

Der Erfolg von Insidertransaktionen – Timing oder Fundamentalbewertung?

Von Cetin-Behzet Cengiz, Marc Emanuel Schüssler
und Rüdiger von Nitzsch, Aachen

I. Einleitung

Seit Juli 2002 sind Insider in Deutschland gemäß § 15a WpHG dazu verpflichtet, ihre Eigengeschäfte mit Aktien oder Derivaten unverzüglich an den Emittenten und die Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (BaFin) zu melden.¹ Unternehmensinsider sind Personen mit Führungsaufgaben. Dazu zählen Geschäftsführungs- oder Aufsichtsorgane sowie Personen mit regelmäßigem Zugang zu kursrelevanten Informationen. Die Meldepflicht umschließt zudem Personen, die in enger Beziehung zu diesen Insidern stehen. Dies betrifft Ehe- bzw. eingetragene Lebenspartner, unterhaltsberechtignte Kinder, verwandte sowie juristische Personen, bei denen der Insider Führungsaufgaben wahrnimmt.

Zahlreiche empirische Studien beschäftigen sich mit der Frage, ob Insider durch den Kauf bzw. Verkauf von Aktien des eigenen Unternehmens kurzfristig signifikante Überrenditen am Kapitalmarkt erzielen (vgl. z.B. *Betzer/Theissen* (2009)). Häufig findet in diesem Zusammenhang die Methodik der Ereignisstudie (vgl. *Brown/Warner* (1985) sowie *MacKinlay* (1997)) Anwendung. Abnormale Renditen, gemessen als Abweichung vom marktgleichgewichtigen Pfad um die Ereignisperiode, dienen dabei als Indikator signifikanter Renditeeffekte.

Die vorliegende Arbeit erweitert die Untersuchung der Profitabilität des Insiderhandels dahingehend, dass erstmals fundamentale Bewertungsmethoden in den Zusammenhang mit Insidertransaktionen gesetzt

¹ Im Rahmen des am 28. Oktober 2004 verabschiedeten Anlegerschutzverbesserungsgesetzes (AnSVG), welches die auf EU-Ebene bereits am 28. Januar 2003 erlassene Marktmissbrauchsrichtlinie in nationales Recht umsetzte, wurde festgelegt, dass die Meldung der Transaktionen innerhalb von 5 Werktagen zu erfolgen hat. Zudem wurde die Schwelle des Transaktionsvolumens gesenkt, nach der eine Meldepflicht besteht.

werden. Zunächst bestimmen wir innerhalb eines 271-Tage-Ereignisfensters mithilfe der Ereignisstudienmethodik kumulierte abnormale Renditen ($CAR = \text{cumulative abnormal returns}$) und testen diese auf Signifikanz. Es zeigt sich hierbei, dass neben Insidern auch Outsider durch bloße Nachahmung der Insidertransaktionen Überrenditen erzielen. Dieses Ergebnis entspricht im Wesentlichen den Resultaten aus bisherigen Untersuchungen für Deutschland.

In einem zweiten Schritt soll erstmalig getestet werden, ob ein Zusammenhang zwischen dem Fundamentalwert des Unternehmens auf Basis von Analystenschätzungen und dem Investitionsverhalten der Insider besteht. Hierzu berechnen wir die täglichen impliziten Unternehmensrisikoprämien in einem Zeitkorridor um den Transaktionstag der Insidertransaktionen und stellen fest, dass Insider insbesondere dann Aktien des eigenen Unternehmens erwerben (veräußern), wenn die Risikoprämien im Zeitablauf gestiegen (gesunken) sind. Zudem ist die durchschnittliche Risikoprämie vor dem Transaktionstag bei Käufen (Verkäufen) signifikant kleiner (größer) als am Transaktionstag selber. Dieses Ergebnis weist darauf hin, dass das Investitionsverhalten der Insider konsistent mit einer Investmentstrategie ist, die auf einer fundamentalen Bewertung des Unternehmens aufbaut. Insider investieren (desinvestieren) also speziell bei Vorliegen einer hohen (niedrigen) Risikoprämie.

Diese Beobachtung impliziert einen Zusammenhang zwischen der absoluten Höhe der Risikoprämien und der Höhe der abnormalen Renditen, welchen es gilt zu quantifizieren. Wir ermitteln daher über die bisherige Literatur hinausgehend abnormale Renditen von Insidertransaktionen in Abhängigkeit von der Höhe der fundamentalen Unternehmensbewertung. Unsere Resultate belegen die Vermutung, dass die Höhe der fundamentalen Unternehmensbewertungen einen signifikanten Einfluss auf die Höhe der abnormalen Renditen hat. Sie zeigen aber auch, dass bei Vorliegen fundamental unterdurchschnittlicher Bewertungen Insidertransaktionen zum Teil immer noch profitabel sind. Wir gehen daher von asymmetrisch verteilten Informationen zugunsten der Insider aus, die sich über fundamentale Kriterien hinaus in Timinginformationen widerspiegeln, welche sie bei ihren Transaktionsentscheidungen nutzen.

Vor diesem Hintergrund stellt sich abschließend die Frage, ob eine Kombination aus fundamentaler Bewertung und dem Timing der Insider zu einer profitableren Nachahmerstrategie für Outsider führt. Da der Fundamentalwert eines Unternehmens durch den Outsider selbst bestimmbar ist, das richtige Timing jedoch nicht, scheint eine solche Kom-

bination sinnvoll zu sein. Bisherige Arbeiten nutzten für eine Imitationsstrategie lediglich das Timing der Insider (vgl. *Stotz* (2006)). Zur Implementierung einer profitablen Strategie nehmen wir Aktien aus Insidertransaktionen erst beim Erreichen bestimmter Fundamentalkriterien in das fiktive Portfolio auf. Dadurch erwarten wir, dass aus beispielsweise Liquiditäts- bzw. Portfoliorestrukturierungsmotiven erworbene oder veräußerte Aktien aus dem Titelumiversum ausgeschlossen werden, wenn deren fundamentale Aussichten unterdurchschnittlich sind. Im Ergebnis fallen die erzielbaren *CARs* für Outsider höher aus als in der einfachen Nachahmerstrategie. Wir sehen daher das Zusammentreffen der Indikatoren Insidertransaktion und Fundamentalbewertung als hilfreich in der Titelselektion der Outsider an.

Abschließend untersuchen wir über multivariate Regressionsverfahren die Zusammenhänge zwischen den *CARs* und verschiedenen Variablen, welche die Struktur des Unternehmens und der Insidertransaktion berücksichtigen.

Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: Abschnitt II gibt einen Überblick über bisherige Arbeiten zum Thema Insiderhandel. In Abschnitt III folgt die Vorstellung des zu analysierenden Datensatzes und der verwendeten Methodik. Darauf aufbauend werden in Abschnitt IV die Ergebnisse der verschiedenen Ereignisstudien sowie in Abschnitt V die Ergebnisse der Querschnittsregressionen präsentiert. Der Abschnitt VI zieht ein Fazit.

II. Literaturüberblick

Eine der ersten empirischen Studien zum Insiderhandel stammt von *Jaffe* (1974). Mittels positiver Renditeabweichung vom Gleichgewichtspfad des CAPM kommt er für den US-amerikanischen Markt zu dem Ergebnis, dass sowohl Insider als auch Outsider selbst unter Berücksichtigung von Transaktionskosten langfristig signifikante Überrenditen erzielen. *Seyhun* (1986) geht jedoch davon aus, dass die Ergebnisse, die auf dem CAPM aufbauen, aufgrund eines möglichen *Size Effects* verzerrt sein können. Daher verwendet er das Marktmodell für die Ermittlung der erwarteten Renditen. Dieses findet auch in dieser Arbeit Anwendung. Er konstatiert anhand von US-Daten positive *CARs* nach Insidertransaktionen. Outsider sind jedoch aufgrund bestehender Transaktionskosten nicht in der Lage, von einem nachahmenden Verhalten zu profitieren. *Bettis/Vickry/Vickry* (1997) hingegen zeigen, dass trotz bestehender Transaktionskosten auch außenstehende Investoren Überrenditen erzie-

len können, wenn sie nur die öffentlich zugänglichen Informationen über große Insidertransaktionen zur Grundlage ihrer Strategie machen. *Lakonishok/Lee* (2001) untersuchen mithilfe von Daten für den US-amerikanischen Markt den Informationsgehalt von Insideraktivitäten im Zeitraum 1975–1995 und schlussfolgern, dass zumindest Insiderkäufe informativ sind. In einem kurzen Zeitraum von 5 Tagen nach der Insidertransaktion stellen sie jedoch noch keine signifikanten CARs fest. Dieses Erkenntnis steht im Widerspruch zu den hier aufgeführten Ergebnissen.

Neuere Arbeiten zum Thema Insiderhandel stammen beispielsweise von *Fidrmuc/Goergen/Renneboog* (2006). Die Autoren stellen in einer Nachahmerstrategie höhere abnormale Renditen in Großbritannien (GB) als in den USA fest. Als Erklärung dafür führen sie die beschleunigten Veröffentlichungspraktiken von Insidern in GB an. Eine weitere Erkenntnis ist, dass das von ihnen beobachtete Insidertiming eine sogenannte *Konträr-Strategie*² impliziert. Diese Beobachtung passt zu den Ergebnissen unserer Untersuchung. Sie beziehen zudem erstmalig Corporate Governance sowie weitere firmenspezifische Variablen in ihre Analyse mit ein. Ein wesentliches neues Ergebnis ihrer Arbeit ist, dass der Anteilsbesitz von Blockholdern einen signifikanten Einfluss auf die Höhe der CARs hat.

Zum Thema Insiderhandel existieren bereits einige Studien für Deutschland. *Stotz* (2006) dokumentiert auf Basis des BaFin-Datensatzes Ergebnisse aus dem ersten Jahr nach der Implementierung der neuen Veröffentlichungsvorschriften für Insidertransaktionen. Analog zu den meisten Arbeiten aus dem US-Raum kommt er zu dem Schluss, dass Unternehmensinsider auch in Deutschland abnormale Renditen realisieren. Outsider, die die Transaktionen der Insider imitieren, erzielen dabei nahezu dieselben abnormalen Renditen wie die Insider. Dies steht im Einklang zu unseren Resultaten. *Betzer/Theissen* (2009) kommen bezüglich der Höhe der Überrenditen zu einem ähnlichen Ergebnis. Erweiternd zeigen sie, dass die CARs von Unternehmen in Streubesitz am höchsten ausfallen. Dieses Resultat unterstützt die Hypothese, dass die Informationsasymmetrien zwischen Insidern und dem Kapitalmarkt in Unternehmen mit Streubesitz am größten sind. Zusätzlich untersuchen die beiden Autoren die Wirksamkeit eines potenziellen Handelsverbots vor Gewinnmitteilungen, wie es bereits in GB existiert. Insidertransaktionen, die kurz vor Gewinnankündigungen erfolgen, führen zu höheren abnormalen Ren-

² Insider kaufen, wenn die Kurse gesunken sind, und verkaufen, wenn die Kurse gestiegen sind.

diten. Dies lässt den Schluss zu, dass Informationsasymmetrien zwischen Insidern und dem Markt im Vorfeld von Gewinnmitteilungen besonders ausgeprägt sind und unterstreicht daher die Wichtigkeit, ein Handelsverbot innerhalb der sogenannten Blackoutperiode auch in Deutschland einzuführen.

Dymke/Walter (2008) stellen in ihrer Analyse zusätzlich auf die Handelsfrequenz von Insidern vor Ad-hoc-Meldungen des Unternehmens ab und kommen zu dem Ergebnis, dass speziell Mitglieder des Aufsichtsorgans ihre Insiderinformationen illegal ausnutzen. Dies macht sich in den außergewöhnlich hohen Kursgewinnen dieser Insider bemerkbar. Weitere Arbeiten zum deutschen Aktienmarkt stammen von *Rau* (2004) und *Heidron/Meyer/Pietrowiak* (2004), die ähnlich zu *Stotz* (2006) die Marktreaktion auf Insidertransaktionen untersuchen. *Klinge/Seifert/Stehle* (2005) berücksichtigen in ihrer Studie zusätzlich das Phänomen der Ereignisüberlappung, welches auch in dieser Arbeit Beachtung findet. *Dickgiesser/Kaserer* (2008) zeigen, dass die ermittelten abnormalen Renditen für Outsider hauptsächlich durch hohes Arbitrage-Risiko, gemessen durch die idiosynkratische Volatilität, getrieben werden.

Aussenegg/Ranzi (2008) erweitern die Analyse der Insidertransaktionen auf den europäischen Raum, wobei sie *La Porta/Lopez-de-Silanes/Shleifer/Vishny* (1998) entsprechend zwischen German-Civil-Law-Ländern und French-Civil-Law-Ländern unterscheiden. Die Autoren kommen zu dem Schluss, dass die CARs von Insidern in German-Civil-Law-Ländern höher ausfallen. Dieses Ergebnis ist ihrer Meinung nach auf höhere Informationsasymmetrien zwischen außenstehenden Investoren und Unternehmensinsidern in German-Civil-Law-Ländern zurückzuführen.

III. Datensatz und Methodik

Unsere empirische Analyse basiert auf den Datenbeständen der BaFin.³ Der betrachtete Zeitraum reicht vom 1. Juli 2002 bis zum 31. März 2008, wobei innerhalb dieser Periode 20.944 einzelne Transaktionen von Insidern in börsennotierten Unternehmen beobachtet wurden. Bei der Aufbereitung des Datensatzes schließen wir Transaktionen mit Derivaten, Aktienleihen und Schenkungen sowie Transaktionen im

³ Mithilfe von www.insiderdaten.de und den Meldungen auf den Unternehmensseiten wird der vorhandene BaFin-Datensatz auf Fehler geprüft und ggf. erweitert.

Rahmen von Übernahmen oder Kapitalerhöhungen aufgrund mangelnder Signalwirkung aus (vgl. *Dymke/Walter* (2008) sowie *Betzer/Theissen* (2009)). Wir eliminieren zudem Transaktionen mit ausländischer ISIN-Nummer sowie Inter-Insider Deals. Gleiches gilt für Transaktionen, bei denen die Vermögensposition eine zu kurze Kurshistorie aufweist.

Ist ein Unternehmen an einem Tag in mehr als eine Transaktion involviert, so aggregieren wir zur Verhinderung einer *Doppelzählung* die einzelnen Transaktionen. Wir unterscheiden dabei generell zwischen einer Aggregation über den Handelstag oder über den Veröffentlichungstag der Transaktion. Der finale Datensatz auf Basis des Handelstages enthält 8.415 Transaktionen (5.156 Käufe und 3.259 Verkäufe). Auf Basis des Veröffentlichungstages handelt es sich um 6.233 Transaktionen (3.876 Käufe und 2.357 Verkäufe).

Im ersten Schritt verwenden wir die Ereignisstudienmethodik, um den Einfluss von Insidertransaktionen auf die Aktienkurse zu ermitteln.⁴ Dabei führen wir die Ereignisstudien für Insiderkäufe und Insiderverkäufe auf Basis des Transaktionstages und auf Basis des Veröffentlichungstages als Ereignisdatum durch. Wir wählen dazu ein 271-Tage-Ereignisfenster, welches sich von t_{-20} bis t_{250} erstreckt und in t_0 das Ereignisdatum beinhaltet. Abnormale Renditen für die einzelnen Transaktionen $i = 1, \dots, n$ werden folgendermaßen berechnet:

$$(1) \quad AR_{i,t} = R_{i,t} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_{i,m} \cdot R_{m,t}) \quad t = -20, \dots, 250$$

$R_{i,t}$ und $R_{m,t}$ beschreiben hierbei die Rendite der Aktie i und die Marktrendite in verschiedenen Zeiträumen. Wir verwenden eine 180 Tage umfassende Schätzperiode zur Ermittlung der OLS-Parameter $\hat{\alpha}_i$ und $\hat{\beta}_{i,m}$, wobei t_{-21} der letzte Tag der Schätzperiode ist. Als Proxy für die Marktrendite gilt der CDAX. Die Berechnung der kumulierten abnormalen Renditen zwischen den Tagen t_1 und t_2 ist dann wie folgt:

$$(2) \quad CAR_{t_1,t_2} = \sum_{t=t_1}^{t_2} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n AR_{i,t} \quad t_1, t_2 \in t; t = -20, \dots, 250$$

⁴ Die Ermittlung der abnormalen Renditen erfolgt mit dem marktbereinigten Modell und dem Marktmodell. Da beide Methoden zum ähnlichen Ergebnis führen, präsentieren wir aus Platzgründen nur die Ergebnisse auf der Grundlage des Marktmodells. Die Ergebnisse des marktbereinigten Modells sind auf Anfrage erhältlich.

Mit den Testverfahren von *Boehmer/Masumeci/Poulsen* (1991) sowie der nicht-parametrischen Alternative von *Corrado* (1989) testen wir die CARs auf Signifikanz. Details zu beiden Tests erläutert Anhang A.

Im zweiten Schritt berechnen wir für das von Transaktion *i* betroffene Unternehmen mithilfe des folgenden 3-stufigen RIM-Modells (Residual Income Model, vgl. *Gebhardt/Lee/Swaminathan* (2001)) taggenaue erwartete Risikoprämien am Veröffentlichungs- und Handelstag:

$$(3) \quad p_{i,t} = \underbrace{bv_{i,t}}_{\text{Gewinschätzungen}} + \sum_{y=1}^2 \frac{a \cdot bv_{(i,t,y-1)}}{(1+k_{i,t})^y} + \underbrace{\sum_{y=3}^{10} \frac{a \cdot bv_{(i,t,y-1)}}{(1+k_{i,t})^y}}_{\text{Konvergenz}} + \underbrace{\frac{a \cdot bv_{(i,t,Y)}}{(k_{i,t} - g)(1+k_{i,t})^{10}}}_{\text{Langzeitwachstum}} \quad t \in [-120; 120]$$

Zur Zukunftsprojektion eines Unternehmens unterstellen wir in Anlehnung an *Gebhardt et al.* (2001), dass dieses nach einem Zeitraum von $y = 0, 1, \dots, Y = 10$ Jahren seine langfristig durchschnittliche Eigenkapitalrentabilität \overline{ROE}_t annimmt. Dabei entspricht $y = 0$ dem aktuell gültigen t . Details sind in *Cengiz/von Nitzsch* (2009) enthalten. Es gilt:

- $p_{i,t}$ = Aktienkurs des zur *i*-ten Transaktion gehörenden Unternehmens in Periode t
- $f_{i,t,y}$ = In t verfügbare mittlere Gewinschätzung der Analysten für das Unternehmen aus Transaktion *i* gültig in Jahr y
- $(bv_{(i,t,y)}) \quad bv_{i,t}$ = (In t erwarteter Buchwert) Buchwert des Unternehmens aus Transaktion *i* in Periode (y) t
- $roe_{i,t,y}$ = In t erwartete Eigenkapitalrendite des Unternehmens aus Transaktion *i* in Jahr y
- $k_{i,t}$ = Implizite Rendite der Vermögensposition *i* gültig in t
- $a = (roe_{i,t,y} - k_{i,t})$
- $g = \overline{ROE}_t \cdot (1 - Lq) =$ Ewiges Wachstum des Residualeinkommens bei Annahme einer langfristigen Ausschüttungsquote von 50 %

Bezeichnen wir mit r_t^f den sicheren Zinssatz in Periode t , so ist bei Gleichheit von (3) die annualisierte taggenaue Risikoprämie für Unternehmen *i* durch

$$(4) \quad RP_{i,t} = k_{i,t} - r_t^f \quad t = 1, \dots, T$$

gegeben. Aufgrund des eingeschränkten Datenmaterials bzgl. der Analystenschätzungen⁵, welches zur Berechnung der Risikoprämien am Er-

⁵ Alle benötigten Daten stammen aus der IBES-Datenbank von Datastream.

Tabelle 1: Übersicht der Datenverfügbarkeit

Ereignis	Daten BaFin	Käufe	Verkäufe
Handel	8415	5156	3259
Veröffentlichung	6233	3876	2357
	Daten IBES	Käufe	Verkäufe
Handel	5011	2973	2038
Veröffentlichung	3956	2392	1564

eignistag notwendig ist, verkleinert sich der vorhandene Datensatz. Tabelle 1 gibt Aufschluss darüber.

Um zu belegen, dass das Investitionsverhalten der Insider konsistent mit einer Investmentstrategie auf Basis einer fundamentalen Bewertung des Unternehmens ist, berechnen wir zusätzlich die DRP_t (Durchschnittliche Risikoprämie) in einem Zeitfenster von -120 bis 120 Geschäftstagen um den Handelstag:

$$(5) \quad DRP_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n RP_{i,t} \quad t = -120, \dots, 120$$

Zur Untersuchung der Unterschiede in den Risikoprämien führen wir eine paarweise statistische Prüfung auf Signifikanz der Mittelwertdifferenzen durch. Diese wird zum einen mithilfe eines t -Tests und zum anderen mit dem nicht-parametrischen Wilcoxon-Test⁶ durchgeführt. Details zu letzteren Testverfahren liefern wir in Anhang A.

Abschließend folgt die Analyse der Beziehung zwischen der Höhe der Risikoprämien und den darauf folgenden CARs. Hierzu wird der vorhandene IBES-Datensatz getrennt nach Käufen und Verkäufen ex ante in drei Risikoprämienkategorien unterteilt ($RP_{niedrig}$, $RP_{neutral}$ und RP_{hoch}). Die Einteilung erfolgt auf Basis der Arbeit von Cengiz/von Nitzsch (2009), die durchschnittliche Markttrisikoprämien für Deutschland für die Jahre 1990 bis 2009 ermitteln. Es wird ein 90%-Konfidenzintervall um den Mittelwert von $4,04\%$ ⁷ berechnet, sodass sich als Grenzen für die Risikoprä-

⁶ Vgl. Wilcoxon (1945).

⁷ Die Arbeit von Daske/Gebhardt/Klein (2006) zeigt analog eine durchschnittliche Risikoprämie von $4,25\%$ für die Jahre 1989 bis 2002, wenn das Jahr 2000 als Ausreißer eliminiert wird.

mien-Portfolios 5,42 % und 2,66 % ergeben. Die Portfolio-Grenzen für den Handels- und Veröffentlichungstag sehen folgendermaßen aus:

$$RP = \begin{cases} RP_{niedrig} & \text{für } RP < 2,66 \% \\ RP_{neutral} & \text{für } 2,66 \% \leq RP < 5,42 \% \\ RP_{hoch} & \text{für } RP \geq 5,42 \% \end{cases}$$

Erneut wenden wir, nun einzeln für jedes Risikoprämien-Portfolio, die Methodik der Ereignisstudie zur Beurteilung der Profitabilität von Insidertransaktionen an. Durch einen Vergleich zu den Ergebnissen der Ereignisstudie auf Basis des kompletten Datensatzes überprüfen wir unsere Hypothese, ob Outsider durch eine Kombination aus Fundamentalbewertung und Insidertiming zusätzliche Überrenditen erzielen können. Wir erwarten aufgrund der Eliminierung fundamental ungerechtfertigter Transaktionen für das Kauf-Portfolio (Verkaufs-Portfolio) RP_{hoch} ($RP_{niedrig}$) höhere (niedrigere) abnormale Renditen. Signifikante CARs für das Kauf-Portfolio (Verkaufs-Portfolio) $RP_{niedrig}$ (RP_{hoch}) würden dabei andeuten, dass Insider über die Fundamentalbewertung hinaus über zusätzliche Timinginformationen verfügen.⁸ Abschließend untersuchen wir, ob die abnormalen Renditen der nach der Risikoprämienhöhe unterteilten Portfolios signifikant voneinander abweichen. Dazu verwenden wir eine unsererseits modifizierte Variante des Tests von *Boehmer et al.* (1991), welche wir im Anhang A erläutern. Liegt Signifikanz vor, so bestätigt dies den Zusammenhang zwischen der Höhe der Fundamentalbewertung und den abnormalen Renditen.

IV. Empirische Ergebnisse der Ereignisstudien

1. Die Profitabilität des Insiderhandels

Tabelle 2 dokumentiert die Ergebnisse zur Profitabilität des Insiderhandels.⁹ Auf der Kaufseite (Panel A) zeigt sich, unabhängig von der Wahl des Ereignistages, gleichermaßen eine starke positive Marktreak-

⁸ Um sicherzustellen, dass höhere CARs bei den anhand der Risikoprämien unterteilten Datensätzen auf deren Höhe zurückzuführen sind, führen wir die Ereignisstudie zudem auf Basis des verkürzten IBES-Datensatzes ohne Unterteilung durch. Im Ergebnis zeigt sich, dass es keine signifikanten Unterschiede zum kompletten Datensatz gibt.

⁹ Die Überprüfung der Robustheit unserer Resultate an Datensätzen, welche frei von Ereignisüberlappungen sind, führt qualitativ zu keiner anderen Schlussfolgerung. Daher verzichten wir aus Platzgründen auf deren Veröffentlichung.

Tabelle 2

	Vor dem Ereignistag		Ereignistag	Nach dem Ereignistag		
	CAR(-20, -1)	CAR(-10, -1)	CAR(0, 1)	CAR(0, 10)	CAR(0, 20)	CAR(0, 250)
<i>A: Käufe</i>						
H.-Tag	-2,4963 ^{a,A}	-1,9145 ^{a,A}	0,3639 ^{a,A}	1,8428 ^{a,A}	2,5725 ^{a,A}	7,2043 ^{a,A}
V.-Tag	-2,5275 ^{a,A}	-1,7490 ^{a,A}	0,5519 ^{a,A}	1,6181 ^{a,A}	2,0857 ^{a,A}	2,6205 ^{a,A}
<i>B: Verkäufe</i>						
H.-Tag	3,7296 ^{a,A}	2,6791 ^{a,A}	0,0421	-1,6373 ^{a,A}	-2,9099 ^{a,A}	-23,1825 ^{a,A}
V.-Tag	2,2772 ^{a,A}	1,4278 ^{a,A}	-0,4055 ^{a,A}	-1,7698 ^{a,A}	-2,9940 ^{a,A}	-28,2579 ^{a,A}

Die vorliegende Tabelle zeigt die prozentuale kumulierte abnormale Rendite CAR in verschiedenen Zeitfenstern, angegeben im Index, wobei der Tag 0 dem Ereignistag entspricht. Dabei unterteilen sich die Samples in Käufe (Panel A) und in Verkäufe (Panel B). H.-Tag bezeichnet dabei den Handelstag, an dem der Insider die Aktie erworben hat, V.-Tag den Veröffentlichungstag, an dem die BaFin die Transaktion veröffentlicht hat. a(A), b(B), c(C) bezeichnen dabei Signifikanz auf 1%-, 5%-, 10%-Niveau nach dem Böhmer-et-al.-(Corrado-) Testverfahren.

tion. $CAR_{0,20}$ liegt in beiden Fällen mit 2,5725 % bzw. 2,0857 % auf einem ähnlich hohen Niveau. Die absolute Höhe ist dabei vergleichbar mit der aus den Arbeiten von *Dymke/Walter* (2008) sowie *Betzer/Theissen* (2009). Auch mittelfristig sind bei $CAR_{0,250}$ mit 7,2043 % bzw. 2,6205 % positive Überrenditen festzustellen. Das Ausmaß der Post-Event-CARs des Veröffentlichungstages belegt zudem, dass auch Outsider in der Lage sind, durch eine Nachahmerstrategie abnormale Renditen zu erzielen.

Die direkte Kursreaktion nach dem Ereignistag ($CAR_{0,1}$) ist in beiden Samples signifikant. Am Veröffentlichungstag kommt es zu einem sofortigen Preisanpassungsprozess nach Bekanntgabe der Insidertransaktion. Im weiteren Verlauf bis zum 20. Tag nach dem Ereignistag steigen die kumulierten abnormalen Renditen weiter an. Mittelfristig ist bis zum Tag 250 nur noch ein leichter Anstieg zu konstatieren. Da Insider laut WpHG nur auf öffentlich zugängliche Informationen handeln dürfen und die Beobachtung der Insidertransaktionen für Outsider nur mit geringen Kosten verbunden ist, widersprechen die ermittelten positiven abnormalen Renditen der Aussage, dass Märkte mittelstark effizient im Sinne von *Fama* (1970) sind.

Über signifikant negative Pre-Event-CARs impliziert Panel A zudem, dass Insider bei Käufen eine sogenannte *Konträr-Strategie* verfolgen: Sie kaufen, nachdem die Kurse gesunken sind (vgl. *Dymke/Walter* (2008)).

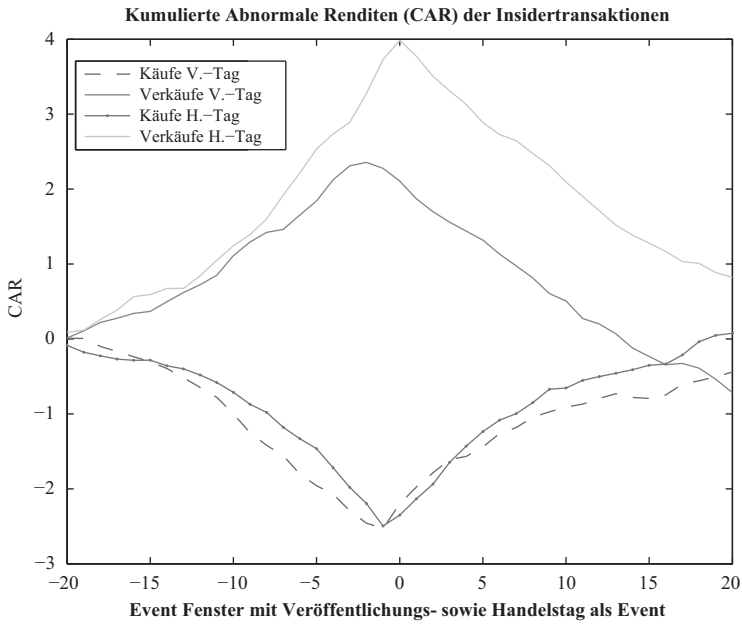


Abbildung 1: CAR der Insidertransaktionen mit verschiedenen Ereignistagen

Das gute Timing ihrer Transaktionen führt dabei zu signifikanten Kursgewinnen.

In Panel B ist bei den Insiderverkäufen ein ähnliches Bild zu erkennen. Hier sind die Post-Event-CARs nach beiden Testverfahren signifikant kleiner als null und in ihrer absoluten Höhe bis zum Tag 20 mit den Post-Event-CARs aus Panel A vergleichbar. 250 Geschäftstage nach dem Ereignistag werden hohe Überrenditen von $-23,1825\%$ bzw. $-28,2579\%$ erzielt, die hingegen deutlich über den $CAR_{0,250}$ der Käufe liegen. Am Veröffentlichungstag kommt es mit $CAR_{0,1} = -0,4055\%$ zu einem sofortigen, signifikanten Preisanpassungsprozess. Am Handelstag hingegen scheint dieser später zu erfolgen, da erst die folgenden Post-Event-CARs signifikant negativ sind.

Auch seitens der Insiderverkäufe lässt sich die *Konträr-Strategie* der Insider beobachten, wodurch sich das bereits erwähnte gute Timing der Insider bestätigen lässt: Sie verkaufen, nachdem die Kurse gestiegen sind. Die gewonnenen Ergebnisse werden in Abbildung 1 veranschaulicht.

2. Investitionsverhalten und Fundamentalbewertung

In diesem Unterabschnitt verdeutlichen wir, dass Insider sich bei ihren Investitionsentscheidungen im Durchschnitt an der Höhe der Risikoprämie orientieren. Abbildung 2 zeigt den Verlauf der durchschnittlichen täglichen Risikoprämien (DRP_t), getrennt nach Käufen und Verkäufen, in einem Abstand von bis zu 120 Transaktionstagen vor, nach und am Ereignistag (Transaktionstag), sowie die aggregierten Ein-Jahres-Gewinnsschätzungen im selben Zeitraum.

Die durchschnittliche Risikoprämie am Ereignistag beträgt auf der Kaufseite 5,12% und auf der Verkaufsseite 4,22%. Bei den Ergebnissen auf der Kaufseite ist festzustellen, dass die Risikoprämien bis zum Transaktionstag stetig zunehmen und am Transaktionstag selber ihr relatives Maximum erreichen. Genau umgekehrt gestaltet sich der Verlauf bei den Verkäufen. Hier ist ein stetiges Absinken der Risikoprämie bis zum Transaktionstag zu erkennen, wobei sie am Ereignistag ihr relatives Minimum erreichen. Abbildung 2 verdeutlicht zudem, dass die Schere zwischen Käufen und Verkäufen bis zum Tag 0 stetig auseinandergeht. Nach Tabelle 7 in Anhang B ist darüber hinaus die durchschnittliche Risikoprämie bei Käufen (Verkäufen) vor dem Transaktionstag (DRP_{-40}) sowohl beim t -Test auf Mittelwertdifferenzen als auch beim Wilcoxon-Test signifikant kleiner (größer) als am Ereignistag selber. Im weiteren Verlauf nach dem Ereignistag sind die Unterschiede in der Höhe nur noch gering und statistisch unbedeutend. Die durchschnittlichen Risikoprämien pendeln sich 1 bis 120 Geschäftstage nach dem Ereignistag bei ca. 5% bzw. 4.2% ein.

Dabei ist die Änderung der Risikoprämie nicht ausschließlich auf Kurseffekte zurückzuführen. Abbildung 2 zeigt, dass die Gewinnsschätzungen der Analysten nach der Insidertransaktion, sprich dem Bekanntwerden relevanter Informationen, unverzüglich revidiert werden. Änderungen der Risikoprämie vor dem Ereignistag sind vornehmlich laut Gleichung (3) c.p. Kurseffekten zuzuschreiben. Änderung nach dem Ereignistag sind jedoch unter Rückgriff auf den weiteren Verlauf der Analystenschätzungen sowie der positiven (negativen) abnormalen Renditen, die einen Kursanstieg (Kursrückgang) implizieren, primär einer Anpassung der Analystenschätzungen zuzuweisen. Insider verfolgen somit eine *Konträr-Strategie*, deren Beobachtung implizit als Frühindikator für eine darauffolgende Korrektur in den Fundamentalschätzungen des jeweiligen Unternehmens gesehen werden kann. Genau dies scheint das

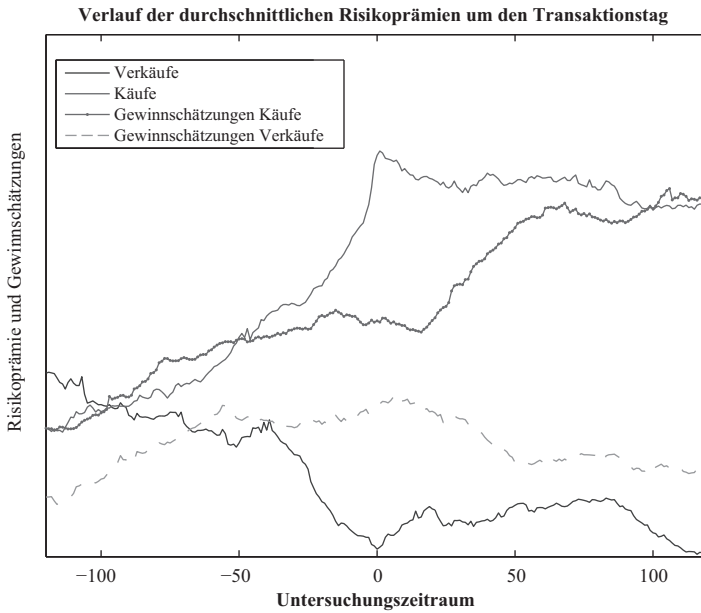


Abbildung 2: Risikoprämien im Zeitablauf 120 Tage vor und nach dem Handelstag der Insidertransaktion

Timing der Insider zu charakterisieren. Sie sind also im Durchschnitt in der Lage, die Fundamentalaussichten des Unternehmens besser einzuschätzen als die beobachtenden Analysten. Wir meinen jedoch, dass eine Strategie auf Basis der Fundamentalbewertung einer *Konträr-Strategie* vorzuziehen ist, auch wenn diese beiden bei Gleichheit aller Parameter außer des Preises zu gleichen Ergebnissen führen. Denn anhand Abbildung 2 sehen wir, dass ein einfacher Kursanstieg (Kursrückgang) nicht als eindeutiger Indikator für eine fundamentale Über- oder Unterbewertung gesehen werden kann. Die Angabe einer Risikoprämie begrenzt hingegen den Interpretationsraum. Daher werden wir im weiteren Verlauf die Beziehung zwischen der Höhe der Risikoprämie und den CARs anhand der eingangs beschriebenen zweistufigen Strategie unter Berücksichtigung der Fundamentalbewertung näher untersuchen.

3. Die Kombination aus Fundamentalbewertung und Insidertiming

In Tabelle 3, Panel A, folgt die Darstellung der Ergebnisse aus der Implementierung einer zweistufigen Strategie, bei der von Insidern ge-

Tabelle 3

	Vor dem Ereignistag		Ereignistag	Nach dem Ereignistag			
Handelstag	A: Käufe	CAR(-20,-1)	CAR(-10,-1)	CAR(0,1)	CAR(0,10)	CAR(0,20)	CAR(0,250)
	<i>RP_{hoch}</i>	-4,5618 ^{a,A}	-3,2513 ^{b,A}	-0,0428	3,2355 ^{a,A}	5,6234 ^{a,A}	31,5099 ^{a,A}
	<i>RP_{neutral}</i>	-3,3269 ^{a,A}	-2,3444 ^{b,A}	0,2240 ^{b,B}	1,0760 ^{a,A}	1,2523 ^{a,A}	-2,4154
	<i>RP_{niedrig}</i>	-2,5738 ^b	-2,1425 ^{b,B}	0,1615	0,4047 ^{c,C}	-1,3528	-5,8035
	B: Verkäufe	CAR(-20,-1)	CAR(-10,-1)	CAR(0,1)	CAR(0,10)	CAR(0,20)	CAR(0,250)
	<i>RP_{hoch}</i>	-2,4177	-1,2637	-0,0665	-0,0447	0,4262	7,1510
	<i>RP_{neutral}</i>	3,0158 ^{a,A}	2,1212 ^{a,A}	0,3024 ^{a,A}	-1,4296 ^{a,B}	-2,6581 ^{a,B}	-29,3704 ^{a,A}
	<i>RP_{niedrig}</i>	3,0632 ^{b,A}	2,5401 ^{a,A}	-0,1756	-3,2969 ^{a,A}	-6,8366 ^{a,A}	-59,2838 ^{a,A}
	Veröffentlichungstag	A: Käufe	CAR(-20,-1)	CAR(-10,-1)	CAR(0,1)	CAR(0,10)	CAR(0,20)
<i>RP_{hoch}</i>		-4,9466 ^{a,A}	-3,2323 ^{a,A}	0,7565 ^{a,A}	3,7759 ^{a,A}	5,8142 ^{a,A}	29,8385 ^{a,A}
<i>RP_{neutral}</i>		-3,0643 ^{a,A}	-2,0679 ^{a,A}	0,3696 ^{a,A}	0,8661 ^{a,A}	0,6922 ^{b,A}	-4,7090
<i>RP_{niedrig}</i>		-4,1268 ^{b,C}	-2,8127 ^{a,B}	0,2193 ^C	-0,1562	-0,9618	-22,6911
B: Verkäufe		CAR(-20,-1)	CAR(-10,-1)	CAR(0,1)	CAR(0,10)	CAR(0,20)	CAR(0,250)
<i>RP_{hoch}</i>		-1,5663	-0,2756	0,0054	0,5129	0,6828	-0,7090
<i>RP_{neutral}</i>		2,0553 ^{a,A}	1,2341 ^{a,A}	-0,3092 ^{a,B}	-1,7313 ^{a,A}	-2,9725 ^{a,A}	-31,1038 ^{b,A}
<i>RP_{niedrig}</i>		3,2539 ^{b,A}	2,2449 ^{b,A}	-0,2157	-3,8945 ^{a,A}	-6,4596 ^{b,A}	-56,8031 ^{b,A}

Die vorliegende Tabelle zeigt die prozentuale kumulierte abnormale Rendite CAR in verschiedenen Zeitfenstern, angegeben im Index, wobei der Tag 0 dem Ereignistag entspricht. Dabei unterteilen sich die Samples, jeweils für den Handelstag und den Veröffentlichungstag getrennt, in Käufe (Panel A) und in Verkäufe (Panel B). Für den Handels- und Veröffentlichungstag bezeichnet *RP_{hoch}* dabei alle Käufe (Verkäufe) mit einer Risikoprämie größer als 5,42%. *RP_{niedrig}* enthält für den Handels- und Veröffentlichungstag alle Käufe (Verkäufe) mit einer Risikoprämie kleiner als 2,66%. *RP_{neutral}* definiert alle Käufe (Verkäufe), deren Risikoprämien zwischen den Grenzwerten von *RP_{hoch}* und *RP_{niedrig}* liegen. a(A), b(B), c(C) bezeichnen dabei Signifikanz auf 1%-, 5%-, 10%-Niveau nach dem Böhmer-et-al.-(Corrado-)Testverfahren.

kaufte Aktien in drei Portfolios mit jeweils unterschiedlichen Risikoprämienhöhen unterteilt sind. Auf der Kaufseite ist festzustellen, dass die Post-Event-CARs von *RP_{hoch}* deutlich über denen aus Tabelle 2 liegen. Das gilt unabhängig von der Wahl des Ereignistages. Outsider, für die im Rahmen einer Imitationsstrategie der Veröffentlichungstag maßgeblich ist, erzielen demnach höhere abnormale Renditen, wenn sie nur die Insiderkäufe nachahmen, welche fundamental überdurchschnittlich bewertet sind. Für den Zeitraum (0,20) und (0,250) erzielen sie dabei mit 5,8142% bzw. 29,8385% signifikant positive und deutliche höhere CARs

als bei einer unselektierten Nachahmung, wie sie in Tabelle 2 mit 2,0857 % bzw. 2,6205 % dokumentiert ist. Die so erzielten CARs sind unabhängig vom Ereignistag ebenso deutlich über denen, welche auf Basis einer Selektion mit einer neutralen oder niedrigen Risikoprämie erzielt werden. Tabelle 8 im Anhang B belegt anhand des modifizierten Boehmer-et-al.(1991)-Tests, dass die Unterschiede kaufseitig signifikant sind.

Die Tatsache, dass von Insidern gekaufte Aktien mit fundamental schlechteren Bedingungen zumindest in der kurzen Frist immer noch zu signifikant positiven abnormalen Renditen führen, deutet auf zusätzliche Timinginformationen der Insider hin, die, wie in Kapitel IV.2. dargestellt, als Frühindikator einer fundamentalen Verbesserung betrachtet werden können. Mittelfristig sind hingegen keine signifikanten Werte erkennbar.

Auf der Verkaufsseite sind die Ergebnisse weitestgehend analog. Bei $RP_{niedrig}$ sind die Post-Event-CARs signifikant negativ und in ihrer Höhe geringer als in Tabelle 2. Auch hier erzielen Outsider absolut betrachtet höhere abnormale Renditen als in Tabelle 2, selbst wenn sie die Selektion am Veröffentlichungstag vornehmen. Zudem zeigt der Vergleich zu den Ergebnissen aus RP_{hoch} und $RP_{neutral}$ die Überlegenheit dieser Selektionsstrategie. Dabei sind die Ergebnisse für RP_{hoch} durchweg insignifikant. Einschränkend muss gesagt werden, dass die Unterschiede der nach der Höhe der Risikoprämien erzielten abnormalen Renditen lt. Tabelle 8 nach Eintritt des Ereignisses geringere Signifikanz aufweisen als bei den Käufen. Ein weiterer Unterschied zu den Käufen besteht in den insignifikanten abnormalen Renditen der Verkäufe im Fall RP_{hoch} . Dies belegt beidermaßen die bereits in anderen Arbeiten dokumentierte Vermutung, dass, im Gegensatz zu Käufen, Verkäufe des Öfteren als nicht informativ bzw. nicht gewinnbringend einzustufen sind (*Lakonishok/Lee* (2001)).

V. Empirische Ergebnisse der Querschnittsregressionen

In diesem Abschnitt erweitern wir unsere Studie mit der Durchführung verschiedener multivariater Regressionen. Im Rahmen dieser wird auf die Interaktion und den Einfluss verschiedener Determinanten auf die abhängigen Variablen $CAR_{0,20}$ und $CAR_{0,250}$ ¹⁰ eingegangen. Der zugrunde liegende Datensatz ist dabei der IBES-Datensatz aus Tabelle 1. Wir be-

¹⁰ Da $CAR_{0,10}$ als abhängige Variable zu keinen anderen Schlussfolgerungen führt, werden die Ergebnisse dieser Regression im weiteren Verlauf nicht präsentiert.

ziehen Variablen, welche die Struktur des Unternehmens und der Insidertransaktion berücksichtigen, in unsere Analyse mit ein. Dabei handelt es sich um die in Tabelle 4 aufgelisteten Größen. Als Erweiterung zu bisherigen Arbeiten berücksichtigen wir zusätzlich die Risikoprämie am Ereignistag in Form einer Dummy-Variablen.

Die beiden Modellvarianten $CAR_{0,20}$ und $CAR_{0,250}$ werden im Folgenden getrennt nach Käufen und Verkäufen mit den verschiedenen Ereignistagen geschätzt. Die Ergebnisse hierzu präsentieren wir in den Tabellen 5 und 6. Zur Herleitung der t -Statistiken dient der von White (1980) entwickelte Heteroskedastie-konsistente Kovarianzmatrix-Schätzer. Der Erklärungsgehalt der multivariaten Regressionen wird durch das adjustierte R^2 gemessen. Unsere Erläuterungen zu den Ergebnissen beziehen sich dabei überwiegend auf die Koeffizienten des – für den Outsider maßgeblichen – Veröffentlichungstages.

In Tabelle 5 sind auf der Kaufseite signifikant positive Koeffizienten der Variablen RP_{hoch}^K zu erkennen. Diese Beobachtung stimmt mit den Resultaten aus Tabelle 3 überein. Liegen die impliziten Risikoprämien am Ereignistag über der ex ante festgelegten Grenze von 5,42%, so fallen die kumulierten abnormalen Renditen signifikant höher aus als in den Fällen mit einer Risikoprämie im neutralen oder niedrigen Bereich. Die Koeffizienten von $RP_{niedrig}^K$ hingegen sind auf der Kaufseite wie erwartet negativ und in den meisten Fällen auch signifikant. Der geschilderte Zusammenhang lässt sich durch unsere Ergebnisse analog auf die Insiderverkäufe übertragen. Die Koeffizienten der Variablen $RP_{niedrig}^V$ sind signifikant kleiner als null. Eine implizite Risikoprämie, die kleiner als 2,66% ist, hat demnach einen signifikant positiven Einfluss auf die absolute Höhe der CARs. Der positive Koeffizient der Variablen RP_{hoch}^V impliziert intuitiverweise höhere CARs im Vergleich zum neutralen Bereich. Signifikanz ist hier ebenfalls in allen Fällen gegeben.

Wir untermauern mit diesen Ergebnissen unsere Hypothese, dass die Höhe der Risikoprämie bei von Insidern erworbenen Aktien ein hilfreiches Selektionskriterium für die erwartete Profitabilität einer Nachahmerstrategie darstellt. Interessant sind darüber hinaus die Ergebnisse der Regression mit weiteren Kontrollvariablen. So stellen wir anhand der Resultate in Tabelle 6 fest, dass die Position des Meldenden einen teilweise signifikant positiven (negativen) Einfluss bei Käufen (Verkäufen) hat. Käufe (Verkäufe) von Vorständen bzw. Aufsichtsorganen scheinen daher i. Allg. informativer zu sein als die Transaktionen anderer meldspflichtiger Personen. Melden mehrere verschiedene Insider am gleichen

Tabelle 4

Variable	Beschreibung	Erw. Vorzeichen
RP_{hoch}^K	1, falls bei <i>Käufen</i> die Risikoprämie 5,42% übersteigt	+
$RP_{niedrig}^K$	1, falls bei <i>Käufen</i> die Risikoprämie 2,66% unterschreitet	-
RP_{hoch}^V	1, falls bei <i>Verkäufen</i> die Risikoprämie 5,42% übersteigt	+
$RP_{niedrig}^V$	1, falls bei <i>Verkäufen</i> die Risikoprämie 2,66% unterschreitet	-
Vorstand	1, falls Insider im Vorstand	+ (-)
Aufsichtsorgan	1, falls Insider im Aufsichtsrat	+ (-)
Mult. Transaktionen	1, falls multiple Insidermeldungen an einem Tag	+ (-)
Meldungsverzögerung	Zeitliche Verzögerung der Meldung	- (+)
MBV	Markt- zu Buchwert-Verhältnis	- (-)
Dividende	Höhe der Dividendenrendite	- (+)
Kleinaktie	1, falls der Kurs der Aktie ≤ 99 Cent	+ (-)
log(Marktkap.)	Größe des Unternehmens (<i>Size Effect</i>)	- (+)
Rel. Transaktionsvolumen	Größe der Insidertransaktion $\left(\frac{\text{Volumen}}{\text{Marktkapitalisierung}} \right)$	+ (+)
log(idiosynkr. Volatilität)	Restvarianz der Regression aus der Schätzperiode	+ (-)
Eigentümerstruktur	Streubesitz	
	Familie	
	Ausland	
	Staat	
	Investment	
	Fonds	
	Wechselseitige Beteiligungen	
	Sonstige	

Die vorliegende Tabelle zeigt die für die Querschnittsregressionen verwendeten Variablen. Dabei sind die Koeffizienten der Variablen $RP_{hoch}^{K/V}$ bzw. $RP_{niedrig}^{K/V}$ innerhalb der folgenden Regressionen relativ zu den als $RP_{neutral}^{K/V}$ kategorisierten Portfolios zu sehen. Das erwartete Vorzeichen bezieht sich auf die Käufe, das Vorzeichen in Klammern auf die Verkäufe. Nicht getätigte Einträge deuten eine unbestimmte Erwartung an.

Tabelle 5

	Käufe				Verkäufe			
	CAR(0,20)		CAR(0,250)		CAR(0,20)		CAR(0,250)	
	V.-Koeff.	H.-Koeff.	V.-Koeff.	H.-Koeff.	V.-Koeff.	H.-Koeff.	V.-Koeff.	H.-Koeff.
C	0,0069 ^a	0,0126 ^a	-0,0460 ^a	-0,0273 ^a	-0,0297 ^a	-0,0266 ^a	-0,3435 ^a	-0,3294 ^a
RP^K_{hoch}	0,0509 ^a	0,0438 ^a	0,3706 ^a	0,3737 ^a				
$RP^K_{niedrig}$	-0,0184 ^c	-0,0261 ^a	-0,2186 ^a	-0,0382				
RP^V_{hoch}					0,0366 ^a	0,0309 ^a	0,3197 ^a	0,3890 ^a
$RP^V_{niedrig}$					-0,0365 ^a	-0,0426 ^a	-0,2754 ^a	-0,3183 ^a
Adj. R^2	0,0481	0,0353	0,0749	0,0617	0,0257	0,0222	0,0510	0,0697
n	2392	2973	2392	2973	1564	2038	1564	2038

Die vorliegende Tabelle präsentiert die Ergebnisse zu Querschnittsregressionen, getrennt nach Insiderkäufen und Insiderverkäufen. CAR(0,20) bzw. CAR(0,250) bezeichnet dabei die abhängige Variable. V.-Koeff. bezeichnet den Koeffizienten auf Basis des Veröffentlichungstages, H.-Koeff. den des Handelstages. Die t-Statistiken werden mithilfe des Heteroskedastie-konsistenten Kovarianzmatrix-Schätzers von White (1980) ermittelt. Die untersten beiden Zeilen geben den Wert für das korrigierte R^2 bzw. die Anzahl der Beobachtungen an. a, b, c bezeichnen dabei Signifikanz auf 1 %, 5 %, 10 %-Niveau.

Tabelle 6

	Käufe				Verkäufe			
	CAR(0,20)		CAR(0,250)		CAR(0,20)		CAR(0,250)	
	V.-Koeff.	H.-Koeff.	V.-Koeff.	H.-Koeff.	V.-Koeff.	H.-Koeff.	V.-Koeff.	H.-Koeff.
C	0,1435 ^a	0,1595 ^a	1,2278 ^a	0,9071 ^a	-0,1812 ^a	-0,1689 ^a	-2,1333 ^a	-1,4616 ^a
RP ^K _{hoch}	0,0418 ^a	0,0379 ^a	0,2079 ^a	0,2005 ^a				
RP ^K _{niedrig}	-0,0150	-0,0212	-0,0842	0,2303 ^a				
RP ^V _{hoch}					0,0261 ^a	0,0246 ^a	0,2051 ^a	0,2668 ^a
RP ^v _{niedrig}					-0,0125	-0,0289 ^b	-0,0998 ^c	-0,1671 ^a
Vorstand	0,0093 ^c	0,0057	0,0367	0,0856 ^a	-0,0037	-0,0077	-0,0472	-0,1190 ^a
Aufsichtsorgan	0,0105 ^c	0,0091	0,0241	0,0493	0,0030	-0,0055	-0,0293	-0,0658 ^b
Mult. Trans.	0,0027	0,0081	-0,0125	-0,0602	0,0180 ^b	0,0227 ^b	0,0637	0,0668 ^c
Meldungsverz.	0,0000		0,0004		0,0000		0,0000 ^c	
MBV	-0,0016	-0,0006	-0,0506 ^a	-0,0635 ^a	-0,0034 ^b	-0,0032 ^c	-0,0373 ^a	-0,0457 ^a
Dividende	0,0021 ^c	0,0003	0,0313 ^a	0,0087	-0,0018	0,0023	0,0418 ^a	0,0973 ^a
Kleinaktie	0,0536	0,0196	0,8884 ^a	0,6866 ^a	0,1452 ^b	0,0530	1,3164 ^a	0,7971 ^b
log(Marktkap.)	-0,0028 ^b	-0,0081 ^a	-0,0217 ^b	-0,0414 ^b	-0,0007	0,0077 ^a	0,0154	0,0593 ^a
Rel. Trans.	0,4891 ^c	0,2243	-1,5037	-2,9335 ^a	-0,3386	-0,7899 ^c	-0,5898	-1,8891 ^b
log(Vola)	0,0117 ^a		0,2138 ^a		-0,0226 ^a		-0,1956 ^a	

Fortsetzung nächste Seite

Tabelle 6 (Fortsetzung)

	Käufe				Verkäufe			
	CAR(0,0)		CAR(0,250)		CAR(0,20)		CAR(0,250)	
	V.-Koeff.	H.-Koeff.	V.-Koeff.	H.-Koeff.	V.-Koeff.	H.-Koeff.	V.-Koeff.	H.-Koeff.
<i>Eig.-Struktur</i>								
Streubesitz	0,0000 ^c	0,0000 ^a	0,0000 ^b	0,0000 ^c	-0,0000	-0,0000 ^c	-0,0000 ^a	-0,0000 ^a
Familie	-0,0000	0,0000	-0,0004	-0,0007	-0,0002	-0,0002	0,0016 ^b	0,0009
Ausland	-0,0004 ^b	-0,0002	-0,0014	-0,0003	0,0007 ^a	0,0009 ^a	0,0052 ^a	0,0069 ^a
Staat	-0,0002 ^b	0,0003	-0,0007	0,0010	0,0000	-0,0004	-0,0140 ^b	-0,0183 ^a
Investment	0,0002	0,0000	-0,0035 ^c	-0,0061 ^a	0,0000	-0,0005 ^b	0,0013	0,0003
Fonds	0,0039 ^c	0,0036	0,0351 ^a	0,0278 ^c	-0,0014	0,0031	-0,0143 ^b	-0,0170 ^b
Wechsel. Bet.	0,0002	0,0004 ^a	0,0008	-0,0003	-0,0002	-0,0003 ^c	-0,0002	-0,0009
Sonstige	-0,0004	-0,0004 ^c	-0,0043 ^b	-0,0075 ^a	-0,0004 ^c	-0,0005 ^b	-0,0011	-0,0020 ^c
Adj. R ²	0,0764	0,0575	0,1493	0,1133	0,0768	0,0678	0,1799	0,1683
n	2338	2859	2338	2859	1555	2022	1555	2022

Die vorliegende Tabelle präsentiert die Ergebnisse zu Querschnittsregressionen, getrennt nach Insiderkäufen und Insiderverkäufen. Dabei ist die abhängige Variable entweder CAR(0,20) oder CAR(0,250). V.-Koeff. bezeichnet den Koeffizienten auf Basis des Veröffentlichungstages, H.-Koeff. den des Handelstages. Die t-Statistiken werden mithilfe des Heteroskedastie-konsistenten Kovarianzmatrix-Schätzer von White (1980) ermittelt. Die untersten beiden Zeilen geben den Wert für das korrigierte R² bzw. die Anzahl der Beobachtungen an. a, b, c bezeichnen dabei Signifikanz auf 1 %, 5 %, 10 %-Niveau.

Tag, so hat dies erstaunlicherweise keine positiven Effekte auf die Höhe der CARs bei den Käufen. Verkaufsseitig sind entgegen der aufgestellten Hypothese signifikant positive Koeffizienten zu erkennen. Die Beobachtungen für Käufe und Verkäufe widersprechen somit in unbestimmbarer Weise unseren Vermutungen aus Tabelle 4, dass multiple Transaktionen ein stärkeres Signal für den Markt sind und zu absolut höheren CARs führen.

Der Einfluss der Meldungsverzögerung ist als eher gering einzustufen. Verkaufsseitig wird ein eindeutig negativer Effekt des MBV auf die Höhe der CARs nachgewiesen. Dies entspricht der aufgestellten Vermutung. Bei der Unternehmensgröße, gemessen durch die jeweilige Marktkapitalisierung, bestätigen sich ebenfalls unsere Erwartungen. Das negative (positive) Vorzeichen auf der Kaufseite (Verkaufseite) lässt Rückschlüsse auf einen möglichen *Size Effect* zu. Letzteres sehen wir in der Tatsache begründet, dass große Unternehmen im Allgemeinen einer größeren Analysten-Abdeckung sowie Berichterstattungen durch Wirtschaftsmedien unterliegen. Dies führt in der Regel dazu, dass Informationsasymmetrien zwischen den Insidern und dem Kapitalmarkt geringer ausfallen. In der Konsequenz wirkt sich eine höhere Marktkapitalisierung negativ auf die absolute Höhe der CARs aus. Betrachtet man die Größe der Transaktionen in Relation zur Marktkapitalisierung, so führen *große* Transaktionen verkaufsseitig zu absolut höheren abnormalen Renditen. Kaufseitig ist kein eindeutiger Einfluss erkennbar. Ein steigendes idiosynkratisches Risiko hat einen signifikant positiven (negativen) Effekt auf die Höhe der CARs (0,20) und (0,250) bei Käufen (Verkäufen). Diese Beobachtung deckt sich mit den Resultaten der Studie von *Dickgiesser/Kaserer* (2008), die zeigen, dass die CARs für Outsider im Wesentlichen durch das Arbitrage-Risiko beeinflusst werden. Die Eigentümerstruktur eines Unternehmens hat ebenfalls eine zumindest partiell signifikante Wirkung auf die CARs. Ein höherer Streubesitzanteil wirkt sich kaufseitig signifikant positiv und verkaufsseitig signifikant negativ aus. Dieses Resultat deckt sich überwiegend mit den Ergebnissen von *Betzer/Theissen* (2009). Insidertransaktionen von Wertpapieren mit hoher ausländischer Beteiligung an einem Unternehmen wirken sich negativ auf die absolute Höhe der CARs bei Käufen und Verkäufen aus. Bei erhöhter Beteiligungen von Fonds hingegen kehren sich die Koeffizienten um.

VI. Schlussfolgerung

In unserer Studie analysieren wir Insidertransaktionen in Deutschland innerhalb eines Zeitraumes vom 1. Juli 2002 bis zum 31. März 2008. Im Ergebnis zeigt sich, dass Insider 20 Geschäftstage nach einem Kauf kumulierte abnormale Renditen in Höhe von ca. 2,6% erzielen, nach 250 Geschäftstagen sogar von 7,2%. Verkäufe sind mit $-2,9\%$ bzw. $-23,2\%$ erstaunlicherweise noch profitabler. Insider sind demnach in der Lage, erfolgreiche Investments in ihr eigenes Unternehmen zu tätigen. Outsider können im Rahmen einer Nachahmerstrategie bei Käufen abnormale Renditen in Höhe von ca. 2,1% im kurzen Zeitraum (20 Tage) erzielen. Mittelfristig erreichen sie Überrenditen von 2,6%. Verkaufsseitig fallen die Überrenditen mit $-3,0\%$ bzw. $-28,3\%$ absolut gesehen sogar noch höher aus. Darüber hinaus berechnen wir in der Schätz- und Ereignisperiode die taggenauen impliziten Unternehmensrisikoprämien, prognostiziert auf Basis von Analystenschätzungen. Es zeigt sich, dass Insider insbesondere dann Aktien des eigenen Unternehmens erwerben, wenn die Risikoprämien im Zeitablauf auf ein lokales Maximum gestiegen sind, und verkaufen, wenn die Risikoprämien im Zeitablauf auf ein lokales Minimum gesunken sind. Dieser Verlauf impliziert, dass nach dem Transaktionstag eine Anpassung der Analystenprognosen erfolgt. Insider sind also in der Lage, kurzfristige Veränderungen in den fundamentalen Aussichten des jeweiligen Unternehmens frühzeitig zu erkennen und, darauf aufbauend, eine profitable Anlagestrategie durchzuführen. Da Insidertransaktionen trotz schwacher Fundamentalaussichten zumindest in der kurzen Frist immer noch profitabel sind, schlussfolgern wir zudem asymmetrisch verteilte Informationen zugunsten der Insider.

In der Folge beantworten wir die zentrale Fragestellung, ob Outsider durch eine Nachahmerstrategie die Höhe ihrer dabei erzielbaren Renditen durch Berücksichtigung der impliziten Risikoprämien am Ereignistag noch steigern können. Dazu kombinieren wir das profitable Timing der Insider und die vielversprechenden fundamentalen Aussichten in einer gewinnbringenden Strategie. Das Ergebnis zeigt, dass die ermittelten abnormalen Renditen dann höher ausfallen, wenn Aktien erst ab einer überdurchschnittlich hohen Risikoprämie am Ereignistag in das Kauf-Portfolio aufgenommen werden. Die abnormalen Renditen, welche bei Käufen auf Basis unterschiedlicher Fundamentalbewertung erzielt werden, sind zudem statistisch voneinander verschieden, was den Einfluss der Risikoprämienhöhe belegt. Bei den Verkäufen ist analog der Zusammenhang von stark negativen CARs bei niedrigen Risikoprämien zu er-

kennen. Auch hier sind die abnormalen Renditen höher als bei unselektierter Nachahmung, jedoch sind die ermittelten Unterschiede innerhalb der verschiedenen Fundamentalbewertungen weniger signifikant. Käufe sind demnach informativer als Verkäufe. Wir empfehlen auf Basis unserer Beobachtung, für eine handelstrategische Umsetzung, die fundamentale Betrachtungsweise mit dem Timing der Insider zu kombinieren.

Abschließend bestätigen wir innerhalb einer multivariaten Regressionsanalyse den Zusammenhang zwischen Risikoprämie und CARs. Ebenso wird der Einfluss weiterer Variablen auf die Höhe der abnormalen Renditen untersucht. Wir konnten in dem Zusammenhang feststellen, dass die Größe des Unternehmens kauf- wie verkaufsseitig einen signifikanten Einfluss auf die Höhe der CARs beinhaltet. Dies lässt Rückschlüsse auf einen möglichen *Size Effect* zu. Beidseitige Einflüsse konnten wir ebenso bei der idiosynkratischen Volatilität feststellen. Innerhalb der Eigentümerstruktur eines Unternehmens konnten vor allem die Höhe des Streubesitzes sowie die Höhe der Anteile ausländischer Investoren für Käufe und Verkäufe als signifikante Renditetreiber identifiziert werden.

Literatur

- Aussenegg, W./Ranzi, R.* (2008): Legal Corporate Insider Trading and the Price Impact of Private Information, Working Paper, Technische Universität Wien. – *Bettis, C./Vickrey, D./Vickrey, D. W.* (1997): Mimickers of Corporate Insiders Who Make Large Volume Trades, *Financial Analysts Journal* 53, 57–66. – *Betzer, A./Theissen, E.* (2009): Insider Trading and Corporate Governance: The Case of Germany, *European Financial Management* 15(2), 402–429. – *Boehmer, E./Masumeci, J./Poulsen, A. B.* (1991): Event-Study Methodology Under Conditions of Event-Induced Variance, *Journal of Financial Economics* 30(2), 253–272. – *Brown, S. J./Warner, J. B.* (1985): Using Daily Stock Returns – The Case of Event Studies, *Journal of Financial Economics* 14, 3–31. – *Cengiz, C.-B./von Nitzsch, R.* (2011): Asset Management mit barwert- sowie zeitreihenorientierten Rendite- und Risikoprognozen, forthcoming in *Kredit und Kapital*. – *Corrado, C. J.* (1989): A Nonparametric Test for Abnormal Security-Price Performance in Event Studies, *Journal of Financial Economics* 23(2), 385–395. – *Daske, H./Gebhardt/G., Klein, S.* (2006): Estimating the Expected Cost of Equity Capital using Analysts' Consensus Forecasts, *Schmalenbach Business Review* 58, 2–36. – *Dickgiesser, S./Kaserer, C.* (2008): Market Efficiency Reloaded: Why Insider Trades do not Reveal Exploitable Information, Working Paper, Technische Universität München. – *Dymke, B. M./Walter, A.* (2008): Insider Trading in Germany–Do Corporate Insiders Exploit Inside Information?, *BuR-Business Research* 1(2), S. 188–205. – *Fama, E. F.* (1970): Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work, *Journal of Finance* 25(2), 383–417. – *Fidrmuc, J./Goergen, M./Renneboog, L.* (2006): Insider Trading, News Releases and Ownership Concentration, *Journal of Finance* 61, 341–372. – *Friederich, S./Gregory, A. M./Tonks, I.*

(2002): Trades Of Corporate Insiders On London Stock Exchange, *European Financial Management* 8, 7–30. – *Gebhardt, W. R./Lee C. M. C./Swaminathan B.* (2001): Towards an Implied Cost of Capital, *Journal of Accounting Research* 39, 135–176. – *Heidron, T./Meyer, B./Pietrowiak, A.* (2004): Performance-Effekte nach Directors' Dealings in Deutschland, Italien und den Niederlanden, Working Paper 57, Frankfurt School of Finance & Management (HfB). – *Jaffe, J. J.* (1974): Special Information and Insider Trading, *Journal of Business* 47, 410–428. – *Klinge, M./Seifert, U./Stehle, R.* (2005): Abnormal Returns in the Vicinity of Insider Transactions: The Case of Germany, Working Paper, Roland Berger und Humboldt-Universität Berlin. – *Lakonishok, J./Lee, I.* (2001): Are Insider Trades Informative?, *Review of Financial Studies* 14(1), 79–111. – *La Porta, R./Lopez-de-Silanes, F./Shleifer, A./Vishny, R. W.* (1998): Law and Finance, *Journal of Political Economy* 106(6), 1113–1155. – *MacKinlay, A. C.* (1997): Event Studies in Economics and Finance, *Journal of Economic Literature* 35, 13–39. – *Rau, M.* (2004): Directors' Dealings am deutschen Aktienmarkt. Empirische Analyse meldepflichtiger Wertpapiergeschäfte. Ph. D. thesis, Universität Zürich. – *Seyhun, H. N.* (1986): Insiders' Profits, Costs of Trading, and Market Efficiency, *Journal of Financial Economics* 16, 189–212. – *Stotz, O.* (2006): Germany's New Insider Law: The Empirical Evidence after the First Year, *German Economic Review* 7(4), 449–462. – *Tebroke, H. J./Wollin A.* (2005): Directors' Dealings, Informationseffizienz und Handelsstrategien, *Die Unternehmung* 59(1), 31–54. – *White, H.* (1980): A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica* 48, 817–838.

Anhang A

Testverfahren

Zur Beurteilung der CARs auf Signifikanz greifen wir das von *Böhmer et al.* (1991) vorgeschlagene Testverfahren auf. Auf Basis der standardisierten abnormalen Renditen

$$(6) \quad SR_{it} = \frac{AR_{it}}{\sqrt{1 + \frac{1}{T_i} + \frac{(RM_t - \overline{RM})^2}{\sum_{i_i} (RM_{t_i} - \overline{RM})^2}}} \quad i = 1, \dots, n; t = -20, \dots, 250$$

lässt sich unter Verwendung aller Querschnittsinformationen im Zeitpunkt t folgende hybride Prüfgröße ermitteln:

$$(7) \quad t_B = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n SR_{it}}{\sqrt{\frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \left(SR_{it} - \sum_{i=1}^n \frac{SR_{it}}{n} \right)^2}} \sim N(0,1)$$

Dabei bezeichnet

- T_i die Anzahl der Beobachtungen für Unternehmen i aus der Schätzperiode t_i, \dots, T_i ,
- RM_t (RM_{t_i}) die Marktrendite in t (t_i), sowie \overline{RM} die durchschnittliche Marktrendite.

Die Teststatistik in (7) ist robust gegenüber event-induzierten Veränderungen in der Varianz. Details sind in *Böhmer et al. (1991)* verfügbar. In der von uns vorgenommenen Modifikation berechnen wir mit

$$(8) \quad SR_{it}^{(mod)} = \frac{AR_{it}^{(mod)}}{\sqrt{1 + \frac{1}{T_i} + \frac{\left(RRP_t^{(\bullet)} - \overline{RRP}^{(\bullet)} \right)^2}{\sum_{t_i} \left(RRP_{t_i}^{(\bullet)} - \overline{RRP}^{(\bullet)} \right)^2}} \quad i = 1, \dots, n; t = -20, \dots, 250$$

die standardisierten abnormalen Renditen, unter der Annahme, dass deren Bezugspunkt nicht der breite Markt, sondern ein Index ($RRP^{(\bullet)}$) bestehend aus Titeln mit Risikoprämien analog zur vorgenommenen Einteilung ist. Dieser wird mit • (hoch, neutral bzw. niedrig) indiziert. Die abnormalen Renditen sind dann über

$$(9) \quad AR_{it}^{(mod)} = R_{i,t} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i \cdot RRP_t^{(\bullet)}) \quad t = -20, \dots, 250$$

gegeben. Mit dieser Modifikation ist es möglich, die Unterschiede in der Höhe der abnormalen Renditen bei verschiedener Risikoprämienhöhe auf Signifikanz zu testen. Des Weiteren nutzen wir zur Beurteilung der CARs auf Signifikanz den nicht-parametrischen Rangtest von *Corrado (1989)*. Das Verfahren weist jeder abnormalen Rendite einen Rang K zu:

$$(10) \quad K_{it_i} = \text{rang}(AR_{it_i}) \quad i = 1, \dots, n; t_i = t_i, \dots, T_i$$

Dabei geht eine hohe abnormale Rendite mit einem hohen K einher. Bei Vollständigkeit des Samples in der Schätzperiode ($t_i = 1, T = 450$) für ein Unternehmen beträgt dann sein mittlerer Rang $\overline{K}_i = 0.5 + 0.5 \cdot 450 = 225,5$. Die Teststatistik untersucht die Signifikanz der Querschnittsabweichung an Tag t von eben diesem Wert über:

$$(11) \quad t_c = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (K_{it} - \overline{K}_i)}{\sqrt{\frac{1}{450} \sum_{t=1}^T \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (K_{it} - \overline{K}_i) \right)^2}} \sim N(0, 1)$$

Für die Untersuchung auf paarweise Unterschiede in den Risikoprämien um den Untersuchungszeitraum $t = (-120, -80, -40, 0, 40, 80, 120)$ greifen wir zum einen auf einen einfachen t -Test auf Mittelwertdifferenzen zurück:

$$(12) \quad t_n = \frac{DRP_t - DRP_{t+1}}{\hat{\sigma} \cdot \left(\frac{1}{n} + \frac{1}{m} \right)} \sim t(n+m-2) \quad \text{unter } H_0$$

$$(13) \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{(n-1)\hat{\sigma}_1^2 + (m-1)\hat{\sigma}_2^2}{n+m-2}$$

Dabei bezeichnen n (m) die Anzahl der Beobachtungen in der ersten (zweiten) Stichprobe.

Beim Wilcoxon-Test werden zunächst die absoluten Differenzen Z_i der einzelnen Ausprägungen in den beiden Stichproben $(DRP_t, DRP_t + 1)$ geordnet und ihnen jeweils ein Rang R_i zugewiesen. Über

$$(14) \quad T^+ = \sum_{i=1}^n \varphi_i \cdot R_i$$

$$(15) \quad \varphi_i = I(Z_i > 0)$$

lässt sich die Rangsumme der positiven Differenzen berechnen. Diese bildet die Grundlage für die Teststatistik z .

$$(16) \quad z = \frac{T^+ - \frac{n(n+1)}{4}}{\sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24}}} \sim N(0,1)$$

Anhang B

Ergänzende Resultate

Tabelle 7

	Vor dem Ereignistag			Ereignistag	Nach dem Ereignistag		
A: Käufe	DRP_{-120}	DRP_{-80}	DRP_{-40}	DRP_0	DRP_{40}	DRP_{80}	DRP_{120}
<i>H.-Tag</i>	4,4956	4,5853	4,7533	5,1229	5,0819	5,0434	5,0089
SD	0,0195	0,0202	0,0217	0,0252	0,0250	0,0273	0,0238
t/W	1,7208 [*] /1,2654						
t/W		3,0740 ^{***} /3,3857 ^{***}					
t/W			6,0897 ^{***} /7,3412 ^{***}				
t/W				0,6405/0,9242			
t/W					0,5805/0,8811		
t/W						0,5240/0,3450	
B: Verkäufe	DRP_{-120}	DRP_{-80}	DRP_{-40}	DRP_0	DRP_{40}	DRP_{80}	DRP_{120}
<i>H.-Tag</i>	4,6222	4,5213	4,4910	4,2178	4,2866	4,3289	4,2093
SD	0,0218	0,0202	0,0225	0,0194	0,0221	0,0230	0,0173
t/W	1,5045/1,6372						
t/W		0,4466/1,7207 [*]					
t/W			4,4181 ^{***} /5,5320 ^{***}				
t/W				1,0572/1,8556 [*]			
t/W					0,5981/0,6115		
t/W						1,8716 [*] /0,3862	

Die vorliegende Tabelle zeigt die durchschnittlichen Risikoprämien an verschiedenen Stichtagen. Dabei unterteilen sich die Samples in Käufe (Panel A) und in Verkäufe (Panel B). H.-Tag indiziert, dass der Ereignistag dem Handelstag entspricht. Zusätzlich präsentieren wir die Teststatistiken zum parametrischen *t*-Test und zum nicht-parametrischen Wilcoxon-Mann-Whitney-Test. ***, **, * bezeichnen dabei Signifikanz auf 1%-, 5%-, 10%-Niveau.

Tabelle 8

		Vor dem Ereignistag		Ereignistag	Nach dem Ereignistag			
Handelstag	<i>A: Käufe</i>	$CAR(-20, -1)$	$CAR(-10, -1)$	$CAR(0,1)$	$CAR(0,10)$	$CAR(0,20)$	$CAR(0,250)$	
	Hoch vs. neutral	0,2122	0,0413	0,1741	0,0000	0,0000	0,0014	
	Hoch vs. niedrig	0,0000	0,0000	0,2461	0,0000	0,0000	0,0000	
	Neutral vs. niedrig	0,0000	0,0650	0,6631	0,0031	0,0000	0,0065	
	<i>B: Verkäufe</i>	$CAR(-20, -1)$	$CAR(-10, -1)$	$CAR(0,1)$	$CAR(0,10)$	$CAR(0,20)$	$CAR(0,250)$	
	Niedrig vs. neutral	0,1551	0,2524	0,2298	0,2452	0,0299	0,0873	
	Niedrig vs. hoch	0,0140	0,0118	0,5689	0,3223	0,0942	0,0043	
	Neutral vs. hoch	0,0000	0,0000	0,2619	0,0337	0,0024	0,0066	
	Veröffentlichungstag	<i>A: Käufe</i>	$CAR(-20, -1)$	$CAR(-10, -1)$	$CAR(0,1)$	$CAR(0,10)$	$CAR(0,20)$	$CAR(0,250)$
		Hoch vs. neutral	0,0158	0,0048	0,4407	0,0009	0,0027	0,0048
Hoch vs. niedrig		0,0000	0,0000	0,0235	0,0000	0,0000	0,0026	
Neutral vs. niedrig		0,0000	0,0000	0,0222	0,0183	0,0466	0,0135	
<i>B: Verkäufe</i>		$CAR(-20, -1)$	$CAR(-10, -1)$	$CAR(0,1)$	$CAR(0,10)$	$CAR(0,20)$	$CAR(0,250)$	
Niedrig vs. neutral		0,0335	0,0339	0,4306	0,0967	0,0752	0,0928	
Niedrig vs. hoch		0,0103	0,0097	0,4208	0,0478	0,0352	0,0047	
Neutral vs. hoch		0,0000	0,0000	0,0835	0,0683	0,0059	0,0035	

Die vorliegende Tabelle zeigt die p -Werte des Tests über die Signifikanz der paarweisen Unterschiede in den abnormalen Renditen anhand des modifizierten Böhmer-Tests in verschiedenen Zeitfenstern, angegeben im Index, wobei der Tag 0 dem Ereignistag entspricht. Dabei unterteilen sich die Samples, jeweils für den Handelstag und den Veröffentlichungstag getrennt, in Käufe (Panel A) und in Verkäufe (Panel B). Für den Handels- und Veröffentlichungstag bezeichnet RP_{hoch} dabei alle Käufe (Verkäufe) mit einer Risikoprämie größer als 5,42%. $RP_{niedrig}$ enthält für den Handels- und Veröffentlichungstag alle Käufe (Verkäufe) mit einer Risikoprämie kleiner als 2,66%. $RP_{neutral}$ definiert alle Käufe (Verkäufe), deren Risikoprämien zwischen den Grenzwerten von RP_{hoch} und $RP_{niedrig}$ liegen.

Zusammenfassung

Der Erfolg von Insidertransaktionen – Timing oder Fundamentalbewertung?

Die vorliegende Arbeit bestätigt die Profitabilität von Insidertransaktionen am deutschen Aktienmarkt und untersucht die Gründe für den Erfolg. Hierbei kommen wir zu drei Ergebnissen: 1. Das Investitionsverhalten der Insider ist konsistent mit einer Investmentstrategie, die auf einer fundamentalen Bewertung des Unternehmens aufbaut. 2. Insidertransaktionen liefern darüber hinaus Timinginformationen, da die Insider auch bei einer schlechten Fundamentalbewertung noch bedingt erfolgreich sind. 3. Für eine Nachahmerstrategie ist es am günstigsten, die Informationen über Insidertransaktionen mit der fundamentalen Bewertung zu kombinieren. Abschließend identifizieren wir die wichtigsten Einflussgrößen auf die Höhe der kumulierten abnormalen Renditen. (JEL G12, G14)

Summary

The Success of Insider Transactions – Timing or Fundamental Valuation?

The present article confirms the profitability of insider transactions in the German stock market and analyses the reasons explaining this success. We have identified three such reasons: 1) The investment behaviour of insiders is consistent with an investment strategy based on fundamental valuation of the respective undertaking. 2) Moreover, insider transactions are the source of timing information, because insiders are still successful to a certain degree even in the event of adverse fundamental valuation results. 3) In terms of strategic imitation, it is best to combine the information on insider transactions with the fundamental valuation results. Finally, we have identified the most important factors influencing the level of accumulated abnormal returns.