen Einfluss auf die erzielten Renditen der Unternehmen haben. Es scheint so, dass der beobachtete *Blockchain*-Effekt auf eine gewisse Irrationalität der Investoren zurückzuführen ist.

Tabelle 6: Vergleich *Positiv* vs *Negativ*

In dieser Tabelle sind die Resultate des Vergleichs der Unternehmen die in einer positiven Marktstimmung eine *Blockchain*-Namensänderung durchgeführt haben (*Positiv*) und den Unternehmen die in einer negativen Marktumgebung eine solche Namensänderung durchgeführt haben (*Negativ*). In Panel A sind die *Constant-mean adjusted average abnormal returns (AARs)* sowie die *Constant-mean adjusted cumulative abnormal returns (CAARs)* für den Zeitraum $[-5; +5]$ aufgeführt. Panel B zeigt die *Constant mean-adjusted cumulative abnormal returns (CAARs)* für die drei *Event-Windows* $[-1; +1]$, $[-5; -1]$ und $[+1; +5]$. Die t-Statistiken entsprechen dem *Crude Dependence Test (t-Stat)* sowie dem *Traditional Sign Test (Sign Test)*.

Panel A:				Constant-mean adjusted AARs Positiv				Constant-mean adjusted AARs Negativ				
Tag	AAR	t-Stat	Sign Test	CAAR	AAR	t-Stat	Sign Test	CAAR	AAR	t-Stat	Sign Test	CAAR
-5	0.044%	0.017	0.754	0.04%	-0.909%	-0.306	0.111	-0.91%	-1.626%	-0.548	-1.394	-2.54%
-4	1.696%	0.643	0.754	1.74%	-2.213%	-0.745	-1.394	-4.75%	2.280%	0.768	1.171	-2.47%
-3	0.012%	-0.005	-0.657	1.75%	2.310%	0.778	0.530	-0.16%	-0.974%	-0.328	-0.111	-1.13%
-2	0.894%	0.340	0.284	2.65%	-0.768%	-0.259	-0.111	-1.90%	2.280%	0.768	1.171	-2.47%
-1	3.071%	1.166	2.636***	5.72%	-1.817%	-0.612	-0.753	-3.72%	2.310%	0.778	0.530	-0.16%
0	6.291%	2.388***	2.166**	12.01%	1.433%	0.483	-0.111	-2.28%	-0.974%	-0.328	-0.111	-1.13%
1	14.724%	5.589***	2.636***	26.73%	-1.548%	-0.521	-1.394	-3.83%	-0.768%	-0.259	-0.111	-1.90%
2	-2.185%	-0.829	2.166**	24.55%	-0.792%	-0.267	-0.753	-4.62%	-1.817%	-0.612	-0.753	-3.72%
3	2.991%	1.135	0.754	27.54%	1.433%	0.483	-0.111	-2.28%	1.433%	0.483	-0.111	-2.28%
4	3.950%	1.499	0.754	31.49%	-1.548%	-0.521	-1.394	-3.83%	-1.548%	-0.521	-1.394	-3.83%
5	16.952%	6.434***	1.639*	48.44%	-0.792%	-0.267	-0.753	-4.62%	-0.792%	-0.267	-0.753	-4.62%

Panel B:		Constant-mean adjusted CAARs Positiv			Constant-mean adjusted CAARs Negativ		
		Event-window			Event-window		
		$ t = -1; t = +1 $	$ t = -5; t = -1 $	$ t = +1; t = +5 $	$ t = -1; t = +1 $	$ t = -5; t = -1 $	$ t = +1; t = +5 $
CAAR	24.086%	5.717%	36.432%	0.567%	-0.159%	-3.492%	
t-Statistik	5.279***	0.971	6.185***	0.110	-0.024	-0.526	
Sign Test	3.577***	1.225	2.636***	0.530	-0.111	-0.753	

Signifikanzniveau: *** 1%, ** 5%, * 10%

4.5 Small vs Big

Zum Schluss wird noch untersucht, ob die Grösse der Unternehmen einen Einfluss auf den *Blockchain*-Effekt hat. Da es sich bei den untersuchten Unternehmen grösstenteils um sehr kleine Unternehmen handelt, die sonst nicht in den Nachrichten erwähnt werden und daher auch von Investoren keine grosse Beachtung erhalten, besteht die Möglichkeit, dass der beobachtete Effekt nicht nur auf die *Blockchain*-Namensänderung zurückzuführen ist, sondern dass Nachrichten jeglicher Art einen Einfluss auf die Aktienkurse haben könnten. So haben Gupta und Aggarwal (2014) in ihrer Studie gezeigt, dass Namensänderungen nur bei kleinkapitalisierten Unternehmen zu signifikanten Ergebnissen führen. Bei Unternehmen mit einer mittlerer und grosser Marktkapitalisierung hingegen, lässt sich kein Effekt beobachten.

Um dies zu untersuchen, wird das originale Sample wiederum in zwei Subsamples unterteilt. Das Subsample *Small* besteht dabei aus allen Unternehmen mit einer Marktkapitalisierung kleiner als USD 10 Mio. (gemäss *Datastream*). Im Subsample *Big* sind alle Unternehmen mit einer Marktkapitalisierung grösser als USD 10 Mio.. Wenn es sich wirklich um einen *Tiny firm Effect* handelt, so würde man erwarten, dass nur die *CAARs* des Subsample *Small* signifikant sind.

Der Vergleich der Resultate der beiden Subsamples zeigt, dass der Effekt einer *Blockchain*-Namensänderung für Unternehmen des Subsamples *Small* klar grösser ist als für Unternehmen des Subsamples *Big* (*CAAR Small*: 95.719%; *CAAR Big*: 40.999%) (vgl. Abbildung 4 und Tabelle 7). Zwar erzielen die Unternehmen des Subsamples *Big* in den Tagen vor der Umbenennung noch einen höheren *CAAR* als die Unternehmen des Subsamples *Small*, dies ändert sich jedoch in den drei Tagen um das Event-Datum herum. Im *Event-Window* [$t = -1$ bis $t = +1$] erzielen die Unternehmen des Subsamples *Small* einen *CAAR* von 65.359% (t-Statistik: 10.853; Sign Test: 2.764). Die Unternehmen des Subsamples *Big* erzielen im gleichen Zeitraum „nur“ einen *CAAR* von 28.122%. Dieser ist jedoch wie beim Subsample *Small* signifikant zum 1% Niveau.

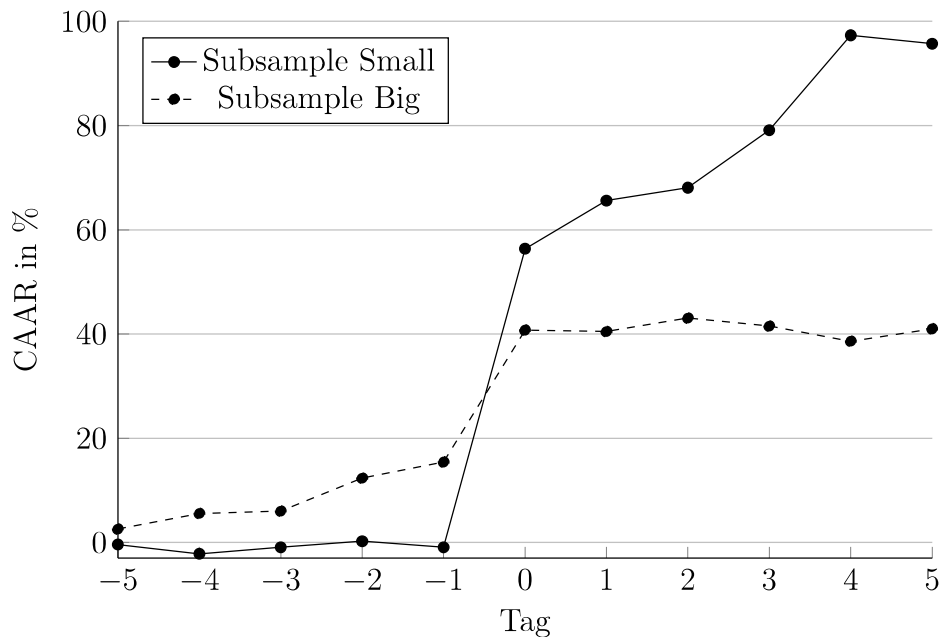


Abbildung 4: Der Vergleich der *Constant-mean adjusted CAARs* mit unterschiedlicher Marktkapitalisierung

Und während die Unternehmen des Subsamples *Small* in den Tagen nach der Namensänderung noch einen *CAAR* von 39.339% (mit einer hochsignifikanten t-Statistik von 5.090) erzielen, ist der *CAAR* für das Subsample *Big* mit 0.250% insignifikant.

Es zeigt sich, dass – wie schon in der Studie von Gupta und Aggarwal (2014) – der Effekt einer Namensänderung bei Unternehmen mit einer kleinen Marktkapitalisierung grösser ist als bei den grosskapitalisierten Unternehmen. Im Gegensatz zu Gupta und Aggarwal (2014) aber, über das gesamte *Event-Window* hinweg, hier auch für das Subsample *Big* noch ein signifikanter Effekt zu beobachten. Somit ist der *Blockchain-Effekt* ist also nicht nur auf den *Tiny Firm Effekt* zurückzuführen. Man sollte jedoch beachten, dass die durchschnittliche Marktkapitalisierung der Unternehmen des Subsamples *Big* mit USD 207.83 Mio. weiterhin noch sehr klein ist.

Tabelle 7: Vergleich Small vs Big

Diese Tabelle zeigt den Effekt einer Blockchain-Namensänderung für 29 Unternehmen, die zwischen 2014 und 2018 eine solche Namensänderung durchgeführt haben. Analog zur Tabelle 3 sind in Panel A die *Constant-mean adjusted average abnormal returns (AARs)* sowie die *Constant-mean adjusted cumulative average abnormal returns (CAARs)* für den Zeitraum $[-5; +5]$ aufgeführt. Panel B zeigt die *Constant mean-adjusted cumulative abnormal returns (CAARs)* für die drei *Event-Windows* $[-1; +1]$, $[-5; -1]$ und $[-1; +5]$. Die t-Statistiken entsprechen dem *Crude Dependence Test* (t-Statistik) sowie dem *Traditional Sign Test* (Sign Test).

Panel A: Constant-mean adjusted AARs Small				Constant-mean adjusted AARs Big				
<i>Tag</i>	<i>AAR</i>	<i>t-Stat</i>	<i>Sign Test</i>	<i>CAAR</i>	<i>AAR</i>	<i>t-Stat</i>	<i>Sign Test</i>	<i>CAAR</i>
-5	-0.375%	-0.108	-0.832	-0.38 %	2.578%	1.130	0.480	2.58%
-4	-1.787%	-0.514	-0.233	-2.16 %	2.996%	1.314	0.973	5.57%
-3	1.254%	0.361	0.966	-0.91 %	0.464%	0.204	-0.012	6.04%
-2	1.152%	0.331	2.165**	0.24%	6.317%	2.770***	0.480	12.36%
-1	-1.151%	-0.331	-0.832	-0.91 %	3.084%	1.352	0.973	15.44%
0	57.287%	16.476***	2.764***	56.38%	25.311%	11.098***	2.943***	40.75%
1	9.223%	2.653***	0.966	65.60%	-0.273%	-0.120	0.973	40.48%
2	2.481%	0.714	0.075	68.08%	2.595%	1.138	-0.505	43.07%
3	11.043%	3.176***	0.367	79.13%	-1.549%	-0.679	-0.505	41.52%
4	18.204%	5.236***	0.966	97.33%	-2.892%	-1.268	-0.012	38.63%
5	-1.162%	-0.464	0.367	95.72%	2.369%	1.039	0.973	41.00%

Panel B: Constant-mean adjusted CAARs Small				Constant-mean adjusted CAARs Big			
<i>Event-window</i>				<i>Event-window</i>			
	$ t = -1; t = +1 $	$ t = -5; t = -1 $	$ t = +1; t = +5 $	$ t = -1; t = +1 $	$ t = -5; t = -1 $	$ t = +1; t = +5 $	
<i>CAAR</i>	65.359%	-0.907%	39.339%	28.122%	15.439%	0.250%	
<i>t-Statistik</i>	10.853***	-0.117	5.060***	7.119***	3.028***	0.049	
<i>Sign Test</i>	2.764***	-0.233	1.565	2.943***	0.973	-0.012	

Signifikanzniveau: *** 1%, ** 5%, * 10%

5 Konklusion

In dieser Arbeit wurde der Effekt einer Firmenumbenennung in „*Blockchain*...“ auf den Unternehmenswert untersucht. Im Rahmen einer Event-Studie wurden 29 Unternehmen betrachtet, die zwischen 2014 und 2018 eine solche Namensänderung durchgeführt haben.

Bisherige Studien, die den Einfluss einer Namensänderung von Unternehmen auf den Unternehmenswert untersucht haben, liefern unterschiedliche Ergebnisse. Während einige Studien zeigen, dass eine Umbenennung keinen oder sogar einen negativen Einfluss auf den Unternehmenswert hat (vgl. u.a. Howe 1982; Josev, Chan und Faff 2004; Karpoff und Rankine 1994), kommen andere Studien zum Schluss, dass eine Umbenennung einen positiven Effekt auf den Unternehmenswert hat (vgl. u.a. Horsky und Swyngedouw 1987; Cooper, Dimitrov und Rau 2001). Vor allem bei Umbenennungen, die gleichzeitig mit einer Restrukturierung oder Reorganisation des Unternehmens einhergehen lässt sich ein signifikanter Effekt beobachten (vgl. Bosch und Hirschey 1989; Kot 2011; Lee 2001; Naumovska und de Jong 2015).

Die Resultate dieser Arbeit zeigen, dass eine *reine Blockchain*-Namensänderung einen beachtlichen Effekt auf die Renditen hat. In den 11 Tagen um das *announcement date* herum, erzielten die untersuchten Unternehmen im Durchschnitt hochsignifikante Überrenditen von 30%. Dabei handelt es sich nicht nur um einen vorübergehenden Effekt. Der Werteffekt einer *Blockchain*-Namesänderung bleibt bis zu 20 Handelstage nach der Umbenennung bestehen. Eine blosser Verbindung mit *Blockchain* scheint für eine grosse und permanente Wertsteigerung des Unternehmens zu reichen.

Es muss jedoch beachtet werden, dass aufgrund der geringen Quantität der Daten, die Aussagekraft der Studie nur bedingt aussagekräftig ist. So kann es sein, dass die Resultate dieser Arbeit stark von einzelnen Ausreissern in den Daten beeinflusst werden. Um zuverlässigere Ergebnisse zu erzielen braucht es zusätzliche Daten. Eine Möglichkeit zusätzliche Daten zu sammeln wäre es nach Umbenennungen in verwandten The-

mengebieten zu suchen und zusätzlich Umbenennungen z.B. zu „*AI (Artificial Intelligence)*...“ oder „*IoT (Internet of Things)*...“ betrachten. Um die Frage, ob sich ein „*Blockchain*...“ Name auf den Unternehmenswert auswirkt, final zu beantworten, sind also noch weitere Studien notwendig.

Auch die Frage, ob es sich beim beobachteten Effekt um eine Irrationalität der Investoren handelt oder ob die Investoren rational sind und grosse Erwartungen an zukünftige Erträge aus der *Blockchain*-Technologie in den Aktienkurs miteinbeziehen, lässt sich anhand der vorliegenden Arbeit nicht eindeutig klären. Dies wird sich erst im Laufe der Zeit zeigen. Da aber der *Blockchain*-Effekt noch grösser ist, wenn anstatt dem *announcement date* das *effective date* als *Event-Datum* verwendet wird, gibt es Grund zur Annahme, dass der beobachteten Effekt zumindest teilweise auf eine gewisse Irrationalität der Investoren zurückzuführen ist. Gemäss der *efficient-market hypothesis* von Makiel und Fama (1970) sollten alle Informationen schon am *announcement date* in den Preisen reflektiert werden und am *effective date* kein Effekt mehr zu beobachten sein. Tatsächlich aber erzielen die Unternehmen in den 11 Tagen um das *effective date* herum Überrenditen von 63%. Auch die Tatsache, dass die Marktstimmung einen Einfluss auf die erzielten Überrenditen der Unternehmen hat spricht für die Irrationalitätsannahme. Während die Unternehmen, die in einer positiven Marktumgebung eine *Blockchain*-Namensänderung durchgeführt haben, in den 11 Tagen um die Namensänderung herum signifikant positive Überrenditen von 48.44% erzielen, sind die Überrenditen der Unternehmen die in negativen Marktstimmung eine Namensänderungen durchgeführt haben, über die gleiche Zeitperiode nicht nur insignifikant, sondern auch negativ (-4.62%).

Um diese Frage noch weiter zu analysieren, wäre es spannend zu untersuchen, was für einen Einfluss eine Namensänderung auf das Handelsvolumen der Aktien hat. Auch wäre es spannend anzuschauen wie sich die Aktienrenditen in der langen Frist verhalten. Es bieten sich also genügend Möglichkeiten für die zukünftige Forschung.

Literaturverzeichnis

- Bae, K.H./ Wang, W (2012): What's in a „China“ Name? A Test of Investor Attention Hypothesis, in: *Financial Management*, 41. Jg., Nr. 2, S. 429–455.
- Berentsen, A./ Schär, F. (2017): Bitcoin, Blockchain und Kryptoassets: Eine umfassende Einführung, 1. Aufl., Books on Demand, Norderstedt.
- BI (Business Insider) (2017): UK Gaming Company's Stock Jumps 20% After it Says it's Getting Into 'Blockchain and Cryptocurrency', URL: <https://www.businessinsider.de/veltyco-exploring-blockchain-and-cryptocurrency-stock-jumps-2017-12> (04.11.2018).
- BI (Business Insider) (2018): Shares in a Telecoms Company Jumped 130% After it Pivoted to Blockchain, URL: <https://www.businessinsider.de/stapleton-capitals-stock-rises-130-after-blockchain-pivot-2018> (04.11.2018).
- Bosch, J.C./ Hirschey, M. (1989): The Valuation Effects of Corporate Name Changes, in: *Financial Management*, 18. Jg., Nr. 4, S. 64–73.
- Branca, A.S./ Borges, M.R. (2011): The Impact of Corporate Rebranding on the Firm's Market Value, in: *International Journal of Latest Trends in Finance & Economic Sciences*, 1. Jg., Nr. 4, S. 175–182.
- Brown, J.B./ Warner, S.J. (1980): Measuring Security Price Performance, in: *The Journal of Financial Economics*, 8. Jg., Nr. 3, S. 205–258.
- Brown, J.B./ Warner, S.J. (1985): Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies, in: *The Journal of Financial Economics*, 14. Jg., Nr. 1, S. 3–31.
- Campbell, J.Y./ Lo, A.W.C./ MacKinlay, A.C. (1997): *The Econometrics of Financial Markets*, 2. Aufl., Princeton University Press, New Jersey.

- Cooper, M.J./ Dimitrov, O./ Rau, P.R. (2001): A Rose.com by Any Other Name, in: *The Journal of Finance*, 56. Jg., Nr. 6, S. 2371–2388.
- Cooper, M.J./ Gulen, H./ Rau, P.R. (2005): Changing Names with Style: Mutual Fund Name Changes and Their Effects on Fund Flows, in: *The Journal of Finance*, 60. Jg., Nr. 6, S. 2825–2858.
- Cooper, M.J./ Khorana, A./ Osobov, I./ Patel, A./ Rau, P.R. (2005): Managerial Actions in Response to a Market Downturn: Valuation Effects of Name Changes in the Dot.com Decline, in: *The Journal of Corporate Finance*, 11. Jg., Nr. 1–2, S. 319–335.
- Cowan, A.R. (1992): Nonparametric Event Study Tests, in: *The Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2. Jg., Nr. 4, S. 343–358.
- Cowan, A.R./ Sergeant, A.M. (1996): Trading Frequency and Event Study Test Specification, in: *The Journal of Banking and Finance*, 20. Jg., Nr. 10, S. 1731–1757.
- FAZ (Frankfurter Allgemeine Zeitung) (2017): Wie ein Eisteehersteller seinen Wert steigert, URL: <http://www.faz.net/aktuell/wirtschaft/long-blockchain-eisteehersteller-aendert-namen-ein-boersenerfolg-15354801.html> (29.10.18).
- Gioia, D.A./ Schultz, M./ Corley, K.G. (2000): Organizational Identity, Image, and Adaptive Instability, in: *The Academy of Management Review*, 15. Jg., Nr. 1, S. 63–81.
- Gupta, M./ Aggarwal, N. (2014): The Impact of Stock Name Change on Shareholder Wealth, in: *The Journal of Management Research*, 14. Jg., Nr. 1, S. 15–24.
- Higgins, R.C. (2012): Analysis for Financial Management, 10. Aufl., McGraw-Hill, New York.

- Higginson, M./ Lorenz, J.T./ Münstermann, B./ Olesen, P.B. (2017): The Promise of Blockchain, URL: <https://www.mckinsey.com/industries/financial-services/our-insights/the-promise-of-blockchain> (15.11.18).
- Horsky, D./ Swyngedouw, P. (1987): Does It Pay to Change Your Company's Name? A Stock Market Perspective, in: *Marketing Science*, 6. Jg., Nr. 4, S. 320–335.
- Howe, J.S. (1982): A Rose by Any Other Name? A Note on Corporate Name Changes, in: *The Financial Review*, 17. Jg., Nr. 4, S. 271–278.
- ISITC (2016): Annual ISITC Survey Reveals Financial Industry Focus on Disruptive Technology, URL: <https://www.isitc.org/news/press-releases/annual-isitc-survey-reveals-financial-industry-focus-on-disruptive-technology> (04.01.19).
- Josev, T./ Chan, H./ Faff, R. (2004): What's in a Name? Evidence on Corporate Name Changes From the Australian Capital Market, in: *Pacific Accounting Review*, 16. Jg., Nr. 1, S. 57–76.
- Karbhari, Y./ Sori, Z.M./ Mohamad, S. (2004): Shareholder Wealth Effects and Corporate Name Change: Evidence from Malaysia, in: *Corporate Ownership and Control*, 2. Jg., Nr. 1, S. 38–49.
- Karim, B. (2011): Corporate Name Change and Shareholder Wealth Effect: Empirical Evidence in the French Stock Market, in: *The Journal of Asset Management*, 12. Jg., Nr. 3, S. 203–213.
- Koku, P.S. (1997): Corporate Name Change Signaling in the Services Industry, in: *The Journal of Services Marketing*, 11. Jg., Nr. 6, S. 392–408.
- Kot, H.W (2011): Corporate Name Changes: Price Reactions and Long-run Performance, in: *The Pacific-Basin Finance Journal*, 19. Jg., Nr. 2, S. 230–244.

- Lee, P.M. (2001): What's in a Name.com?: The Effects of ‚.Com’ Name Changes on Stock Prices and Trading Activity, in: *Strategic Management Journal*, 22. Jg., Nr. 8, S. 793–804.
- MacKinlay, A.C. (1997): Event Studies in Economics and Finance, in: *The Journal of Economic Literature*, 35. Jg., Nr. 1, S. 13–39.
- Malkiel, B.G./ Fama, E.F. (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, in: *The Journal of Finance*, 25. Jg., Nr. 2, S. 383–417.
- McWilliams, A./ Siegel, D. (1997): Event Studies in Management Research: Theoretical and Empirical Issues, in: *The Academy of Management Journal*, 40. Jg., Nr.3, S. 626–657.
- Nakamoto, S. (2008): Bitcoin: A Peer-to-Peer Electronic Cash System, URL: <https://bitcoin.org/bitcoin.pdf> (01.11.2018).
- Naumovska, I./ De Jong, A. (2015): A Note on Event Studies in Finance and Management Research, in: *Review of Finance*, 20. Jg., Nr. 4, S. 1659–1672.
- Pham, L. (2017): This Company Added the Word „Blockchain“ to its Name and Saw its Shares Surge 394%, URL: <https://www.bloomberg.com/news/articles/2017-10-27/what-s-in-a-name-u-k-stock-surges-394-on-blockchain-rebrand> (04.11.18).
- Quartz (2018): Kodak is Trying to Stay Relevant With A Cryptocurrency Scheme Run by Paparazzi, URL: <https://qz.com/1176495/kodakcoin-kodak-is-trying-to-stay-relevant-with-a-cryptocurrency-scheme-run-by-paparazzis/> (29.10.18).
- Scherk, J./ Pöchlacker-Tröscher, G. (2017): Die Blockchain – Technologiefeld und wirtschaftliche Anwendungsbereiche, Wien: BMVIT, Bereich Innovation.

Skella, J. (2017): A Blockchain Explanation your Parents Could Understand, URL: <https://www.linkedin.com/pulse/blockchain-explanation-your-mum-could-understand-jamie-skella/> (20.01.19).

Voshmgir, S. (2016): Blockchains, Smart Contracts und das Dezentrale Web, Technologiestiftung Berlin, URL: https://www.technologiestiftung-berlin.de/fileadmin/daten/media/publikationen/170130_BlockchainStudie.pdf (13.11.18).

Wu, Y. (2010): What's in a Name? What Leads a Firm to Change its Name and What the New Name Foreshadows, in: *The Journal of Banking and Finance*, 34. Jg., Nr. 6, S. 1344–1359.