

Verfügbarkeitsheuristiken, Kompetenzeffekte und Renditeerwartungen von Rüstungsaktien während des Irak-Kriegs

Von Benjamin Kleidt, Oestrich-Winkel,
Matija D. Mayer-Fiedrich, Hamburg, und
Dirk Schiereck, Oestrich-Winkel

I. Problemstellung

Die Portfeuillestrukturen privater Anleger sind in ihrer ganz überwiegenden Mehrzahl durch eine äußerst unzureichende Diversifikation geprägt.¹ Insbesondere die internationale Komponente dieses Phänomens wird seit Jahrzehnten auch wissenschaftlich untersucht. So konnte schon Grubel (1968) im Rahmen eines einfachen portfeuilletheoretischen Ansatzes die Wohlfahrtsgewinne einer internationalen Portfeuillediversifikation theoretisch und empirisch belegen. Eine Konzentration bei der Wertpapieranlage auf nationale Aktien des Heimatmarktes führt somit zu dominierten Portfeuillestrukturen. Diese Erkenntnis könnte die Vermutung nahe legen, dass die Struktur von Wertpapierportfeuille überwiegend durch breite internationale Streuung gekennzeichnet ist. Das Gegenteil ist spätestens mit der Untersuchung von Levy and Sarnat (1970) bekannt, die zeigen, dass der Anteil ausländischer Aktien, der von inländischen Investoren gehalten wird, im Verhältnis zu den Vorhersagen der Standardportfeuilletheorie viel zu klein ist. Diese Beobachtung wird heute allgemein als „Home Bias“ bezeichnet.

Die Analyse der Gründe für diese unzureichende internationale Diversifikation offenbarte, dass institutionelle Faktoren insgesamt ungeeignet sind, die empirischen Befunde zu erklären. Auch kapitalmarkttheoretische Argumente, die versuchen, den Bias über die höhere Sicherheit heimischer Wertpapiere gegen landestypische Risiken zu ergründen² und insbesondere ein Hedging gegen heimische Inflationsrisiken³ und Erweiterungen des CAPM um Humankapital⁴ diskutieren, können die beob-

¹ Vgl. bspw. *Zhu* (2002) sowie *Goetzmann* und *Kumar* (2001) für die USA oder *Joos* und *Kilka* (1999) für Deutschland.

achteten Portfeuillestrukturen nicht abschließend begründen. Dementsprechend fasst Lewis (1999) den heutigen Erkenntnisstand auf diesem Gebiet treffend zusammen, wenn sie feststellt, dass immer noch keine vollständige Erklärung für den Home Bias gefunden ist, dass sich aber durch die intensiven Forschungsanstrengungen der letzten Jahre zumindest die Zahl der möglichen Erklärungsansätze stark verringert hat.

Neben der wenig vorhandenen internationalen Diversifikation fallen auch bei einer national fokussierten Analyse eine insgesamt schwach ausgeprägte Streuung und insbesondere für die USA ein erhebliches Maß an Lokalkolorit auf. So finden für US-amerikanische Privatanleger verschiedene Analysen Depotstrukturen, die ein deutliches Übergewicht von Aktienwerten aus dem regionalen Umfeld der Anleger aufweisen.⁵ Dabei handelt es sich nicht nur um Portfeuille von Belegschaftsaktionären (Benartzi (2001)). Die empirische Evidenz zu diesem Phänomen ist widersprüchlich. Ivkovic und Weisbenner (2003) finden eine überlegene Performance des regional fokussierten Investmentanteils und schließen auf rational agierende Marktteilnehmer, die geografische Informationsvorteile ausnutzen. Dagegen präsentieren Huberman (2001), Grinblatt und Kelohraju (2001) sowie Zhu (2002) keine Evidenz für informationsbasierte Gründe und interpretieren ihre Ergebnisse als verhaltenswissenschaftliches Phänomen.

Die Erklärungsversuche richten sich hierbei auf die Auswahlprozesse, die Privatanleger anwenden, um aus der Vielzahl möglicher Anlagealternativen eine konkrete Selektion vorzunehmen. Dabei fühlen sich Anleger bezüglich regionaler und überregionaler Wertpapiere einer Informationsasymmetrie ausgesetzt.⁶ Über heimische/regionale oder anderweitig häufig berichtete Aktien sind mehr Nachrichten verfügbar. Diese Wertpapiere werden deshalb eher wahrgenommen und als Investment herangezogen. Man spricht von einer Verfügbarkeitsheuristik, die hier zur Anwendung kommt.⁷ Dass derart getroffene Strategien keinesfalls zu über-

² Für einen Überblick über neuere Arbeiten zu diesen Erklärungsansätzen vgl. Lewis (1999), Jandura (1999), S. 230 ff., sowie Strong und Xu (1999). Für eine aktuelle, internationale Transaktionskostenanalyse vgl. Warnock (2002).

³ Vgl. bspw. die aktuellen Arbeiten von Kempa und Nelles (2001) oder Longin und Solnik (2001).

⁴ Vgl. Coen (2001) sowie mit gegenläufiger Aussage Palacios-Huerta (2001).

⁵ Vgl. Coval and Moskowitz (1999) sowie allgemeiner auch Barber und Odeon (2000) und (2001), Dhar und Zhu (2002), Goetzmann und Kumar (2002), Hong und Kumar (2002), Kumar (2002) und Zhu (2002).

⁶ Vgl. bspw. Gehrig (1993), Levy und Livingston (1995), Brennan und Cao (1997), Wollschläger (2000) oder Panzer et al. (2002a).

legenen Anlageerfolgen führen müssen, dokumentiert bspw. Gadarowski (2001), der zeigt, dass Aktien mit besonders hoher Presseberichterstattung in den folgenden zwei Jahren hinter der Gesamtmarktentwicklung zurückbleiben. Es stellt sich nun die Frage, wie die Anwendung von Verfügbarkeitsheuristiken mit den Grundannahmen der Portfeuilletheorie, einer Entscheidungsfindung auf Basis des μ , δ -Kriteriums, zusammengebracht werden können. Dazu untersuchen Kilka und Weber (2000) auf der Basis von Befragungen in Deutschland und den USA, ob Wahrscheinlichkeitsschätzungen für Aktienrenditen eine systematische Asymmetrie (als Resultat von Verfügbarkeitsheuristiken) bezüglich der erwarteten Risiken und Renditen (μ und δ) zwischen dem jeweiligen inländischen und ausländischen Markt offenbaren. Als Ergebnis zeigt die Studie, dass Investoren sich kompetenter in der Bewertung inländischer gegenüber ausländischen Aktien fühlen und dass dabei die Wahrnehmung der eigenen Kompetenz einen systematischen Einfluss auf die Risiko- und Renditeerwartungen hat. Insbesondere werden Renditevarianzen für Aktien mit hoher Informationsverfügbarkeit systematisch niedriger geschätzt.

Während diese Argumentation zunächst generell in anderen Untersuchungen bestätigt wurde,⁸ bleibt unklar, wodurch individuelles Kompetenzzempfinden entsteht und wie es sich auf verschiedene Aktiengruppen auswirkt. Denn für global agierende Markenhersteller wie Coca Cola, McDonalds oder Hugo Boss lässt das Konzept der Verfügbarkeitsheuristik keinen Home Bias plausibilisieren. Dieser Idee folgend wird im Rahmen der vorliegenden Untersuchung dieser Kompetenzeffekt für deutsche und amerikanische Rüstungsaktien analysiert. Dazu wurden im November 2002 und im März 2003 zivile Privatanleger und junge Bundeswehroffiziere nach ihren individuellen Renditeerwartungen zu diesen Aktien befragt. Generell ist zu erwarten, dass Informationen bezüglich der Rüstungsaktien für inländische Aktien eher verfügbar sind als für ausländische. Zudem sollten Bundeswehroffiziere mit den Produkten dieser Rüstungsfirmen vertrauter und mit mehr Informationen ausgestattet sein als Zivilisten.

Nachfolgend wird zunächst in Teil II der Untersuchungsaufbau detailliert vorgestellt. Teil III präsentiert die Untersuchungsergebnisse, und in Teil IV werden schließlich die Implikationen aus den Ergebnissen analysiert und zusammengefasst.

⁷ Vgl. *Plous* (1993), *Montier* (2002), aber auch *Kahnemann* und *Tversky* (1973).

⁸ Vgl. bspw. *Panzer et al.* (2002b).

II. Untersuchungsaufbau

1. Internationale Rüstungsaktien

Die nachfolgende Untersuchung basiert auf Risiko- und Renditeerwartungen von deutschen Privatanlegern für deutsche und amerikanische Rüstungsaktien, die Ende November 2002 vor Beginn der kriegerischen Auseinandersetzungen im Irak und Ende März 2003 während des Irakkriegs erhoben wurden. Die Auswahl der Aktien (DaimlerChrysler (DC), EADS, Rheinmetall (RM), Boeing (BO), Honeywell (HY), Lockheed Martin (LM), Raytheon (RA)) erfolgte unter dem Gesichtspunkt, dass neben den bedeutenden börsennotierten inländischen Rüstungsaktien für die beiden befragten Gruppen auch die größten internationalen Ausrüster aus der Luftfahrt- und Verteidigungsindustrie vertreten sein sollten. Alle Gesellschaften sind auch Ausrüster der Bundeswehr. Dabei gilt es zu beachten, dass die größten Gesellschaften unserer Auswahl (DaimlerChrysler, Boeing) den ganz überwiegenden Teil ihres Umsatzes im zivilen Bereich erwirtschaften und auch die übrigen Unternehmen erhebliche Umsatzanteile im Nicht-Rüstungsgeschäft erzielen, wie etwa Rheinmetall als Zulieferer der Automobilindustrie. Tabelle 1 gibt einen groben Überblick über wesentliche Charakteristika der betrachteten Gesellschaften, die für eine Einschätzung des Renditepotenzials von Bedeutung sein können.

Für die Bewertung der zugrunde liegenden Börsensituation angesichts des Irakkriegs konnten die befragten Anleger auf die Kursverläufe aus dem ersten Golfkrieg Anfang der 90er-Jahre zurückgreifen. Inwieweit hier Parallelitäten in den Kursverlaufsmustern aufgetreten sind, verdeutlicht Abbildung 1.

Die Indexverläufe des S&P 500, DAX sowie zwei von Thomson Financial Datastream errechneten Branchenindizes für europäische (DEF EUR) und amerikanische (DEF US) Rüstungsaktien machen deutlich, dass europäische Rüstungsaktien viel intensiver auf beide Irakkriegsereignisse reagiert haben als ihre US-Pendants. Zudem sind im Umfeld des zweiten Irakkrieges Kurssteigerungen für Rüstungsfirmen zu beobachten, die von der Entwicklung des S&P 500 weitgehend losgelöst scheinen.

Eine ähnliche Interpretation legt Abbildung 2 nahe, in der neben dem S&P 500 und dem DAX monatliche kumulierte Renditen eines gleich- (GGPF) und eines wertgewichteten Portefeuilles (WGPF), bestehend aus den sieben Aktien dieser Untersuchung, dargestellt sind. Im Vergleich zu

Tabelle 1
Charakteristika der Untersuchungsfirmen⁹

| | DC | EADS | RM | BO | HI | LM | RA |
|--|-------|-------|------|-------|-------|------|-------|
| Umsatz (2001) in Mrd. US-\$ | 150,4 | 30,8 | 4,6 | 58,2 | 23,7 | 24,0 | 16,9 |
| Umsatz (2002) in Mrd. US-\$ | 147,4 | 29,9 | 4,6 | 54,1 | 22,3 | 25,6 | 16,8 |
| Gewinn je Aktie (2001) in US-\$ | -0,66 | 1,00 | 0,56 | 3,46 | -0,12 | 0,18 | 0,05 |
| Marktkapitalisierung (2001) in Mrd. \$ | 48,5 | 10,6 | 0,6 | 30,1 | 27,6 | 20,6 | 12,8 |
| Marktkapitalisierung (2002) in Mrd.\$ | 29,7 | 7,9 | 0,5 | 26,4 | 20,5 | 26,3 | 12,6 |
| Gewinn je Aktie (2002) in US-\$ | 4,68 | 0,87 | 6,81 | 2,90 | -0,27 | 1,20 | 1,88 |
| Dividendenrendite (2001) | 2,08 | 0,5 | 2,10 | 0,68 | 0,75 | 0,44 | 0,80 |
| Dividendenrendite (2002) | 0,88 | 0,5 | 4,40 | 0,68 | 0,75 | 0,44 | 0,80 |
| Aktienrendite Jan 01 bis April 03 | -0,37 | -0,59 | 1,10 | -0,61 | -0,49 | 0,41 | -0,05 |

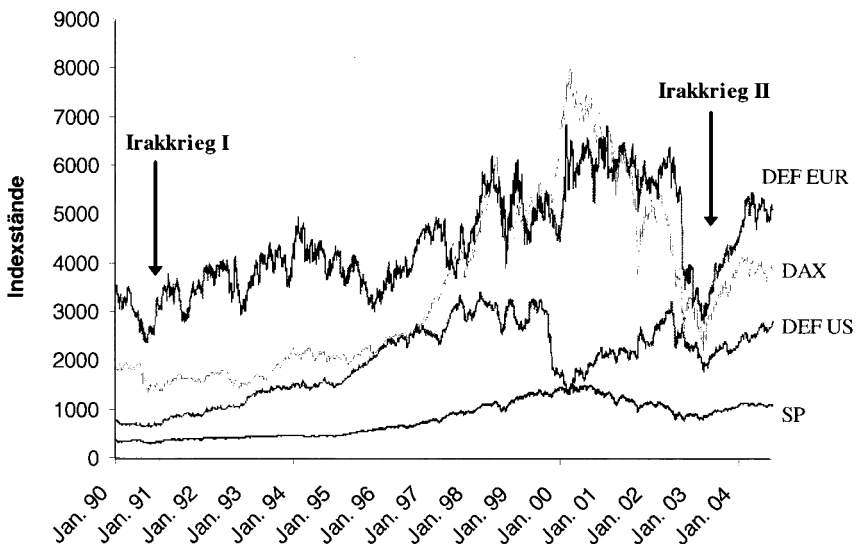


Abbildung 1: Verläufe der breiten Markt- und Rüstungsindizes während der letzten 15 Jahre

⁹ Daten von Compustat, Thomson Financial Datastream und aus Geschäftsberichten berechnet zum Jahresende des jeweiligen Jahres. Die Rendite wird hier als monatliche Buy-and-Hold-Rendite über den Zeitraum Januar 2001 bis einschließlich April 2003 bestimmt.

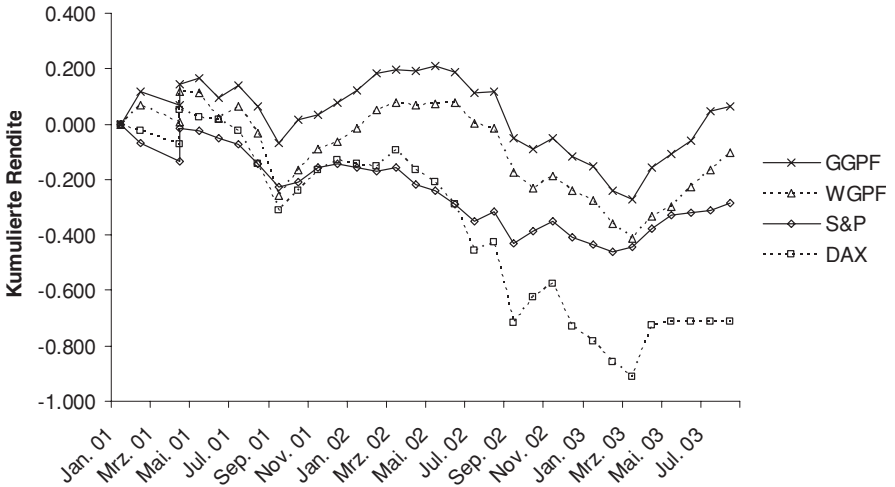


Abbildung 2: Kursverläufe der Aktien vs. der Märkte

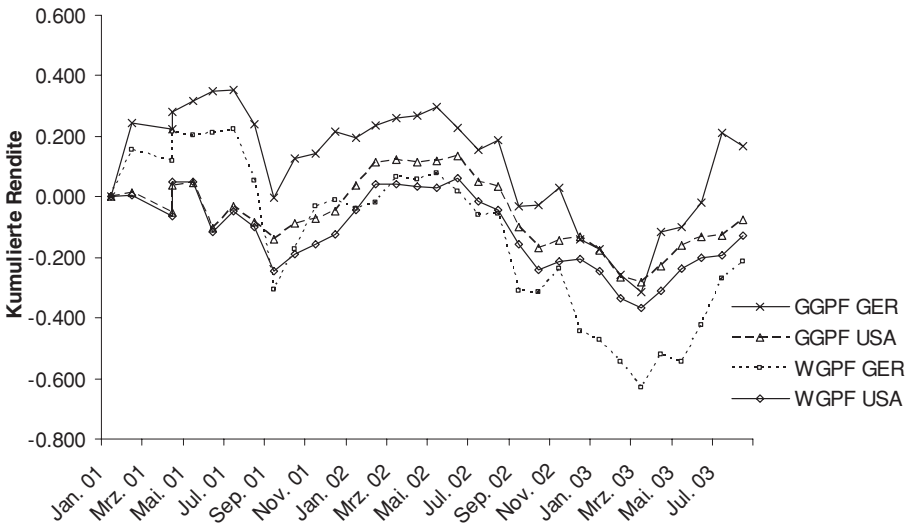


Abbildung 3: Kursverläufe deutscher Aktien vs. amerikanischer Aktien

den Portefeuilles erscheint die Aufwärtsbewegung der Indizes beginnend im März 2003 weniger ausgeprägt. Die höhere Rendite des gleichgewichteten im Vergleich zum wertgewichteten Portefeuille ist auf das relativ

höhere Gewichtung der Rheinmetall-Aktie im gleichgewichteten Portefeuille zurückzuführen, die bei sehr guter Renditeentwicklung eine geringe Marktkapitalisierung aufweist.

Abbildung 3 dokumentiert, dass sich die positive Kursentwicklung im zweiten Irakkrieg nicht auf die amerikanischen Aktien beschränkt, sondern auch die deutschen Aktien profitieren können. Vor dem Hintergrund der deutschen Selbstbeschränkung hinsichtlich einer Beteiligung im Irakkrieg erscheint diese Kursreaktion nicht selbstverständlich.

2. Hypothesen

Entsprechend den oben angestellten Überlegungen kann mangelnde Diversifikation dadurch erklärt werden, dass die Rendite- und Risikowerwartungen von Privatanlegern bezüglich der Werte, über deren Produkte sie regionalbezogen oder berufsbedingt mehr Informationen verfügen, anders ausfallen als bei anderen Aktien. Im interpersonellen Vergleich bedeutet dies, dass Anleger, die durch ihren Lebensmittelpunkt oder ihren Berufsalltag mehr Informationen zu bestimmten Aktien erhalten als andere, auch systematisch andere (möglicherweise optimistischere) Erwartungen für diese Aktien aufweisen sollten.¹⁰ Auf diesem Aspekt liegt das Hauptaugenmerk in dieser Untersuchung. Dementsprechend werden die Risiko- und Renditeerwartungen aus Punkten der subjektiven Wahrscheinlichkeitsverteilungen von Aktienrenditen geschätzt, die die befragten Investoren für deutsche und amerikanische Rüstungsaktien angegeben haben.

Bevor auf diesen Aspekt näher eingegangen wird, ist es sinnvoll, zunächst die hier unterstellte Erklärung für die Asymmetrie bei erwarteten Risiken und Renditen näher zu analysieren. So findet sich im Kontext von Analysen zum Home Bias immer wieder die Behauptung, dass Anleger sich beim Einschätzen der zukünftigen Renditen von inländischen Aktien kompetenter fühlen als bei ausländischen. Dieses Gefühl der größeren Kompetenz in Bezug auf inländische Aktien kann die wahrgenommene Unsicherheit verringern, die mit jeder Anlageentscheidung zugunsten solcher Wertpapiere einhergeht, und damit auch die Präferenz der Anleger für bestimmte Aktienmärkte beeinflussen.¹¹ Mit Blick auf die

¹⁰ Vgl. für die höhere Overconfidence von Experten gegenüber Laien auch den Literaturüberblick bei *Barber und Odean* (2001).

¹¹ Der Einfluss der wahrgenommenen Kompetenz auf die Präferenz der Entscheidungsträger ist in allgemeineren Kontexten durch mehrere Studien bspw. von

Auswirkung der wahrgenommenen Kompetenz auf die Präferenz der Investoren ergibt sich folgende Hypothese 1a.

*Hypothese 1a: Kompetenz und Präferenz
für den inländischen Aktienmarkt*

Anleger halten sich im Durchschnitt bei der Bewertung des inländischen Aktienmarktes für kompetenter als bei Urteilen zu ausländischen Aktienmärkten.

Neben dieser allgemeinen Hypothese interessieren hier eine längs- und eine querschnittsbezogene Betrachtung.

*Hypothese 1b: Kompetenz und Präferenz
bei erhöhter Informationsverfügbarkeit*

Längsschnittbezogen ändern medienträchtige Ereignisse die wahrgenommene Kompetenz. Anleger halten sich im Durchschnitt bei der Bewertung von Aktien für kompetenter, wenn diese in inhaltlichem Zusammenhang zu aktuellen medienträchtigen Ereignissen gebracht werden.

*Hypothese 1c: Kompetenz und Präferenz
von produktvertrauten Anlegern*

Querschnittsbezogen halten sich Anleger, die mit den Produkten der zu bewertenden Gesellschaften besser vertraut sind, im Durchschnitt bei der Bewertung der Aktien für kompetenter.

Ohne auf die Gründe für die angenommene unterschiedliche Kompetenzwahrnehmung einzugehen,¹² soll im nächsten Schritt zur zentralen Fragestellung dieser Untersuchung übergegangen werden, dem angenommenen Zusammenhang zwischen Kompetenz und erwarteter Rendite. In Anlehnung an Kilka und Weber (2000) und andere erwähnte Studien wird erwartet, dass das Empfinden einer größeren Kompetenz allgemein zu einem wahrgenommenen Risiko führt, das in engeren Wahrscheinlichkeitsverteilungen für die erwarteten Renditen zum Ausdruck kommt. Im Kontext des Home Bias folgt daraus Hypothese 2a.

Heath und Tversky (1991), Fox und Tversky (1995) oder Keppe und Weber (1995) belegt worden.

¹² Vgl. Kilka und Weber (2000) für eine Übersicht der neueren Literatur zu diesem Aspekt.

*Hypothese 2a: Kompetenz und erwartete Renditestreuung
inländischer Aktien*

*Hypothese 2b: Kompetenz und erwartete Renditestreuung
bei einer erhöhten Informationsverfügbarkeit*

Die subjektiv erwarteten Wahrscheinlichkeitsverteilungen der Investoren weisen im Schnitt eine geringere Streuung für inländische Wertpapiere bei hoher Kompetenzwahrnehmung auf als für die mit einer geringeren empfundenen Kompetenz in Verbindung gebrachten ausländischen Aktien. Entsprechend werden abnehmende Renditestreuungen erwartet, wenn die empfundene Kompetenz im Zeitablauf zunimmt.

In Verbindung mit der Produktvertrautheit wird Hypothese 2c abgeleitet:

*Hypothese 2c: Kompetenz und erwartete Renditestreuung
produktvertrauter Anleger*

Die subjektiv erwarteten Wahrscheinlichkeitsverteilungen der produktvertrauten Anleger weisen im Schnitt eine geringere Streuung der erwarteten Wertpapierrenditen auf.

Ex ante gibt es trotz des oft beobachteten heimischen Optimismus keinen offensichtlichen, theoretisch unterlegten Grund, warum die empfundene Kompetenz einen systematischen Einfluss auf den Mittelwert der Wahrscheinlichkeitsverteilungen haben sollte. Dem entsprechend wird im Rahmen der Hypothesen 3a bis 3c untersucht, ob das Verhältnis zwischen Kompetenz und erwarteten Renditen Hinweise auf einen derartigen Zusammenhang liefert.

Hypothese 3a: Kompetenz und erwartete Renditen inländischer Aktien

*Hypothese 3b: Kompetenz und erwartete Renditen
bei erhöhter Informationsverfügbarkeit*

*Hypothese 3c: Kompetenz und erwartete Renditen
produktvertrauter Anleger*

Der Grad der empfundenen Kompetenz ist unabhängig vom Mittelwert der jeweiligen subjektiven Wahrscheinlichkeitsverteilungen der Aktienrenditen.

Sollten Hypothesen 3a bis 3c der Überprüfung standhalten, werden Aktien, bei denen sich die Investoren in einem hohen Maße kompetent fühlen, nicht optimistischer beurteilt als Aktien mit einer niedrigen assoziierten Kompetenz. Zur Überprüfung der drei dreistufigen Hypothesen wurden die nachfolgend vorgestellten Daten verwendet.

3. Daten

Die Überprüfung der oben vorgestellten Hypothesen basiert auf Risiko- und Renditeerwartungen von deutschen Privatanlegern bezüglich deutscher und internationaler Aktienwerte. Im Gegensatz zu der gelegentlich geäußerten Meinung, dass die aus Befragungen ermittelten Daten über Erwartungen von Marktteilnehmern allgemein den aus Marktpreisen abgeleiteten Erwartungsschätzern unterlegen sind, wird diese Einstufung zumindest für die Erklärung von individuellen Kompetenzeffekten hier bestritten. Denn es gilt zu beachten, dass die Erwartungen, die zum Verständnis eines Bias relevant erscheinen, sich allgemein über verschiedene Anlegergruppen in unterschiedlicher Ausprägung zeigen können und dass die Bedeutung bestimmter Anlegergruppen für verschiedene Aktienmärkte differieren kann, während Marktdaten immer nur eine durchschnittliche Erwartung ausdrücken.¹³

Die methodische Vorgehensweise lehnt sich an Kilka and Weber (2000) an. Im November 2002 und März 2003 wurden an der Universität der Bundeswehr in Hamburg und an der European Business School (ebs) in Oestrich-Winkel Betriebswirtschaftsstudenten befragt. Die Hamburger Studenten sind Zeitsoldaten, die sich zumindest für acht Jahre verpflichtet haben, die Studenten der ebs Zivilisten.

Die folgende Tabelle gibt Aufschluss über das historische Anlageverhalten der Befragten, aus dem sich Rückschlüsse über die Vertrautheit der Befragten mit Aktienanlagen ziehen lassen. Insgesamt ist festzuhalten, dass die Mehrzahl der Befragten sowohl mit der Aktienanlage im Allgemeinen als auch mit der internationalen Aktienanlage im Speziellen Erfahrung hat.

¹³ Vgl. *Shiller, Kon-Ya* und *Tsutsui* (1996) für eine pointierte Darstellung zum Einsatz von Befragungsergebnissen bei der Ableitung von Erwartungen in Finanzmärkten.

Tabelle 2
Anlageverhalten der Befragten

| | ebs-Studenten | | Bundeswehrstudenten | |
|---|----------------------|-------------|----------------------------|-------------|
| | November-Gruppe | März-Gruppe | November-Gruppe | März-Gruppe |
| Anteil der Studenten mit Aktienanlagen | 73 % | 64 % | 81 % | 82 % |
| Anteil der Studenten mit Auslandsaktien | 57 % | 43 % | 77 % | 74 % |
| Durchschnittliche Anlageerfahrung ¹⁴ | 4,2 Jahre | 4,1 Jahre | 3,6 Jahre | 3,8 Jahre |

Den Studenten wurde ein sechsstufiger Fragebogen vorgelegt. Jeder Teilnehmer hatte für einen Zeitraum von drei Monaten die Performance von sieben Rüstungsaktien zu beurteilen.

In einem ersten Block hatten alle Teilnehmer für jede der sieben Aktien ihre persönliche Kompetenz bei der Einschätzung der Kursentwicklung auf einer Skala von 0 (keine Kompetenz) bis 6 (sehr kompetent) zu bewerten. Um eine eindeutige Rangfolge auch in den Fällen zu erhalten, in denen diese Kompetenzangaben identische Werte aufwiesen, hatten die Teilnehmer die Aktien zusätzlich nach ihrer Kompetenzbewertung in eine Reihenfolge zu bringen, wobei die Aktie mit der höchsten wahrgenommenen Kompetenz Rang 1 erhielt und die mit der niedrigsten Rang 7.

Als nächstes wurden die Teilnehmer gebeten, Wahrscheinlichkeits-schätzungen bezüglich der Aktienwertänderungen innerhalb der drei Monate nach dem Befragungszeitpunkt (1. Dezember 2002 bis zum 1. Februar 2003 und vom 1. April 2003 bis zum 1. Juni 2003) für jede der sieben Aktien abzugeben. Um die Einschätzungen zusätzlich für die Erhebungsmethodik zu kontrollieren, wurden zwei unterschiedliche Befragungsformen verwendet. So wurde für jede Aktie die subjektive Wahrscheinlichkeitsverteilung der Aktienwertveränderung bis zum 1. März 2003 bzw. 1. Juni 2003 gemäß der Vorgehensweise von Yates, McDaniel

¹⁴ Durchschnittliche Anlageerfahrung derjenigen Studenten, die bereits Aktien besitzen oder besaßen.

und Brown (1991) sowie Önkal und Muradoglu (1995, 1996) ermittelt. Die Teilnehmer hatten zunächst ihre Wahrscheinlichkeitsschätzungen anzugeben, dass die Änderung des Aktienwertes sich innerhalb eines von sechs vorgegebenen Intervallen I^j mit I^1, \dots, I^6 (der Aktienwert wird um mehr als 10 % sinken, zwischen 10 % und 5 % sinken, zwischen 5 % und 0 % sinken, zwischen 0 % und 5 % steigen, zwischen 5 % und 10 % steigen, mehr als 10 % steigen) befindet.¹⁵

Zusätzlich hatten die Teilnehmer die erwarteten Aktienkurse in Euro direkt anzugeben. Konkret wurde nach dem 0,5 Quantil (Bei welchem Wert ist es gleich wahrscheinlich, dass der Aktienkurs darüber bzw. darunter liegen wird?), nach dem 0,1 Quantil (Unter welchen Wert wird der Aktienkurs mit hoher Wahrscheinlichkeit (90 %) nicht fallen?) und nach dem 0,9 Quantil (Welchen Wert wird der Aktienkurs mit hoher Wahrscheinlichkeit (90 %) nicht übersteigen?) gefragt. Die Aktienkurse vom 29. November 2002 und vom 31. März 2003 wurden als Referenzwerte vorgegeben. Um unterschiedliche Erwartungen über Dividendenzahlungen berücksichtigen zu können, hatten die Teilnehmer zudem anzugeben, welche Dividendenzahlungen bis zum 1. Februar 2003 bzw. bis zum 1. Juni 2003 in ihren Kurserwartungen berücksichtigt waren.

Somit umfasst der vollständige Datensatz eines Teilnehmers s bezüglich der Aktie i folgende Werte: die Kompetenzeinschätzung $C_{s,i}$ mit dem Rang $R_{s,i}$, die Wahrscheinlichkeiten der Aktienkursveränderungen $p_{s,i}^1, \dots, p_{s,i}^6$ und die Kursquantile $X_{s,i}^{0.1}, X_{s,i}^{0.5}, X_{s,i}^{0.9}$ sowie die Dividendenausschüttungen $Div_{s,i}$. Die Gruppe der ebs-Betriebswirtschaftstudenten umfasst 30 (42) Teilnehmer für den Fragebogen zum 1. Dezember 2002 (1. April 2002). Die Gruppe der Bundeswehruniversität besteht aus 26 (50) Studenten für den Fragebogen am 1. Dezember 2002 (1. April 2002). Somit liegen 504 Aktienkursschätzungen von der ebs-Gruppe und 532 von der Bundeswehr-Gruppe vor. Unvollständige Aktienkursschätzungen oder Schätzungen, die die Ordnungsrelation „0,1 Quantil < 0,5 Quantil < 0,9 Quantil“ nicht erfüllen, wurden zur Auswertung aus dem Datensatz entfernt.

III. Untersuchungsergebnisse

Entsprechend dem oben dargestellten Untersuchungsansatz konzentriert sich die Analyse darauf, die in Abschnitt II aufgestellten drei Hypothesen anhand der Befragungsdaten für einzelne Aktien zu überprüfen.

¹⁵ Die Teilnehmer wurden dabei aufgefordert zu beachten, dass die geschätzten Wahrscheinlichkeiten sich zu 100 % aufsummieren sollten.

1. Hypothese 1

Im ersten Schritt werden die Fragebogendaten bezüglich Hypothese 1a analysiert, nach der sich Anleger im Schnitt kompetenter bei Prognosen für inländische Aktien als bei ausländischen Werten fühlen. Tabelle 3 fasst die Mittelwerte der angegebenen Kompetenzeinschätzungen für die deutschen und internationalen Rüstungsaktien zusammen.

Tabelle 3
Mittlere Kompetenzeinschätzungen – zeitliche Betrachtung

| | Alle Teilnehmer vor dem Krieg | | Alle Teilnehmer während des Kriegs | |
|-----------|----------------------------------|--------------------------------|---------------------------------------|--------------------------------|
| a) | Deutsche Aktien | Internation. Aktien | Deutsche Aktien | Internation. Aktien |
| Kompetenz | 1,98 | 1,21 | 2,18 | 1,56 |
| Rang | 2,97 | 4,74 | 3,06 | 4,70 |
| b) | Höchster Rang | Tiefster Rang | Höchster Rang | Tiefster Rang |
| Kompetenz | 2,95 | 0,64 | 3,08 | 0,90 |
| c) | Top Rang dt. Aktien | Tiefster Rang dt. Aktien | Top Rang dt. Aktien | Tiefster Rang dt. Aktien |
| Kompetenz | 2,95 | 1,13 | 3,08 | 1,47 |
| d) | Top Rang inter. Aktien | Tiefster Rang inter. Aktien | Top Rang inter. Aktien | Tiefster Rang inter. Aktien |
| Kompetenz | 2,09 | 0,64 | 2,41 | 0,90 |

Die Teilnehmer schätzen insgesamt ihre Kompetenz vor und während des Irakkriegs für deutsche Aktien jeweils signifikant höher ein als für internationale Rüstungswerte (p -Wert $< 0,01$), wie die Werte zu 3 a) dokumentieren.¹⁶ Die mittlere subjektive Kompetenzeinstufung nimmt von Dezember 2002 bis April 2003 für deutsche und für internationale Rüstungsaktien jeweils signifikant zu (p -Wert $< 0,1$). Diese Aussagen bleiben qualitativ unverändert, wenn nicht alle deutschen mit allen ausländischen Aktien verglichen werden, sondern jeweils nur die extremen

¹⁶ Die jeweils angegebenen p -Werte beziehen sich auf einseitige t -Tests der Mittelwerte zweier Gruppen.

Einstufungen Berücksichtigung finden, also die Aktien mit der jeweils höchsten Kompetenzzuordnung vor und während des Krieges ((3b) in Tabelle 3) oder die jeweils höchstgerankte deutsche (3c) oder internationale Aktie (3d). Diese Ergebnisse sind auf der Basis der oben vorgestellten Literatur kaum überraschend und unterstützen die Hypothesen 1a und 1b.

Im nächsten Schritt ist Hypothese 1c zu analysieren, nach der sich Anleger, die eine erhöhte Produktvertrautheit besitzen (hier Bundeswehr-offiziere), im Schnitt kompetenter bei Prognosen für Rüstungsaktien fühlen. Tabelle 4 fasst die Mittelwerte der angegebenen Kompetenzeinschätzungen für die deutschen und internationalen Rüstungsaktien vor und während des Irakkriegs zusammen.

Die erste Erhebung vor Ausbruch des Irakkriegs bringt keine signifikanten Unterschiede in den subjektiven Kompetenzeinstufungen zwischen vertrauten Bundeswehrteilnehmern und unvertrauten zivilen Befragten zu Tage. Dies gilt für deutsche wie auch für internationale Rüstungsaktien. Diese Erkenntnis ändert sich auch während des Krieges für deutsche Aktien nicht. Bereits dieses Resultat entspricht nicht den Erwartungen aus Hypothese 1c. Für ausländische Aktien zeigt sich hingegen in noch größerem Widerspruch zur Hypothese 1c eine signifikant höhere Kompetenzeinstufung durch die unvertrauten Befragungsteilnehmer (p -Wert $< 0,01$). Die produktseitigen Laien reagierten offensichtlich durch die verstärkte Medienpräsenz heftiger als die vertrauten Offiziere. Dieses Ergebnis wird noch klarer, wenn man für beide Subsamples die Veränderungen im Zeitablauf betrachtet. Während die Offiziere keine signifikant erhöhten Kompetenzeinstufungen für deutsche Rüstungsaktien im Zeitablauf aufweisen, ist für die unvertrauten Laien ein markanter Anstieg zu beobachten (p -Wert $< 0,01$). Für beide Untergruppen steigt die Kompetenzwahrnehmung dagegen in Bezug auf internationale Rüstungswerte (jeweils p -Wert $< 0,01$). Für einen vorrangig amerikanischen Krieg fühlen sich offensichtlich alle kompetenter in der Bewertung amerikanischer Rüstungsaktien. Inwieweit dieses erhöhte Kompetenzgefühl durch bessere Prognosequalitäten im Zeitablauf gerechtfertigt ist, wird nachfolgend noch untersucht.

2. Hypothese 2

Um die subjektiven Wahrscheinlichkeitsverteilungen der Aktienrenditen erfassen zu können, bedarf es zweckmäßiger Maße für die Streuung.

Tabelle 4

Mittlere Kompetenzeinschätzungen – nach Erfahrungsgruppen separiert

| | Unvertraute Teilnehmer vor dem Krieg | | Vertraute Teilnehmer vor dem Krieg | |
|-----------|---|-----------------------------|---|-----------------------------|
| a) | Deutsche Aktien | Internation. Aktien | Deutsche Aktien | Internation. Aktien |
| Kompetenz | 1,88 | 1,21 | 2,09 | 1,22 |
| Rang | 3,22 | 4,58 | 2,67 | 4,93 |
| b) | Höchster Rang | Tiefster Rang | Höchster Rang | Tiefster Rang |
| Kompetenz | 2,97 | 0,63 | 2,92 | 0,64 |
| c) | Top Rang dt. Aktien | Tiefster Rang dt. Aktien | Top Rang dt. Aktien | Tiefster Rang dt. Aktien |
| Kompetenz | 2,97 | 1,00 | 2,92 | 1,28 |
| d) | Top Rang inter. Aktien | Tiefster Rang inter. Aktien | Top Rang inter. Aktien | Tiefster Rang inter. Aktien |
| Kompetenz | 2,03 | 0,63 | 2,15 | 0,64 |
| | Unvertraute Teilnehmer im Krieg | | Vertraute Teilnehmer im Krieg | |
| e) | Deutsche Aktien | Internation. Aktien | Deutsche Aktien | Internation. Aktien |
| Kompetenz | 2,28 | 1,79 | 2,11 | 1,36 |
| Rang | 3,28 | 4,54 | 2,87 | 4,85 |
| f) | Höchster Rang | Tiefster Rang | Höchster Rang | Tiefster Rang |
| Kompetenz | 3,29 | 1,10 | 2,90 | 0,73 |
| g) | Top Rang dt. Aktien | Tiefster Rang dt. Aktien | Top Rang dt. Aktien | Tiefster Rang dt. Aktien |
| Kompetenz | 3,29 | 1,43 | 2,90 | 1,50 |
| h) | Top Rang inter. Aktien | Tiefster Rang inter. Aktien | Top Rang inter. Aktien | Tiefster Rang inter. Aktien |
| Kompetenz | 2,64 | 1,10 | 2,20 | 0,73 |

Anstatt die sehr unterschiedlich ausgeprägten Rohdaten ($p_{s,i}^1, \dots, p_{s,i}^6$) in eine speziell parametrisierte Verteilung einzupassen, die nicht bekannt und die wahrscheinlich nicht für alle Einschätzungen gleich ist, werden

drei einfache Streuungsmaße genutzt, die direkt aus den Erhebungsdaten gewonnen werden. Dabei werden zwei Arten von Daten verwendet, die es erlauben, die Ergebnisse aus verschiedenen Erhebungsmethoden miteinander zu vergleichen und so zu kontrollieren. Datentyp I basiert auf einer direkten Erfragung der subjektiven Wahrscheinlichkeiten, Datentyp II auf einer Erfragung von Preisen. Datentyp I wird für das erste und zweite Maß, Datentyp II für das dritte verwendet.

Als erstes wird aus dem Satz der Wahrscheinlichkeiten $p_{s,i}^j = (p_{s,i}^1, \dots, p_{s,i}^6)$, die den Intervallen I^1, \dots, I^6 für jeden Teilnehmer s und jede Aktie i zugeordnet sind, die Standardabweichung der Wahrscheinlichkeiten nach $Std(prob)_{s,i} = \sqrt{\sum_{j=1}^6 (p_{s,i}^j - \bar{p}_{s,i})^2 \cdot 1/6}$ mit $\bar{p}_{s,i} = 1/6$ berechnet. Dieses Maß erfasst die Differenz zwischen den Wahrscheinlichkeitsangaben eines Teilnehmers und einer uniformen (flachen) Wahrscheinlichkeitsverteilung. Als zweites wird aus den Wahrscheinlichkeiten $p_{s,i}^j = (p_{s,i}^1, \dots, p_{s,i}^6)$ unter der Annahme einer uniformen Wahrscheinlichkeitsverteilung innerhalb eines jeden Intervalls, sodass jedes Intervall I^j durch seinen Mittelpunkt r^j charakterisiert werden kann, die Standardabweichung der Renditen gemäß $Std(return)_{s,i} = \sqrt{\sum_{j=1}^6 (r^j - \bar{r}_{s,i})^2 \cdot p_{s,i}^j}$ mit $\bar{r}_{s,i} = \sum_{j=1}^6 (r^j \cdot p_{s,i}^j)$ unter identischen Annahmen bestimmt.¹⁷ $Std(return)$ hat eine andere Bedeutung als $Std(prob)$. $Std(prob)$ stellt die Konzentration einer Wahrscheinlichkeitsverteilung gemessen durch ihre Abweichung von einer flachen Verteilung dar, wohingegen $Std(return)$ die Abweichung vom Mittelwert ausdrückt. Bei normalverteilten Variablen entspricht ein größerer Wert bei $Std(prob)$ einem niedrigeren Wert für $Std(return)$. Diese Relation muss aber nicht für andere Verteilungen gelten. Als drittes wird schließlich die Standardabweichung der Renditen aus den Preisschätzungen $X_{s,i}^{0,1}, X_{s,i}^{0,5}, X_{s,i}^{0,9}$ hergeleitet. Um mit Renditen rechnen zu können, werden $X_{s,i}^{0,1}, X_{s,i}^{0,5}$ und $X_{s,i}^{0,9}$ zunächst durch den Preis der jeweiligen Aktie i vom Beginn der Studie $X_{0,i}$ geteilt, der den Teilnehmern gegeben war. Da keine Annahme über eine spezielle Form der Verteilung für alle subjektiven Wahrscheinlichkeitsverteilungen gemacht ist, wird die einfache Drei-Punkt-Annäherung von Keefer and Bodily

¹⁷ Zur Vereinfachung wurden die Werte (-12,5%, -7,5%, -2,5%, 2,5%, 7,5%, 12,5%), die der durchschnittlichen Rendite in dem entsprechenden Intervall entsprechen, r_1, \dots, r_6 zugeordnet. Die Werte -12,5% und 12,5% der Randintervalle stellen eine relativ willkürliche, technische Annahme dar, die aber unkritisch erscheint, da nicht absolute Werte eines Maßes, sondern nur Relationen untereinander interessieren.

(1983) angewandt, von der gezeigt werden kann, dass sie zu einer großen Anzahl von relevanten Wahrscheinlichkeitsverteilungen gut passt:

$$Std(point) = \left[\left(0.3 \cdot \left(X_{s,i}^{0.1} / X_{0,i} \right)^2 + 0.4 \cdot \left(X_{s,i}^{0.5} / X_{0,i} \right)^2 + 0.3 \cdot \left(X_{s,i}^{0.9} / X_{0,i} \right)^2 \right) - (Mean)^2 \right]^{0.5}$$

mit

$$Mean = 0.3 \cdot \left(X_{s,i}^{0.1} / X_{0,i} \right) + 0.4 \cdot \left(X_{s,i}^{0.5} / X_{0,i} \right) + 0.3 \cdot \left(X_{s,i}^{0.9} / X_{0,i} \right).^{18}$$

Tabelle 5 und Tabelle 6 präsentieren die Mittelwerte der Streuungsmaße für verschiedene Subsamples der hier betrachteten Aktien. Bei der Interpretation der folgenden Daten ist zu berücksichtigen, dass eine weniger breite Wahrscheinlichkeitsverteilung höhere Std(prob), niedrigere Std(return) und niedrigere Std(point) impliziert. Dem gemäß weisen fast alle Ergebnisse auf eine höhere Streuung für Rüstungsaktien vor dem Krieg verbunden mit niedrigerem Kompetenzgefühl hin. Für jeden Befragungszeitpunkt dokumentieren die Einschätzungen allerdings keine systematisch höhere Streuung bei Aktien mit einem niedrigen Rang. Für alle drei Maße sind die Differenzen entweder insignifikant oder Kompetenz und Streuung zeigen keinen linearen Zusammenhang. Beim Vergleich deutscher und internationaler Aktien stellt sich sogar ein signifikant gegenläufiges Ergebnis ein. Die mit höherer Kompetenzbewertung belegten deutschen Aktien weisen für das Maß Std(point) signifikant höhere Streuungswerte aus, und auch die beiden anderen Maße weisen insignifikant in diese Richtung.

Während für die beiden Befragungszeitpunkte kaum Kompetenzeffekte – gemessen anhand der Rangeinteilung – feststellbar sind, heben sich im Zeitablauf die Ergebnisse der zweiten Befragung während des Irakkriegs deutlich von denen der ersten Befragung ab. So weist Std(prob) insbesondere für hoch- und mittlerrangige Aktien höhere Werte aus. Std(prob) nimmt vor dem Krieg für hochrangige Aktien einen Wert von 0,117 an und steigt in der zweiten Befragung auf 0,135. Der Unterschied ist auf dem 1%-Niveau signifikant. Eine ähnliche Aussage ist für Std(return) und Std(point) erkennbar, wo die Werte für die zweite Befragung signifikant niedriger sind. Auch bei einer expliziten Erfassung des Heimatmarktes ergeben sich klare Unterschiede bei den Befragungen. Sowohl

¹⁸ Keefer und Bodily (1983) überprüfen mittels numerischer Vergleiche, wie gut verschiedene Approximationsmethoden, die auf identischen Drei-Punkt-Schätzungen basieren, den Mittelwert und die Standardabweichung unterschiedlich geformter Verteilungen annähern. Hier wird die „Extended Swanson-Megill“-Approximation genutzt, die im Schnitt für die geschätzten Punkte die besten Näherungen ergab. Für mehr Details siehe Keefer und Bodily (1983).

Tabelle 5
Kompetenz und Streuung – zeitliche Betrachtung

| | Alle Teilnehmer vor dem Krieg | | | Alle Teilnehmer während des Kriegs | | |
|-----------------------|--------------------------------|--------------------------------|--------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|------------------------------------|
| | Hoher Rang (1-2) | Mittlerer Rang (3-5) | Niedriger Rang (6-7) | Hoher Rang (1-2) | Mittlerer Rang (3-5) | Niedriger Rang (6-7) |
| a) | | | | | | |
| Std(prob) p-Wert | 0,117 (1-2) – (3-5) n.s. | 0,116 (3-5) – (6-7) n.s. | 0,116 (1-2) – (6-7) n.s. | 0,135 (1-2) – (3-5) n.s. | 0,135 (3-5) – (6-7) p < 0,05 | 0,122 (1-2) – (6-7) p < 0,01 |
| Std(return) p-Wert | 0,065 (1-2) – (3-5) n.s. | 0,063 (3-5) – (6-7) n.s. | 0,062 (1-2) – (6-7) n.s. | 0,058 (1-2) – (3-5) n.s. | 0,058 (3-5) – (6-7) n.s. | 0,059 (1-2) – (6-7) n.s. |
| Std(point) p-Wert | 0,201 (1-2) – (3-5) n.s. | 0,192 (3-5) – (6-7) n.s. | 0,197 (1-2) – (6-7) n.s. | 0,161 (1-2) – (3-5) p < 0,1 | 0,163 (3-5) – (6-7) p < 0,01 | 0,139 (1-2) – (6-7) p < 0,05 |
| b) | Deutsche Aktien | Deutsche Aktien | Internation. Aktien | Deutsche Aktien | Deutsche Aktien | Internation. Aktien |
| Std(prob) p-Wert | 0,115 n.s. | | 0,118 | 0,136 n.s. | . | 0,131 |
| Std(return) p-Wert | 0,064 n.s. | | 0,062 | 0,058 n.s. | . | 0,058 |
| Std(point) p-Wert | 0,219 p < 0,05 | | 0,177 | 0,207 p < 0,01 | . | 0,131 |

für deutsche als auch für amerikanische Werte steigen die Ergebnisse für Std(prob) an und fallen für Std(return) und Std(point) ab. Die Unterschiede sind wiederum hoch signifikant.

Die gefundene Evidenz kann als Indiz verstanden werden, dass die erhöhte Informationsverfügbarkeit zur Zeit des Irakkriegs zu einer subjektiv niedrigeren Einschätzung des Risikopotenzials der Rüstungsaktien geführt hat. Die Ergebnisse in Tabelle 5 unterstützen somit zwar Hypothese 2b. Sie stehen aber mit Blick auf einen erwarteten Heimatmarkteffekt in Widerspruch zu Hypothese 2a, die hier verworfen werden muss. Um zu überprüfen, ob diese Bewertung für beide Subsamples gilt und ob die Ergebnisse Hypothese 2c zur wahrgenommenen Kompetenz zwischen produktvertrauten und -unvertrauten Teilnehmern unterstützen, werden nachfolgend die Aussagen dieser beiden Gruppen verglichen. Die zusammengefassten Resultate präsentiert Tabelle 6.

Die Daten der Tabelle 6 müssen bei der Betrachtung der beiden Subsamples zu jedem der beiden Befragungszeitpunkte insgesamt als eher im Widerspruch zu den Hypothesen 2a und 2c gewertet werden. Die Streuungserwartungen sind bei beiden Subsamples für deutsche Aktien eher höher als für internationale, und die produktvertrauten Offiziere haben eher höhere Streuungserwartungen als das produktunerfahrenere Vergleichssample.

Im zeitlichen Vergleich zueinander weisen die Untersuchungsergebnisse analog zur Betrachtung zur Tabelle 5 deutliche Unterschiede in den Antwortmustern bei beiden befragten Subsamples aus. Dies gilt für vertraute und unvertraute Teilnehmer und ist unabhängig von Rang oder Ursprungsland der Aktie. Die Werte von Std(prob) haben in der Befragung während des Krieges meist signifikant höhere Werte, Std(return) und Std(point) sinken konsistent dazu. Dieses Muster ergibt sich sowohl für eine Betrachtung nach Kompetenz als auch nach Land.

Damit sind die Ergebnisse zusammenfassend dahingehend zu bewerten, dass als Zusammenhang zwischen Kompetenz und Streuungserwartung weder ein Heimatmarkteffekt noch ein auf Produktvertrauen basierender niedrigerer Streuungswert feststellbar ist, Hypothesen 2a und 2c dementsprechend in diesem Kontext zu verwerfen sind. Hypothese 2b, die eine durch höhere Informationsverfügbarkeit im Zeitablauf mit einem höheren Kompetenzzempfinden verbundene niedrigere Streuungserwartung formuliert, findet sehr nachhaltige Unterstützung.

Tabelle 6
Kompetenz und Streuung – nach Erfahrungsgruppen separiert

| | Unvertraute Teilnehmer vor dem Krieg | | | Vertraute Teilnehmer vor dem Krieg | | |
|-----------------------|--------------------------------------|--------------------------------|-----------------------------------|------------------------------------|--------------------------------|-----------------------------------|
| | Hoher Rang (1-2) | Mittlerer Rang (3-5) | Niedriger Rang (6-7) | Hoher Rang (1-2) | Mittlerer Rang (3-5) | Niedriger Rang (6-7) |
| a) | | | | | | |
| Std(prob) p-Wert | 0,113 (1-2) – (3-5) n.s. | 0,109 (3-5) – (6-7) n.s. | 0,112 (1-2) – (6-7) n.s. | 0,121 (1-2) – (3-5) n.s. | 0,126 (3-5) – (6-7) n.s. | 0,123 (1-2) – (6-7) n.s. |
| Std(return) p-Wert | 0,064 (1-2) – (3-5) n.s. | 0,064 (3-5) – (6-7) n.s. | 0,063 (1-2) – (6-7) n.s. | 0,067 (1-2) – (3-5) p < 0,05 | 0,061 (3-5) – (6-7) n.s. | 0,061 (1-2) – (6-7) p < 0,1 |
| Std(point) p-Wert | 0,163 (1-2) – (3-5) n.s. | 0,204 (3-5) – (6-7) n.s. | 0,212 (1-2) – (6-7) p < 0,1 | 0,244 (1-2) – (3-5) p < 0,1 | 0,178 (3-5) – (6-7) n.s. | 0,178 (1-2) – (6-7) n.s. |
| b) | Deutsche Aktien | Internation. Aktien | Internation. Aktien | Deutsche Aktien | Internation. Aktien | Internation. Aktien |
| Std(prob) p-Wert | 0,111 n.s. | 0,111 | 0,111 | 0,120 n.s. | | 0,127 |
| Std(return) p-Wert | 0,063 n.s. | 0,063 | 0,063 | 0,066 p < 0,05 | | 0,061 |
| Std(point) p-Wert | 0,204 n.s. | 0,186 | 0,186 | 0,237 p < 0,05 | | 0,166 |

(Fortsetzung Seite 63)

Fortsetzung Tabelle 6

| | Unvertraute Teilnehmer im Krieg | | | Vertraute Teilnehmer im Krieg | | |
|-------------|---------------------------------|--------------------------|---------------------------|-------------------------------|---------------------------|---------------------------|
| | Hoher Rang (1-2) | Mittlerer Rang (3-5) | Niedriger Rang (6-7) | Hoher Rang (1-2) | Mittlerer Rang (3-5) | Niedriger Rang (6-7) |
| c) | | | | | | |
| Std(prob) | 0,133 | 0,121 | 0,113 | 0,153 | 0,152 | 0,134 |
| p-Wert | (1-2) - (3-5) p < 0,1 | (3-5) - (6-7) p < 0,1 | (1-2) - (6-7) p < 0,05 | (1-2) - (3-5) n.s. | (3-5) - (6-7) p < 0,05 | (1-2) - (6-7) p < 0,05 |
| Std(return) | 0,061 | 0,061 | 0,064 | 0,055 | 0,053 | 0,054 |
| p-Wert | (1-2) - (3-5) n.s. | (3-5) - (6-7) n.s. | (1-2) - (6-7) n.s. | (1-2) - (3-5) n.s. | (3-5) - (6-7) n.s. | (1-2) - (6-7) n.s. |
| Std(point) | 0,173 | 0,200 | 0,169 | 0,140 | 0,146 | 0,106 |
| p-Wert | (1-2) - (3-5) p < 0,1 | (3-5) - (6-7) p < 0,1 | (1-2) - (6-7) n.s. | (1-2) - (3-5) n.s. | (3-5) - (6-7) p < 0,01 | (1-2) - (6-7) p < 0,01 |
| d) | Deutsche Aktien | | | Deutsche Aktien | | |
| | Internation. Aktien | | | Internation. Aktien | | |
| Std(prob) | 0,123 | | 0,121 | 0,152 | | 0,144 |
| p-Wert | n.s. | | | n.s. | | |
| Std(return) | 0,061 | | 0,063 | 0,055 | | 0,053 |
| p-Wert | n.s. | | | n.s. | | |
| Std(point) | 0,241 | | 0,157 | 0,171 | | 0,103 |
| p-Wert | p < 0,01 | | | p < 0,01 | | |

3. Hypothese 3

Um systematische Differenzen bei Erwartungswerten von Wahrscheinlichkeitsverteilungen zu überprüfen, werden zwei Maße für die erwarteten Renditen herangezogen. Wiederum basieren die Maße auf zwei unterschiedlichen Datentypen. Für das erste Maß wird der Datentyp I, für das zweite Datentyp II verwendet. Zuerst wird aus $p_{s,i} = (p_{s,i}^1, \dots, p_{s,i}^6)$ die erwartete Rendite unter der Annahme einer uniformen Verteilung innerhalb eines jeden Intervalls $Mean(return)_{s,i} = \sum_{j=1}^6 (j^i \cdot p_{s,i}^j) + Div_{s,i}/X_{0,i}$ bestimmt, wobei $Div_{s,i}$ den individuell erwarteten Preisrückgang innerhalb des Vorhersagezeitraums aufgrund einer Dividendenzahlung darstellt. Das zweite Maß $Mean(point)$ wird für jeden Teilnehmer s und jede Aktie i aus $X_{s,i}^{0,1}, X_{s,i}^{0,5}, X_{s,i}^{0,9}$ durch Anwendung der Drei-Punkt-Annäherung von Keefer und Bodily (1983) ermittelt. Um mit Renditen arbeiten zu können, werden wiederum $X_{s,i}^{0,1}, X_{s,i}^{0,5}$ und $X_{s,i}^{0,9}$ zunächst durch $X_{0,i}$ dividiert:

$Mean(point) = 0.3 \cdot X_{s,i}^{0,1}/X_{0,i} + 0.4 \cdot X_{s,i}^{0,5}/X_{0,i} + 0.3 \cdot X_{s,i}^{0,9}/X_{0,i} + Div_{s,i}/X_{0,i} - 1.$ ¹⁹ Die Berücksichtigung der Dividenden ist praktisch irrelevant, weil alle Teilnehmerangaben, keine Dividendenanpassungen in ihren Schätzungen vorgenommen zu haben.

Tabelle 7

Kompetenz und Streuung – nach Erfahrungsgruppen separiert

| | Alle Teilnehmer vor dem Krieg | | Alle Teilnehmer während des Kriegs | |
|--------------|-------------------------------|---------------------|------------------------------------|---------------------|
| | Deutsche Aktien | Internation. Aktien | Deutsche Aktien | Internation. Aktien |
| Mean(return) | -0,008 | -0,008 | -0,005 | -0,003 |
| p-Wert | n.s. | | n.s. | |
| Mean(point) | 0,087 | 0,042 | 0,087 | 0,028 |
| p-Wert | p < 0,01 | | p < 0,01 | |

Tabelle 7 dokumentiert die entsprechenden Mittelwerte der Renditeerwartungen für nationale Aktiensubsamples. Entgegen der Hypothese 3a

¹⁹ Zusätzlich wurde aus $X^{0,5}$ das Maß $Median(point) = (X^{0,5} + Div.) / X_{0-1}$ berechnet. Die Ergebnisse werden im Weiteren nicht angeführt, da dieses Maß von der Tendenz und auch Signifikanz her vergleichbare Ergebnisse liefert.

offenbaren die Daten systematische Differenzen in den Renditeerwartungswerten, zumindest für das Renditemaß Mean(point). Zu beiden Befragungszeitpunkten zeigen die Teilnehmer eine signifikant optimistischere Einschätzung für deutsche Aktien als für internationale Werte. Der Effekt hat auch beim Vergleich zwischen Aktien mit hohen und niedrigeren Rängen bzw. zwischen Aktien mit dem höchsten und niedrigsten Rang Bestand.²⁰ Dieses Resultat steht in Einklang mit den Erkenntnissen von Kilka und Weber (2000) und entspricht auch den oben angesprochenen Arbeiten, in denen grundsätzlich optimistischere Prognosen für die Kursentwicklung heimischer Aktien gefunden werden.

Zur Überprüfung der Hypothese 3b unterstreichen die Daten der Tabelle 7, dass nachhaltige Differenzen im Zeitablauf nicht zu verzeichnen sind. Lediglich für das Maß Mean(point) werden bei den internationalen Aktien schwach signifikante Unterschiede ausgewiesen, allerdings in eine unerwartete Richtung, nämlich zurückgehend bei verbesserter Informationslage. Insgesamt können diese aggregierten Befunde deshalb als Unterstützung für Hypothese 3b gewertet werden.

Hinsichtlich zeitlicher Unterschiede innerhalb der Subsamples zeigt sich ähnlich wie bei der Risikoschätzung auch in den Renditeerwartungen, dass die Werte vor und während des Krieges auseinanderfallen. Die Werte für Mean(return) fallen bei den produktunerfahrenen Teilnehmern während des Irakkrieges signifikant geringer aus, während die Werte für Mean(point) eher steigen. Die Untergruppe der produkterfahrenen Bundeswehroffiziere zeigt ein gegensätzliches Antwortverhalten, wobei die Unterschiede hier geringer ausfallen. Diese insgesamt uneindeutigen Effekte führen aggregiert zu den unauffälligen Daten der Tabelle 7.

Mit Blick auf die Produkterfahrung dokumentieren die Ergebnisse der Tabelle 8 aber auch ein grundsätzliches Problem für die Abfrage von erwarteten Aktienkursveränderungen. Das auf Renditen basierende Maß Mean(return) weist durchweg negative Performanceerwartungen aus, Mean(point) auf der Basis von Kursschätzungen dagegen positive. In den Standardmodellen der Kapitalmarkttheorie zur Erwartungsbildung von Investoren lassen sich zwar grundsätzlich Erwartungsverzerrungen implementieren. Unterschiedliche Erwartungswerte in Abhängigkeit von der Gestaltung der Erhebung dieser Erwartungen werden dabei aber regelmäßig ausgeblendet. So lässt sich auch keine theoretische Vorhersage machen, welche der Abfragemethoden, preis- oder renditeorientiert, die

²⁰ Auf eine Präsentation einzelner Werte wird hier verzichtet.

Tabelle 8

Werte für zwei Maße zur Renditeerwartung nach Kompetenzrang

| | Unvertraute Teilnehmer vor Krieg | | Vertraute Teilnehmer vor Krieg | |
|------------------------|---|-----------------------------------|---|-----------------------------------|
| | Top Rang dt. Aktien | Tiefster Rang dt. Aktien | Top Rang dt. Aktien | Tiefster Rang dt. Aktien |
| a) | | | | |
| Mean(return) p-Wert | -0,016 p < 0,01 | 0,003 | -0,020 p < 0,05 | -0,005 |
| Mean(point) p-Wert | 0,062 p < 0,05 | 0,027 | 0,115 n.s. | 0,094 |
| b) | | | | |
| | Top Rang internat. Aktien | Tiefster Rang internat. Aktien | Top Rang internat. Aktien | Tiefster Rang internat. Aktien |
| Mean(return) p-Wert | -0,009 p < 0,1 | -0,001 | -0,020 p < 0,05 | -0,008 |
| Mean(point) p-Wert | 0,024 n.s. | 0,040 | 0,062 n.s. | 0,056 |
| | Unvertraute Teilnehmer im Krieg | | Vertraute Teilnehmer im Krieg | |
| | Top Rang dt. Aktien | Tiefster Rang dt. Aktien | Top Rang dt. Aktien | Tiefster Rang dt. Aktien |
| c) | | | | |
| Mean(return) p-Wert | -0,003 n.s. | -0,010 | -0,006 n.s. | -0,011 |
| Mean(point) p-Wert | 0,055 n.s. | 0,067 | 0,133 n.s. | 0,120 |
| d) | | | | |
| | Top Rang internat. Aktien | Tiefster Rang internat. Aktien | Top Rang internat. Aktien | Tiefster Rang internat. Aktien |
| Mean(return) p-Wert | 0,007 p < 0,01 | -0,010 | -0,007 n.s. | 0,006 |
| Mean(point) p-Wert | -0,021 p < 0,05 | 0,022 | 0,065 p < 0,01 | -0,014 |

tatsächlichen Erwartungen der Anleger korrekter abbildet. Auf eine detaillierte Interpretation der Daten für die Überprüfung der Hypothese 3c wird hier deshalb trotz signifikanter Differenzen verzichtet, weil das

Vorzeichen dieser Differenzen mit dem gewählten Performancemaß wechselt. Für einen Abgleich der erwarteten mit den tatsächlich realisierten Kursen, der im folgenden Abschnitt vorgenommen wird, werden aber die Daten von Mean(point) herangezogen, für Mean(return) weichen die Erwartungen kaum signifikant von null ab, die generellen Aussagen bleiben dann erhalten.

4. Realisierte Kursentwicklung

Die Unterschiede in den Einschätzungen zwischen deutschen und internationalen Aktien, zwischen den Befragungszeitpunkten und zwischen der produktvertrauten und -unvertrauten Testgruppe ließen sich jenseits der verhaltenswissenschaftlichen Fundierung auch dadurch erklären, dass bspw. eine Gruppe in der Tat kompetenter in ihren Urteilen ist und die ausgewiesenen Resultate nur diese Kompetenzdivergenzen ausdrücken. Eine derartige Aussage erscheint unproblematisch mit Blick auf die Erwartungswerte der erzielten Renditen.

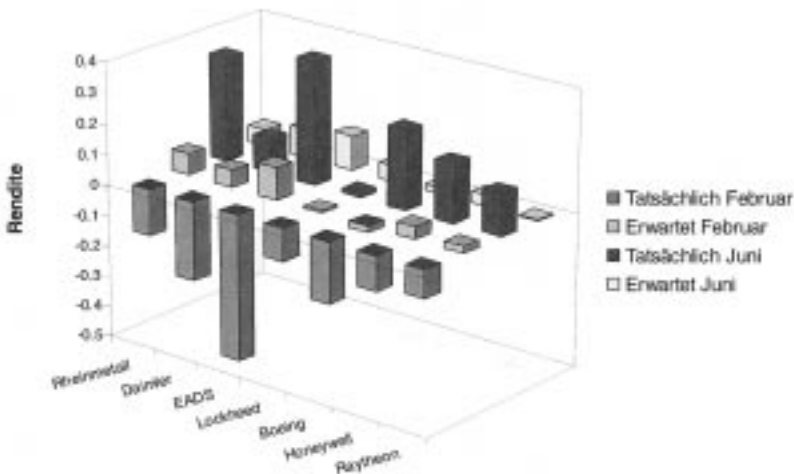


Abbildung 4: Erwartete und realisierte Renditen

Wie Abbildung 4 für eine zeitliche Differenzierung zeigt, gab es für die beiden Befragungszeiträume keine einheitliche Renditerichtung bei jeweils allen Aktien über beide Zeiträume hinweg, aber eine recht eindeu-

tige Tendenz. Während vor dem Krieg tendenziell positive Renditen erwartet wurden, waren die tatsächlich realisierten Kursbewegungen stark negativ. Während des Krieges wurden die positiven eingetretenen Renditen dagegen bei der Befragung im März nachhaltig unterschätzt. Auffallend erscheint für beide Befragungszeiträume zudem, dass das Intervall der durchschnittlich über alle Teilnehmer erwarteten Renditen viel kleiner ist als die Bandbreite der tatsächlichen Realisationen. Ein Abgleich aller erwarteten Kursveränderungen mit den Realisationen zeigt eine insgesamt sehr schlechte Prognosequalität, wobei es aber keine signifikanten Unterschiede zwischen den beiden Teilgruppen gibt.

Ein Abgleich erwarteter und tatsächlich eingetretener Streuungswerte, der vor dem Hintergrund der divergierenden Aussagen bei den einzelnen Auswertungen sicherlich wünschenswert wäre, wurde hier nicht durchgeführt. Die stark divergierenden Streuungsgrößen für die unterschiedlichen Abfragemodi einerseits und die in der Erhebung nicht explizit adressierte Frage nach der innerperiodigen Schwankung der Renditen bis zum Ende der Befragungsperiode lassen eine derartige Analyse unseres Erachtens nicht zu. Allgemein gilt es zudem zu beachten, dass die Verifizierung mittels historischer Daten bei nur einem betrachteten Zeitraum eine geringe Validität bietet. Für allgemeinere Ergebnisberechnungen sind eine größere Anzahl an Zeiträumen erforderlich, die aber im Zusammenhang mit Befragungen kaum zu realisieren sind. Aber im Hinblick auf die erstaunlich unterschiedlichen Ergebnisse, die für die hier analysierten Schwerpunkthypothesen zu beobachten waren, scheint eine erneute Überprüfung der Ergebnisse in einer weiteren Erhebung sinnvoll.

5. Robustheit der Ergebnisse

An dieser Stelle soll eine Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse erfolgen. Bedenken könnten dahingehend bestehen, dass in der Wahrnehmung der Probanden einige Aktien nicht als Rüstungsaktien klassifiziert werden. Insbesondere DaimlerChrysler, EADS und Boeing sind Mischkonzerne, die wesentliche Teile ihres Umsatzes außerhalb der Rüstungsindustrie erwirtschaften. Sofern dieses von den Befragten wahrgenommen wird, könnte es zu Verzerrungen der Ergebnisse kommen, die deren Validität infrage stellen.²¹ Um diesen Aspekt zu überprüfen, wird

²¹ Wir danken einem anonymen Gutachter für diesen Hinweis.

die Untersuchung unter Ausschluss der angesprochenen Aktien wiederholt und die Ergebnisse mit denen des gesamten Datensatzes verglichen.

Das Ergebnis der Robustheitsanalyse, die hier aus Platzgründen nicht in tabellarischer Form präsentiert wird, lässt insgesamt keine signifikanten Abweichungen zu den präsentierten Untersuchungsergebnissen auf Basis des kompletten Datensatzes erkennen. So bestätigt sich beispielsweise bei Hypothese 1, dass alle Teilnehmer bei erhöhter Informationsverfügbarkeit während des Irakkrieges ihre Kompetenz zur Beurteilung der Aktien höher einstufen als vor dem Irakkrieg. Ebenso ist die Kompetenzeinschätzung für die deutsche Aktie signifikant höher als für die drei internationalen. Unterschiede hinsichtlich der Produktvertrautheit ergeben sich aber wieder nicht. Für Hypothese 2 erfolgt im Gegensatz zu Abschnitt III.2 eine Einteilung der Aktien in zwei statt drei Bewertungsgruppen – hoher und niedriger Rang. Es zeigt sich in Analogie zu den ursprünglichen Ergebnissen, dass unterschiedliche Kompetenzeinstufungen für die Streuung der geschätzten Verteilung keinen signifikanten Einfluss besitzen. Signifikant unterschiedlich sind jedoch die Werte der Streuungsmaße der Befragungen vor und während des Irakkrieges. Auch die Robustheitsüberprüfung der Ergebnisse der dritten Hypothese zeigt ein zur ursprünglichen Untersuchung analoges Bild. Während gemäß Mean(point) internationale Aktien signifikant schlechter eingeschätzt werden, sind die Werte für Mean(Return) nicht signifikant unterschiedlich. Auch eine Betrachtung der Renditeschätzungen im Hinblick auf den Rang der Aktie, die nur für internationale Aktien durchgeführt wird, führt zu keinen neuen Einsichten.

Insgesamt ist also davon auszugehen, dass die im Datensatz enthaltenen Mischkonzerne von den Probanden entweder im Hinblick auf ihre Rüstungsaktivitäten eingeschätzt wurden oder die Verschiedenheit der Aktivitäten von den Probanden im Rahmen der Untersuchung nicht weiter wahrgenommen wird. In jedem Fall führt ein Ausschluss der infrage kommenden Aktien zu keinen anderen Ergebnissen als bei einer Untersuchung des vollen Samples.

IV. Schlussfolgerungen und Ausblick

Als Ausgangspunkt dieser Analyse wurde argumentiert, dass Verfügbarkeit von Informationen zu einem erhöhten Gefühl der Kompetenz führt und die wahrgenommene Kompetenz sich in systematisch verzerrten Schätzungen von Parametern der Renditeverteilung bei Aktien nie-

derschlägt. Die vorliegende Untersuchung hat diesen Kompetenzeffekt für deutsche und amerikanische Rüstungsaktien analysiert. Dazu wurden im Dezember 2002 und im März 2003 zivile Privatanleger und junge Bundeswehroffiziere nach ihren individuellen Renditeerwartungen zu sieben Rüstungsaktien befragt. Die Hauptergebnisse der Studie belegen zwar, dass die Erklärungen aus der Behavioral Finance für den Kompetenzeffekt auch hier in verschiedener Hinsicht unterstützt werden. Aber wenn man alle Resultate, die eine Hypothese nicht eindeutig unterstützen, als Widerlegung wertet, fügen sich die Ergebnisse zu einem recht differenzierten Bild.

Tabelle 9

Ergebnisüberblick zu den getesteten Hypothesen

| | Heimatmarkteffekt | Zeitlicher Effekt | Produktvertrauenseffekt |
|--------------------|--------------------------|--------------------------|--------------------------------|
| Hypothese 1 | unterstützt | unterstützt | widerlegt |
| Hypothese 2 | widerlegt | unterstützt | widerlegt |
| Hypothese 3 | widerlegt | unterstützt | widerlegt |

So geben die Resultate neue empirische Evidenz, dass private Investoren sich im Schnitt kompetenter im Beurteilen inländischer Aktien fühlen als bei ausländischen Werten. Hohe Werte für subjektiv empfundene Kompetenz üben in dem hier analysierten spezifischen Kontext von Rüstungsaktien aber nur in der Zeitraumbetrachtung den unterstellten signifikanten Einfluss auf erwartete Aktienrenditen(streuungen) aus, die durch entsprechende subjektive Wahrscheinlichkeitsverteilungen ausgedrückt werden. Im Schnitt sind die subjektiven Wahrscheinlichkeitsverteilungen für Aktien in einer als mit niedrig empfundener Kompetenz wahrgenommenen Zeit breiter als in Zeiten, in denen eine hohe Kompetenz empfunden wird. Die Untersuchung steht hier in einer Linie mit den Erkenntnissen von Kilka und Weber (2000) sowie Panzer et al. (2002b). Dagegen findet der in diesen zwei und vielen weiteren Studien beobachtete Heimatmarkteffekt hier keine Unterlegung.

Damit unterstreichen die Daten, dass ein Zusammenhang zwischen Kompetenzempfinden, Informationsverfügbarkeit und Erwartungen für Renditeverteilungsparameter keinesfalls ausgeschlossen werden kann. Es wird aber auch deutlich, dass einfache Erklärungsmuster hier versagen und der Stand der Forschung in diesem Bereich noch viel Raum für zu-

künftige Erweiterungen des Verständnisses dieser Zusammenhänge offen lässt.

Literatur

Barber, Brad/Odeon, Terrance (2000): Trading Is Hazardous to Your Wealth: The Common Stock Investment Performance of Individual Investors. *Journal of Finance*, 55, 773–806. – *Barber, Brad/Odeon, Terrance* (2001): Boys will Be Boys: Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment. *Quarterly Journal of Economics*, 116, 261–292. – *Benartzi, Shlomo* (2001): Excessive Extrapolation and the Allocation of 401(k) Accounts to Company Stocks. *Journal of Finance*, 56, 1747–1764. – *Brennan, Michael/Cao, Henry* (1997): International Portfolio Investment Flows. *Journal of Finance*, 52, 1851–1880. – *Bugar, Gyöngyi/Maurer, Raimond* (1999): Performance of International Portfolio Diversification Strategies: The Viewpoint of German and Hungarian Investors. *Kredit und Kapital*, 32, 581–609. – *Coen, Alain* (2001): Home Bias and International Capital Asset Pricing Model with Human Capital. *Journal of Multinational Financial Management*, 11, 497–513. – *Cooper, Ian A./Kaplans, Evi* (1994): Home Bias in Equity Portfolios, Inflation Hedging, and International Capital Market Equilibrium. *Review of Financial Studies*, 7, 45–60. – *Coval, Joshua D./Moskowitz, Tobias J.* (1999): Home Bias at Home: Local Equity Preference in Domestic Portfolios. *Journal of Finance*, 54, 1–39. – *De Bondt, Werner F. M.* (1998): A Portrait of the Individual Investor. *European Economic Review*, 42, 831–844. – *Dhar, Ravi/Zhu, Ning* (2002): Up Close and Personal: An Individual Level Analysis of the Disposition Effect. Working Paper, Yale School of Management. – *Elschen, Rainer/Nelles, Michael* (1999): Internationale Portfoliodiversifikation auf europäischen Aktienmärkten, 1993–1997: Implikationen für die Europäische Währungsunion. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft, Ergänzungsheft* 3, 1–18. – *Fox, Craig/Tversky, Amos* (1995): Ambiguity Aversion and Comparative Ignorance. *Quarterly Journal of Economics*, 110, 585–603. – *French, Kenneth R./Poterba, James M.* (1991): International Diversification and International Equity Markets. *American Economic Review*, 81, 222–226. – *Gadarowski, Christopher* (2001): Financial Press Coverage and Expected Stock Returns. Working Paper, Cornell University. – *Gehrig, Thomas P.* (1993): An Information Based Explanation for the Domestic Bias in International Equity Investment. *Scandinavian Journal of Economics*, 95, 97–109. – *Goetzmann, William/Kumar, Alok* (2001): Equity Portfolio Diversification. NBER Working Paper 8686. – *Grinblatt, Mark/Keloharju, Matti* (2001): How Distance, Language, and Culture Influence Stockholdings and Trades. *Journal of Finance*, 56, 1053–1073. – *Grubel, Herbert G.* (1968): Internationally Diversified Portfolios: Welfare Gains and Capital Flows. *American Economic Review*, 58, 1299–1314. – *Harvey, C. R.* (1995): The Risk Exposure of Emerging Equity Markets. *World Bank Economic Review*, 9, 19–50. – *Hau, Harald* (2001): Geographic Patterns of Trading Profitability in Xetra. *European Economic Review*, 45, 757–769. – *Heath, C./Tversky, Amos* (1991): Preference and Belief: Ambiguity and Competence in Choice under Uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 28, 4–28. – *Hong, Dong/Kumar, Alok* (2002): What Induces Noise Trading Around Public Announcement Events? Working Paper, Department of Economics, Cornell University. – *Huberman, Gur* (2001): Familiarity

Breeds Investment. Review of Financial Studies, 14, 659–680. – *Ivkovic, Zoran/Weisbenner, Scott* (2003): Local Does As Local Is: Information Content of the Geography of Individual Investors' Common Stock Investments. Working Paper, Department of Finance, University of Illinois at Urbana–Champaign. – *Jandura, Dirk* (1999): Integration internationaler Finanzmärkte. Bad Soden/Ts. – *Joos, Christian/Kilka, Michael* (1999): Sind Aktienportfolios privater Anleger ausreichend diversifiziert? Die Bank, o.Jg., 862–865. – *Kahnemann, Daniel/Tversky, Amos* (1973): On the Psychology of Prediction. Psychological Review, 80, 237–251. – *Keefer, D. L./Bodily, S. E.* (1983): Three-point approximations for continuous random variables. Management Science, 29, 595–609. – *Keppe, Hans-Jürgen/Weber, Martin* (1995): Judged Knowledge and Ambiguity Aversion. Theory and Decision, 39, 51–77. – *Kilka, Michael/Weber, Martin* (2000): Home Bias in International Stock Return Expectation. Journal of Psychology and Financial Markets, 1, 176–192. – *Kumar, Alok* (2002): Individual Investor Sentiment and Comovement in Small Stock Return. Working Paper, Department of Economics, Cornell University. – *Levy, Azriel/Livingston, Miles* (1995): The Gains from Diversification Reconsidered: Transaction Costs and Superior Information. Financial Markets, Institutions & Instruments, 4, no. 3. – *Levy, Haim/Sarnat, Marshall* (1970): International diversification of Investment Portfolios. American Economic Review, 60, 668–675. – *Lewis, Karen K.* (1999): Trying to Explain Home Bias in Equities and Consumption. Journal of Economic Literature, 37, 571–608. – *Longin, F./Solnik, Bruno* (2001): Extreme Correlation of International Equity Markets. Journal of Finance, 56, 649–676. – *Önkal, D./Muradoglu, G.* (1994): An Exploratory Analysis of Portfolio Managers' Probabilistic Forecasts of Stock Prices. Journal of Forecasting, 13, 565–578. – *Önkal, D./Muradoglu, G.* (1995): Effects of feedback on probabilistic forecasts of stock prices. International Journal of Forecasting, 11, 307–319. – *Palacios-Huerta, Ignacio* (2001): The Human Capital of Stockholders and the International Diversification Puzzle. Journal of International Economics, 54, 309–331. – *Panzer, Jochen/Rhode, Ivonne/Schaier, Sven/Schiereck, Dirk* (2002a): Return Expectations, Competence and Global Product Markets: Evidence from a Behavioral Perspective. Indian Journal of Economics & Business, 1, 134–150. – *Panzer, Jochen/Schiereck, Dirk/Walter, Gyuri* (2002b): Renditeerwartungen, Kompetenzeffekte und internationale Portfoliodiversifikation: Erkenntnisse im Lichte der Behavioral Finance, Journal für Betriebswirtschaft, 52, 135–149. – *Plous, Scott* (1993): The Psychology of Judgment and Decision Making. McGraw-Hill. – *Shiller, Robert J./Kon-Ya, Fumiko/Tsutsui, Yoshiro* (1996): Why did the Nikkei Crash? Expanding the Scope of Expectations Data Collection. Review of Economics and Statistics, 78, 156–164. – *Statman, Meir* (1999): Foreign Stocks in Behavioral Portfolios. Financial Analysts Journal, 55, March/April, 12–16. – *Stracca, Livio* (1999): Can Prospect Theory Explain It? Home Bias Phenomena and the Notion of Risk. Working Paper, European Central Bank. – *Strong, Norman/Xu, Xinzhong* (1999): Understanding the Equity Home Bias: Evidence from Survey Data. Working Paper, University of Manchester. – *Tesar, Linda/Werner, Ingrid* (1995): Home Bias and High Turnover. Journal of International Money and Finance, 14, 467–492. – *War-nock, Francis E.* (2002): Home Bias and High Turnover Reconsidered. Journal of International Money and Finance, 21, 795–805. – *Wollschläger, Joachim* (2000): Chancen ohne Grenzen. Aktienresearch, Heft 39, 32–37. – *Yates, F. J./McDaniel, L. S./Brown, E. S.* (1991): Probabilistic Forecast of Stock Prices and Earnings: The

Hazard of Nascent Expertise. *Organizational Behaviour and Human Decision Process*, 49, 60–79. – *Zhu, Ning* (2002): *The Local Bias of Individual Investors*. Working Paper, Yale School of Management.

Zusammenfassung

Verfügbarkeitsheuristiken, Kompetenzeffekte und Renditeerwartungen von Rüstungsaktien während des Irak-Kriegs

Die Depotstrukturen privater Anleger weisen insgesamt ein erhebliches Defizit an Diversifikation auf, sodass im Sinne der Portfeuilletheorie nur ineffiziente Risiko-Rendite-Kombinationen realisiert werden. Während dieser Mangel mit Blick auf eine internationale Diversifikation als „Home Bias“ bezeichnet und schon recht intensiv untersucht wurde, gibt es bislang wenig Aufschluss darüber, welche inländischen Aktien warum in die Portfeuille von Privatanlegern aufgenommen werden. Aus der Behavioral Finance kommt dazu die These: „Familiarity breeds investment.“ Danach wählen Anleger vor allem Aktien aus, für die ihnen gut verfügbare Informationen vorliegen, bspw. auch Aktien aus ihrem regionalen Umfeld.

Dieses Erklärungsmuster erscheint zwar intuitiv plausibel, lässt aber jeden Zusammenhang zur Portfeuilletheorie vermissen. Hier setzt unsere Analyse an, die argumentiert, dass Verfügbarkeit von Informationen zu einem erhöhten Gefühl der Kompetenz führt und die wahrgenommene Kompetenz sich in systematisch verzerrten Schätzungen von Parametern der Renditeverteilung bei Aktien niederschlägt. Die vorliegende Untersuchung analysiert diesen Kompetenzeffekt für deutsche und amerikanische Rüstungsaktien. Dazu wurden im Dezember 2002 und im März 2003 zivile Privatanleger und junge Bundeswehroffiziere nach ihren individuellen Renditeerwartungen zu diesen Aktien befragt.

Die Hauptergebnisse der Studie belegen, dass die Erklärungen aus der Behavioral Finance für den Kompetenzeffekt auch hier in verschiedener Hinsicht Unterstützung finden. Es zeigt sich aber bspw. kein erhöhtes Kompetenempfinden von mit Rüstungsgütern vertrauten Offizieren bei der Bewertung von Rüstungsaktien. (JEL D01, D84, G11)

Summary

Heuristic Approaches to Availability, Competence Effects and Return Expectations in Respect of Defence-Industry Shares during the Iraqi War

Overall, the structures of private-investor depots show substantial diversification deficits so that – within the meaning of the portfolio theory – exclusively inefficient risk/return combinations have been realised. Whilst – for purposes of international diversification – such deficits have been referred to as „home bias“ and been rather intensively analysed already, the knowledge of the kind of domestic shares included in private-investor portfolios and of the reasons pertaining to

the choice of such shares has been rather poor so far. The thesis that „familiarity breeds investment,, is known from the field of behavioural finance. This thesis suggests that investors mainly choose shares for which information is readily available to them and/or shares of companies domiciled in the regions in which they live.

This explanation may seem to be intuitively plausible, but it fails to show any connection with the portfolio theory. This is the point where our analysis starts, arguing that availability of information results in a stronger competence feeling and that the so perceived competence translates into systematically distorted estimations of the yield spread parameters of shares. The present analysis examines this competence effect for German and US defence-industry shares. In December 2000 and March 2003 private investors and young officers of the German armed forces (Bundeswehr) were asked about their individual return expectations for such shares.

The main results of this study are that the reasons derived from behavioural finance to explain the competence effect are relevant in various respects also in this case. However, it has turned out that officers familiar with defence goods do not feel to be more competent for evaluating defence-industry shares.