

Anwendung von Downside-Risikomaßen auf dem deutschen Wohnungsmarkt

Von Jaroslaw Morawski und Heinz Rehkugler, Freiburg

I. Einführung

Jede rationale Investitionsentscheidung eines risikoscheuen Investors muss neben der erwarteten Rendite auch das Risiko der Anlage berücksichtigen. Die Problematik der Risikomessung ist damit für Immobilieninvestitionen genauso relevant wie für alle anderen Kapitalanlagen. Von der Güte seiner Messung hängt der Erfolg der gesamten Strategie ab. In der Immobilienwirtschaft wird das Risiko vor allem qualitativ erfasst, spezielle quantitative Kennzahlen werden dagegen relativ selten verwendet. Ohne ein adäquates Risikomaß ist jedoch die Anwendung vieler Investitionsentscheidungsmethoden, darunter der Methoden zur formellen Portfoliooptimierung, nicht möglich. Die Theorie und zunehmend auch die Praxis wenden sich daher der quantitativen Risikomessung zu, die auf den beobachteten vergangenen Renditen basierend das Risiko zahlenmäßig erfasst. Typisch ist dabei der in der Finanzwirtschaft am stärksten verbreitete Volatilitäts-Ansatz, bei dem das Risiko mit der Standardabweichung der historischen Renditen gemessen wird. Doch ist seine Übertragung auf direkte Immobilienanlagen nicht unumstritten.

Traditionell wird als Risiko eine mögliche Abweichung vom erwarteten Wert bzw. von einem bestimmten Bezugswert verstanden. Es handelt sich dabei sowohl um die negativen als auch um die positiven Abweichungen. Dieser Ansatz wurde in der Literatur mehrfach kritisiert, weil das Risiko nicht mit der gesamten Streuung der Renditen identisch sei.¹ Vielmehr empfinden die meisten Marktteilnehmer als Risiko nur die Möglichkeit der unerwarteten negativen Entwicklung. Dies gilt insbesondere für Anlagen, deren Renditen nicht gleich stark nach „oben“ und nach „unten“ schwanken. Wären die Schwankungen symmetrisch, so wäre das Ausmaß des Risikos einer negativen Entwicklung immer der Chance einer positiven Entwicklung gleich. Ob man dann die gesamten Schwankungen oder

¹ Vgl. z. B. *Keppler* (1990) und *Vandell* (1981).

nur deren Teil in einem Risikomaß erfassen würde, hätte für den Vergleich der Risikobehaftung unterschiedlicher Anlagen keine Bedeutung. Sobald jedoch Renditen asymmetrisch (schief) verteilt sind, d. h., die Abweichungen der Renditen in eine Richtung häufiger sind als in die andere Richtung, führen die beiden Ansätze zu unterschiedlichen Ergebnissen. Wenn die tatsächliche Verteilung linksschief ist, wird durch die Heranziehung der gesamten Streuungsbreite das Risiko unterschätzt; bei rechtsschiefer Verteilung wird sie dagegen überschätzt.² Dies ist in der Abbildung 1 modellhaft dargestellt: Die Renditestreuung ist in beiden Fällen identisch, die Wahrscheinlichkeiten, unterdurchschnittliche Renditen zu erzielen, unterscheiden sich jedoch deutlich.

Der Einstellung, dass nur mögliche negative Entwicklungen das Risiko darstellen, entspricht das Konzept des Downside-Risikos (DR).³ Es geht davon aus, dass vor allem das Nicht-Erreichen eines definierten Renditezieles von Investoren als Risiko gesehen wird. Solche Downside-Risikomaße, die nur den „linken Schwanz“ der Renditeverteilung erfassen, sind somit asymmetrische Maße.⁴ Zu den populärsten DR-Maßen gehören die Semivolatilität und die Ausfallwahrscheinlichkeit, die Sonderfälle der Lower Partial Moments darstellen, sowie der Value-at-Risk.

Ob die Nutzung der Downside-Risikomaße zur Verbesserung der Risikomessung von Immobilienanlagen beitragen kann und sich auch angesichts ihrer relativ komplizierteren Umsetzung lohnt, hängt zum einen von der Form der Verteilung von Immobilienrenditen, zum anderen vom Risikoverständnis des Investors ab. Ist die Verteilung asymmetrisch (nicht-normal) und der Investor Downside-Risiko-orientiert, so kann die Verwendung der herkömmlichen Risikomaße und Portfolioentscheidungsmodelle zu Situationen führen, in denen der Entscheidungsträger entgegen seinen eigenen Präferenzen handelt. Diese praktisch relevante Frage stellt sich natürlich auch für direkte Immobilienanlagen und ihre Portfolios und soll hier für den Fall deutscher Wohnimmobilien untersucht werden.

Der Beitrag ist im Weiteren wie folgt gegliedert: Kapitel II. stellt die Downside-Risikomaße kurz vor. Kapitel III. referiert vorliegende Unter-

² Eine derartige Fehleinschätzung des Risikos kann auch bei symmetrisch-verteilten Maßen auftreten, wenn der Referenzpunkt des Risikomaßes (Benchmark) vom Mittelwert der Renditen abweicht. Dies wäre z. B. bei den weiter behandelten Lower bzw. Upper Partial Moments der Fall.

³ Vgl. *Roy* (1952). Für den Überblick über die Entwicklung des DR-Konzeptes vgl. *Rudolf* (1994), S. 98 ff., und *Nawrocki* (1999).

⁴ Vgl. *Johanning* (1998), S. 24, und *Harlow* (1991), S. 28 ff.

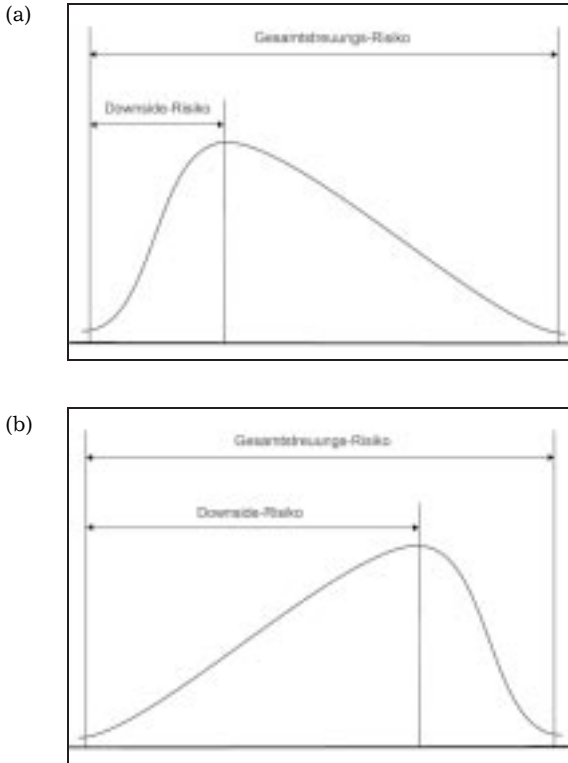


Abbildung 1: Gesamtstreuungs- und Downside-Risiko bei rechtsschiefer (a) und linksschiefer (b) Renditeverteilung

suchungen zu den Verteilungen von Immobilienrenditen und zum Einsatz von DR-Maßen zur Portfoliooptimierung in verschiedenen Ländern. In Kapitel IV. wird dann unsere eigene Untersuchung der Portfoliowirkungen bei Nutzung von DR-Maßen an deutschen Wohnimmobilien vorgestellt. Kapitel V. fasst die Ergebnisse und Schlussfolgerungen noch einmal zusammen.

II. Downside-Risikomaße

Eine Verallgemeinerung der DR-Maße stellt der von *Bawa* und *Fishburn*⁵ entwickelte Lower Partial Moment (LPM) dar. Er erfasst nur die negativen Abweichungen der Renditen und wird wie folgt definiert:⁶

$$(1) \quad LPM(t, n) = \int_{-\infty}^t (t - R)^n dF(R)$$

Der Parameter t ist die Mindestrendite, die vom Investor bestimmt wird. Sie kann „als Benchmark verstanden werden, gegen die die Renditen der zu beurteilenden Anlage gemessen wird“. ⁷ Die ökonomisch plausiblen Werte von t sind z. B. Null (nominale Kapitalerhaltung), die Inflationsrate (reale Kapitalerhaltung), der risikofreie Zinssatz oder der Erwartungswert der Renditen. ⁸

Der zweite Parameter ist die Ordnung n . Sie bestimmt, wie stark die Risikoaversion des Investors ist. Je größer n ist, desto relativ stärker werden die größeren negativen Abweichungen in der Kennzahl gewichtet. Die Ordnung des LPM kann an die individuelle Nutzenfunktion des Investors und seine Einstellung zum Risiko angepasst werden. Die n -Werte müssen dabei nicht ganzzahlig sein. In der Praxis haben zwei Sonderfälle, die Semivarianz ($n = 2$) und die Ausfallwahrscheinlichkeit ($n = 0$), besondere Bedeutung erlangt.

Die Semivarianz wurde schon von Markowitz als Risikomaß vorgeschlagen. ⁹ Dieses Maß ist der „normalen“ Varianz ähnlich. Der einzige Unterschied besteht darin, dass nur negative Abweichungen vom Mittelwert berücksichtigt werden. ¹⁰

$$(2) \quad SV = E\left(\text{Max}[0; E(R) - R]^2\right)$$

Die Wurzel aus der Semivarianz wird als Semivolatilität (SV) bezeichnet.

In der dargestellten Form kann die Semivolatilität als „unter dem Mittelwert“ (below-mean Semivolatility, SV_M) bezeichnet werden. Es kann auch eine Semivolatilität „unter dem Zielwert“ (below-target Semivolatility, SV_T) berechnet werden, die auch Downside-Deviation genannt

⁵ Vgl. *Bawa* (1975) und *Fishburn* (1977).

⁶ Vgl. *Fishburn* (1977), S. 116. Das analoge Maß des Upside-Risikos, d.h. der Chance auf eine Überrendite, wird als Upper Partial Moment (UPM) bezeichnet und erfasst nur die positiven Abweichungen.

⁷ *Schmidt-von Rhein* (1996), S. 428.

⁸ Vgl. *Schmidt-von Rhein* (1996), S. 428.

⁹ Vgl. *Markowitz* (1959), S. 188 ff.

¹⁰ Vgl. *Nawrocki* (1999), S. 10.

wird.¹¹ Sie unterscheidet sich von der SV_M darin, dass in der Gleichung (2) anstelle des Mittelwertes ein beliebig ausgewählter Bezugswert verwendet wird. Es ist i. d. R. eine Minimal- bzw. Zielrendite, die erreicht werden sollte, oder eine andere Benchmark.¹² SV_T ist ein Maß für das Risiko, dass dieser Zielwert unterschritten wird. Sie ist allgemeiner als SV_M , weil in einem besonderen Fall der Mittelwert als Zielwert eingesetzt werden kann, und damit ist sie auch dem allgemeinen LPM näher. Sie ist auch pragmatischer, da sich die Investoren normalerweise nach ihren subjektiven Vorstellungen über die angestrebten Renditen richten. Doch ein Problem der SV_T beim Vergleich mehrerer Anlagen besteht darin, dass nicht nur die Form, sondern auch die Lage der Verteilung das Risikomaß beeinflusst. Zwei Assets, die bis auf den Erwartungswert genau die gleichen Renditeverteilungen haben, werden gleiche SV_M -Werte, aber unterschiedliche SV_T -Werte aufweisen. Dieser Effekt betrifft grundsätzlich alle asymmetrische Risikomaße, bei denen eine fixe, nicht-anlagespezifische Mindestrendite als Referenz herangezogen wird.

Trotz der scheinbaren Ähnlichkeit zwischen der Semivarianz bzw. -volatilität und der Varianz bzw. der Volatilität weisen die beiden Kennzahlen einige Unterschiede auf. Am wichtigsten ist sicherlich die Tatsache, dass die Form der Verteilung, besonders im Hinblick auf ihre Symmetrie, eine große Rolle spielt. Bei symmetrischen Wahrscheinlichkeitsverteilungen ist die „ SV unter dem Mittelwert“ der „ SV über dem Mittelwert“ gleich. Das bedeutet, dass die Semivarianz genau halb so groß ist wie die Varianz (bzw. die Semivolatilität der Volatilität mal Quadratwurzel aus 2 gleicht) und keinen Vorteil in der Messung des Risikos bietet. Dies gilt aber nicht für asymmetrische Verteilungen. Durch die Verwendung der Semivolatilität und den Vergleich zur Volatilität kann man einen Eindruck über das Verhältnis von Downside- und Upside-Risiken, also Gefahren und Chancen, gewinnen. Dank dieser Eigenschaft kann man die Semivolatilität als ein robusteres Risikomaß im Sinne des Downside-Risikos als die Volatilität bezeichnen. Sie liefert unverzerrte Ergebnisse unabhängig von der Form der Renditeverteilung. Ein Nachteil der Semivolatilität ist dagegen ihre Unhandlichkeit in den Berechnungen. Analytische Ableitungen mit diesem Risikomaß, vor allem bei den Optimierungsverfahren, sind kompliziert und aufwändig.¹³

¹¹ Vgl. Nawrocki (1999), S. 10 ff.

¹² Vgl. Schmidt-von Rhein (1996), S. 428.

¹³ Vgl. Poddig, Dichtl und Petersmeier (2001), S. 132 ff., Sortin und van der Meer (1991), Markowitz (1959), S. 191 ff.

Das zweite populäre DR-Maß, das dem *LPM* von der Ordnung $n=0$ entspricht, ist die Ausfallwahrscheinlichkeit (shortfall probability). Sie liefert die Wahrscheinlichkeit, dass ein bestimmter Wert, i. d. R. eine Mindestrendite, unterschritten wird. Ihre genaue Berechnung setzt im allgemeinen Fall die Kenntnis der gesamten Wahrscheinlichkeitsverteilung der Renditen voraus, was eine erhebliche Schwierigkeit darstellt. Deswegen werden meistens Annahmen über die Verteilung getroffen, wobei die Normalverteilung (Φ) als Standard gilt. Nach der Schätzung der Parameter μ und σ und der Bestimmung der Mindestrendite (R_{Min}) wird anhand der Verteilungsfunktion die entsprechende Wahrscheinlichkeit berechnet.¹⁴

$$(3) \quad \text{Ausfallwahrscheinlichkeit} = P(R < R_{\text{Min}}) = \Phi\left(\frac{R_{\text{Min}} - E(R)}{\sigma}\right)$$

Sie kann auch als die Fläche unter der Dichtefunktion links von R_{Min} interpretiert werden, was in Abbildung 2 dargestellt ist.

Ein erheblicher Nachteil der Ausfallwahrscheinlichkeit als Risikomaß ist, dass sie die Risikoaversion der Investoren nicht berücksichtigt. Beachtet wird nur die Tatsache, dass die Mindestrendite unterschritten wird, aber nicht, um wie viel sie unterschritten wird. Dem „typischen“ Investor wird es aber nicht gleichgültig sein, ob beim Ausfall nur geringfügige oder sehr große Verluste zu erwarten sind. Aus diesem Grund ist die Ausfallwahrscheinlichkeit in den meisten Fällen nicht als selbstständiges Risikomaß geeignet.¹⁵

Ein weiteres Risikomaß, das insbesondere in der Kreditwirtschaft eine große Bedeutung gewonnen hat, bedarf an dieser Stelle ebenfalls einer Erwähnung. Der Value-at-Risk „measures the worst expected loss over a given time interval under normal market conditions at a given confidence level“¹⁶. Er beantwortet also die Frage: Wie viel kann ich mit $x\%$ -Wahrscheinlichkeit über einen bestimmten Zeithorizont verlieren? Diese Denkweise ist ähnlich wie bei der Ausfallwahrscheinlichkeit. In diesem Fall wird jedoch die Mindestrendite, die einer festgelegten Ausfallwahrscheinlichkeit von $(1 - x\%)$ entspricht, berechnet und mit ihrer Hilfe der minimale Portfoliowert in der Zukunft ermittelt. Der VaR ist der maximale Verlust, also der Unterschied zwischen dem heutigen und

¹⁴ Vgl. *Poddig, Dichtl und Petersmeier* (2001), S. 133 ff.

¹⁵ Vgl. *Harlow* (1991), S. 31 ff.

¹⁶ *Jorion* (1997), S. xiii.

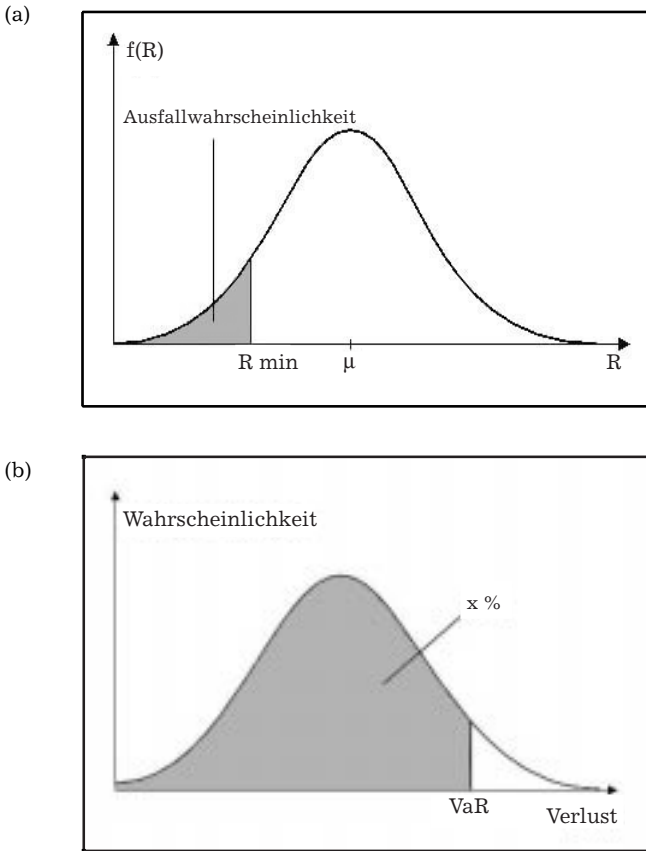


Abbildung 2: Ausfallwahrscheinlichkeit (a) und Value-at-Risk (b)¹⁷

dem minimalen zukünftigen Wert, der mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit nicht überschritten wird.

III. DR-Maße bei Immobilieninvestitionen

1. Verteilung der Immobilienrenditen

Auf effizienten Märkten müssen die Renditen dem Random Walk und damit einer gaußschen Normalverteilung folgen. Diese Annahme scheint

¹⁷ Vgl. Poddig, Dichtl und Petersmeier (2001), S. 134 und 138.

am ehesten für die börsengehandelten Aktien zu gelten, aber auch in diesen Fällen bestehen Zweifel.¹⁸ Für viele andere Asset-Klassen, darunter auch für Immobilien, gibt es diesbezüglich keine etablierte, durch die Empirie gut gestützte Meinung. Viele Analysten gehen davon aus, Immobilienrenditen seien normalverteilt ohne jedoch ausreichende Beweise dafür zu liefern.¹⁹ Der These der Normalverteilung widersprechen jedoch mehrere empirische Untersuchungen.²⁰

Die Verteilung der Immobilienrenditen wurde vor allem auf dem amerikanischen Markt untersucht. Bereits 1984 stellten *Miles* und *McCue* für das Immobilienportfolio eines amerikanischen commingled real estate fund (CREF) Werte für Schiefe und Kurtosis fest, die auf eine nicht-normale Verteilung der Renditen hindeuteten. Damit übereinstimmende Ergebnisse, d.h. eine nicht-normale und schiefe Verteilung, für das Immobilienportfolio eines Pensionsfonds fanden auch *Hartzell*, *Hekman* und *Miles* (1986). Die Schiefekoeffizienten waren in beiden Fällen tendenziell positiv, obwohl die Ergebnisse für verschiedene Unterstichproben teilweise sehr unterschiedlich ausgefallen sind. Eine Prüfung auf Normalität der Immobilienrenditen im Kontext der Anwendung der Modernen Portfoliotheorie nahmen auch *King* und *Young* (1994) vor. Anhand des Russel-NCREIF-Property-Indexes stellten sie eine leptokurtische Verteilung, d.h. eine Verteilung mit höherer Spitze und dickeren Enden als die Normalverteilung, fest. Der Schiefekoeffizient war jedoch relativ gering. Eine etwas tiefergehende Untersuchung ebenfalls anhand von NCREIF-Daten führten *Young* und *Graff* (1995) durch. Auch sie erhielten eine leptokurtische Verteilung der Renditen, die Schiefe war jedoch negativ. Dies galt sowohl für die Gesamtmarktrenditen (vgl. Abbildung 3) als auch für die Renditen der nach Immobilientypen abgegrenzten Teilmärkte. Als Erklärung für den letzten Befund gaben die Autoren die Tatsache an, dass Immobilienrenditen sich zum großen Teil aus Mietverträgen ergeben, die für längere Perioden feste Zahlungen vorsehen. Dadurch sind rapide Renditesteigerungen schwierig zu erreichen, der rechte Schwanz der Verteilung fällt daher dünner aus. Darüber hinaus wiesen *Young* und *Graff* auf eine deutliche Instabilität der Renditeverteilung von Immobilien-

¹⁸ Für den Überblick über die Untersuchungen der Random-Walk-Hypothese auf dem Aktienmarkt vgl. *Fama* (1995) und dort angeführte Literatur. Zu verschiedenen Aspekten dieser Hypothese und zur Verteilung der Kapitalmarktrenditen vgl. auch *Kerling* (1998), S. 11 ff., *Rehkugler*, *Jandura* und zu *Sayn-Wittgenstein* (1999), S. 157 ff., *Füss* (2004), S. 431 ff.

¹⁹ Vgl. *Geltner* und *Miller* (2001), S. 192, oder *Lausberg* (2000), S. 161.

²⁰ Eine Übersicht über die Untersuchungen zur Verteilung von Immobilienrenditen bietet z.B. *v. Trotha* (2003), S. 105–110.

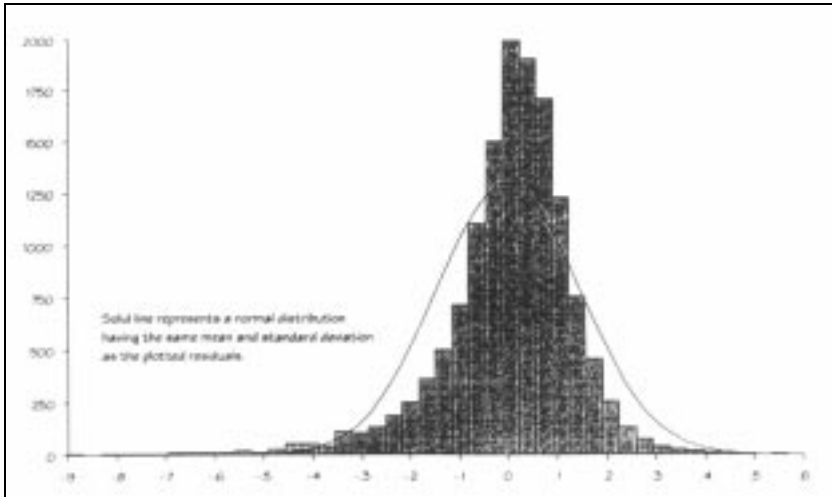


Abbildung 3: Histogramm der NCREIF-Renditen in den Jahren 1980–1992²¹

investitionen hin. Dieser Frage sind auch mehrere andere Autoren nachgegangen, wobei sich die meisten auf die amerikanischen Immobilienmärkte konzentrierten. Die Schlussfolgerungen waren weitgehend einheitlich, die Hypothese der Normalverteilung der Renditen wurde grundsätzlich abgelehnt. Doch die ermittelten Schiefeffizienten fielen sehr unterschiedlich aus. So erhielten *Paagliari* und *Webb* (1995), *Seiler*, *Webb* und *Myer* (1999) oder *Coleman* und *Mansour* (2005) überwiegend negative und *Liu*, *Hartzell* und *Grissom* (1992) oder *Myer* und *Webb* (1993) überwiegend positive Schiefeffizienten. Oft hingen die Koeffizientenwerte davon ab, ob die Daten entglättet wurden (*Maurer*, *Reiner* und *Sebastian* (2004)) oder welcher geografische Teilmarkt betrachtet wurde (*Byrne* und *Lee* (1997)).

Ähnliche Erkenntnisse liefern auch Studien auf anderen nationalen Märkten. *Graff*, *Harrington* und *Young* (1997) untersuchten die Verteilung der Renditen von australischen Direktimmobilien und entdeckten weitgehende Ähnlichkeit zu den amerikanischen Märkten. Es wurde ebenfalls eine von der Normalverteilung abweichende, leptokurtische und leicht rechtsschiefe Verteilung gefunden. Abweichungen der Verteilung der Immobilienrenditen von der Normalverteilung im Bezug auf die

²¹ Vgl. *Young* und *Graff* (1995), S. 238.

Wahrscheinlichkeit der extremen Werte stellten für die Niederlande *Eichholtz* und *Huisman* (1998) fest. Für Deutschland untersuchten *Maurer, Reiner* und *Sebastian* (2004) die Renditeverteilung des IMMEX-Indexes, der die Entwicklung der Immobilienmärkte aus den Anteilswerten der offenen Immobilienfonds ableitet. Die Autoren konnten die Hypothese einer Normalverteilung verwerfen und stellten sowohl für Quartals- als auch für Jahresrenditen eine leicht positive Schiefe fest. Nach der Entglättung der Zeitreihe²² konnte die Normalverteilung jedoch nicht mehr ausgeschlossen werden, auch der Schiefekoeffizient wich nur unsignifikant von Null ab. Zu einem ähnlichen Ergebnis kamen sie bei Analysen des englischen Marktes – dort konnte nur für entglättete Quartalsrenditen eine nicht-normale und signifikant rechtsschiefe Verteilung nachgewiesen werden. Eine Studie von *Wüstefeld* (2000, S. 68 ff.) für den Frankfurter Büromarkt machte auf die Abweichungen von der Normalverteilung in den höheren Momenten aufmerksam.

Praktisch alle hier erwähnten, in Tabelle 1 zusammengefassten empirischen Untersuchungen der Renditeverteilungen führen zum Schluss, dass die Normalverteilung zur Beschreibung von Immobilienrenditen nicht geeignet ist. Doch was die Art der Abweichungen angeht, sind die Ergebnisse nicht einheitlich. Die meisten Studien stellen eine gewisse Schiefe fest. Ihre Stärke und Richtung sind jedoch nicht eindeutig und hängen von den verwendeten Daten und vom betrachteten Zeitraum sehr stark ab. Die Unterschiede werden noch größer, wenn Untersuchungen der Verteilungen von verbrieften Immobilien, insbesondere von den amerikanischen Real Estate Investment Trusts (REITs), herangezogen werden.²³ Alleine auf dieser Basis ist also die Beurteilung der Zweckmäßigkeit der Anwendung von DR-Maßen auf direkte Immobilienanlagen nicht eindeutig abschätzbar.

²² Entglättung der Zeitreihen hat den Zweck, die in den Bewertungsindizes präsenten Verzerrungen zu bereinigen. Vgl. dazu: *Giliberto* (1988), *Geltner* (1989) oder *Lai* und *Wang* (1998).

²³ Vgl. *Myer* und *Webb* (1993), *Pagliari* und *Webb* (1995), *Seiler, Webb* und *Myer* (1999), *Lu* und *Mei* (1999) oder *Bond* und *Patel* (2001). Die Verwendung von verbrieften Immobilienanlagen zur Abbildung der direkten Immobilienmärkte ist jedoch sehr umstritten. Aufgrund mehrmals bewiesener Unterschiede zwischen verbrieften und unverbrieften Immobilienanlagen ist dieser Ansatz grundsätzlich abzulehnen.

Tabelle 1

Übersicht über Forschungsergebnisse zur Verteilung von Immobilienrenditen

| Untersuchung | Daten (Land) | Sind Immobilienrenditen normalverteilt? | Richtung der Schiefe |
|---|---|--|-----------------------------|
| <i>Miles und McCue</i> (1984) | Immobilienportfolios eines CREF (USA) | nein | positiv |
| <i>Hartzell, Hekman und Miles</i> (1986) | Immobilienportfolios eines Pensionsfonds (USA) | nein | positiv |
| <i>Liu, Hartzell und Grissom</i> (1992) | CREFs (USA) | nein | positiv |
| <i>Myer und Webb</i> (1993) | NCREIF (USA) und dessen Subindizes | überwiegend nein | überwiegend positiv |
| <i>King und Young</i> (1994) | NCREIF (USA) und dessen Subindizes | nein | negativ |
| <i>Pagliari und Webb</i> (1995) | NCREIF (USA) | nein | negativ |
| <i>Young und Graff</i> (1995) | NCREIF (USA) und dessen Subindizes | nein | negativ |
| <i>Byrne und Lee</i> (1997) | NCREIF (USA) und dessen Subindizes | überwiegend nein | überwiegend negativ |
| <i>Graff, Harrington und Young</i> (1997) | Australian Composite Property Index (Australia) | nein | negativ |
| <i>Eichholtz und Huisman</i> (1998) | Case Shiller Weiss Inc. Transaktionsindex (USA) | nein | – |
| | Transaktionsdaten der NVM (Niederlanden) | nein | – |

Fortsetzung nächste Seite

Fortsetzung Tabelle 1

| Untersuchung | Daten (Land) | Sind Immobilienrenditen normalverteilt? | Richtung der Schiefe |
|--|-------------------------------------|--|--|
| <i>Seiler, Webb und Myer (1999)</i> | NCREIF (USA) und dessen Subindizes | überwiegend nein | überwiegend positiv |
| <i>Wüstefeld (2000)</i> | Frankfurter Büromarkt (Deutschland) | nein | – |
| <i>Maurer, Reiner und Sebastian (2004)</i> | NCREIF (USA) | Quartalsrenditen: nein; Jahresrenditen: nicht abgelehnt | negativ |
| | IPD (Großbritannien) | überwiegend nicht abgelehnt | positiv |
| | IMMEX (Deutschland) | überwiegend nicht abgelehnt | positiv für nicht entglättete und negativ für entglättete Renditen |
| <i>Coleman und Mansour (2005)</i> | NCREIF (USA) und dessen Subindizes | nein | negativ, im Prognoseansatz jedoch positiv |

2. Anwendungsmöglichkeiten der DR-Maße

Die direkteste Weise der Anwendung der DR-Maße im Bereich der Immobilieninvestitionen ist der Vergleich von unterschiedlichen Anlagen im Bezug auf ihr Risiko. Von Bedeutung ist dann nicht nur ein konkreter Wert des Risikomaßes, sondern vor allem seine Relation zum Risiko alternativer Investitionen (d.h. das relative Risiko). Typischerweise wird bei gleicher Rendite nach der weniger riskanten Anlage bzw. dem sichereren Teilmarkt gefragt.

In der Ära der Modernen-Portfolio-Theorie (MPT) spielt das Risiko bei der Portfoliogestaltung ebenso eine Schlüsselrolle. Allerdings ist nicht das Ausmaß des eingegangenen Risikos bei einer Einzelanlage, sondern

vielmehr die sich durch die Investition ergebende Veränderung des gesamten Portfoliorisikos entscheidungsrelevant. Diese hängt überwiegend davon ab, inwieweit die Renditen von einzelnen Assets im Portfolio gemeinsamen Bewegungen folgen – je schwächer die Ähnlichkeiten sind, umso mehr Risiko kann durch Diversifikation vernichtet werden. Im Falle der Mittelwert-Volatilität-Optimierung (MV-Ansatz) wird dieser Zusammenhang mithilfe der Kovarianz gemessen. Werden dagegen alternative Risikomaße herangezogen, so müssen auch entsprechende Zusammenhangsmaße, wie etwa Co-Semivarianz oder Co-Lower Partial Moment, verwendet werden. Die sich dann ergebenden optimalen Portfolios können auch aus diesem Grund deutlich anders ausfallen als im traditionellen Volatilitäts-Ansatz nach *Markowitz*²⁴. Dies kann immer dann vermutet werden, wenn die Renditeverteilung von der in der MPT unterstellten Normalverteilung abweicht und zwar nicht nur im Bezug auf die Symmetrie, sondern auch auf die höheren Verteilungsmomente, darunter die Kurtosis.

Die Idee der Anwendung von asymmetrischen Risikomaßen bei Immobilieninvestitionen ist bisher nur in wenigen wissenschaftlichen Beiträgen behandelt worden. Als einer der ersten hat *Giliberto* (1992) die Ausfallwahrscheinlichkeit in der Analyse der Mixed-Asset-Portfolios mit einem Immobilienanteil mitberücksichtigt. Der festgestellte Diversifikationsvorteil durch die Aufnahme von Immobilien im Sinne der höheren erwarteten Rendite bei konstantem Risiko war höher als beim Volatilitäts-Ansatz, wenn das Risiko mit der Ausfallwahrscheinlichkeit gemessen wurde. Der Beitrag von *Sivitanides* (1998) befasst sich mit Implikationen der DR-Ansätze für die Gestaltung von Immobilienportfolios sowie mit Verzerrungen, die für einen Ausfall-orientierten Investor durch die Verwendung der traditionellen Portfoliomodelle entstehen. Anhand der Renditen des NCREIF-Indexes wurden Semivolatilitäten berechnet und mit ihrer Hilfe optimale Immobilienportfolios konstruiert. Die Ergebnisse wurden dann denen gegenübergestellt, die bei der Anwendung des traditionellen volatilitätsbasierten Ansatzes erzielt wurden. Es zeigte sich, dass die Reihenfolge der Investitionen im Bezug auf das Risiko in beiden Ansätzen grundsätzlich gleich bleibt, mit Volatilitäten jedoch das Risiko aus der Sicht eines DR-orientierten Anlegers überschätzt wird. In einem weiteren Schritt wurden optimale Portfolios unter der Heranziehung verschiedener Risikomaße analysiert. Die Nutzung der DR-Maße mit verschiedenen Mindestrenditen (Null, risikoloser Zins, mittlere Im-

²⁴ Vgl. *Markowitz* (1959).

mobilienrendite) führte in allen Fällen zu beinahe gleichen Portfolios. Auch die optimalen MV-Portfolios wichen von diesen überwiegend nicht ab. Ein Vergleich der Effizienzquotienten (definiert als das Verhältnis der Überschussrendite des Portfolios über dem risikofreien Zins zum DR-Maß) ergab nur eine geringfügige Überlegenheit des DR-Ansatzes – nur für die Minimalrendite von Null war der Unterschied etwas deutlicher. Daraus zog *Sivitanides* die Schlussfolgerung, dass mithilfe der Varianz beinahe gleich effiziente Portfolios wie mithilfe der Semivolatilität konstruiert werden können.

Sing und *Ong* (2000) wendeten einen *LPM*-basierten Portfolioansatz auf Portfolios von Aktien, Anleihen und Immobilien in Singapur an. Sie kamen zum Schluss, dass die im DR-Ansatz konstruierten Portfolios bei gleichen erwarteten Renditen geringere Risiken aufweisen und einen besseren Schutz vor dem Unterschreiten einer Minimalrendite als entsprechende *MV*-Portfolios bieten. Das Risiko verringert sich zusätzlich, wenn im *LPM*-Maß ein höherer Grad der Risikoaversion angenommen wird. Die Interpretation dieser Resultate ist jedoch aufgrund offensichtlicher Unstimmigkeiten in den Rechenergebnissen nur beschränkt möglich.²⁵ Für die Optimierung von Immobilienportfolios anhand des *LPM*-Ansatzes plädieren auch *Coleman* und *Mansour* (2005). Wegen der Eignung auch für nicht-normalverteilte Renditen erfüllt er besser die wünschenswerten Eigenschaften eines Allokationsmodells für Immobilienanlagen. Eine genauere Untersuchung dieser Autoren steht noch aus.

Die Studien von *Sivitanides* (1998) und *Sing* und *Ong* (2000) wurden von *Cheng* und *Wolverton* (2001) kritisch kommentiert. Sie weisen zu Recht auf einen in beiden Fällen begangenen methodischen Fehler hin. Ein direkter Vergleich verschiedener Risikomaße ist nicht ohne weiteres möglich. Da den symmetrischen und asymmetrischen Maßen unterschiedliche Risikobegriffe zugrunde liegen, wäre eine direkte Gegenüberstellung der Kennzahlen de facto ein Vergleich zwischen „Äpfeln und Birnen“.²⁶ Es ist selbstverständlich, dass in einer DR-basierten Optimie-

²⁵ Laut Grafikenbeschriftungen wurde als Vergleichsmaß für Portfoliorisiken sowohl für die DR-Portfolios als auch für die *MV*-Portfolios die Standardabweichung herangezogen. Trotzdem konnte ein geringeres Risiko der DR-optimierten Portfolios festgestellt werden. Es ist jedoch nicht möglich, dass ein nach dem DR-Optimierungsansatz konstruiertes Portfolio eine geringere Volatilität als das *MV*-optimale Portfolio mit gleicher erwarteter Rendite hat (vgl. auch *Cheng* und *Wolverton* (2001), S. 126 ff.). Diese Unstimmigkeit kann das Resultat eines Rechenfehlers oder einer fehlerhaften Beschriftung sein.

²⁶ Vgl. auch *Coleman* und *Mansour* (2005), S. 50.

Die effizienten Portfolios geringere DR-Maße (bzw. auf ein DR-Maß bezogene Effizienzquotienten) aufweisen als die Portfolios, die im *MV*-Ansatz ermittelt wurden. Ansonsten wären sie keine DR-optimalen Portfolios. Dies ist jedoch noch kein Beweis der Vorteilhaftigkeit der DR-Maße. In der Tat ist bei zwei Portfolios mit gleichen erwarteten Renditen und gleichen Downside-Risiken dasjenige mit höherer Volatilität effizienter, da sich dann eine höhere Chance auf überdurchschnittliche Renditen ergibt.

Cheng und *Wolverton* (2001) greifen damit ein wichtiges Thema der Vergleiche von verschiedenen Risikomaßen auf. Die unterschiedlichen Risikomaße können immer nur anhand der historischen Renditenzeitreihen berechnet und analysiert werden. Da sie jedoch nach unterschiedlichen Formeln ermittelt werden, liefern sie auch entsprechend unterschiedliche Ergebnisse und sind miteinander nicht direkt vergleichbar. Welches Maß in einem konkreten Fall besser geeignet ist, hängt nur davon ab, welches das tatsächliche Risikoempfinden des Investors besser wiedergibt. Um von der Überlegenheit des einen oder des anderen Risikomaßes sprechen zu können, muss also das Risikoverständnis des jeweiligen Investors herangezogen werden. Aus seiner Sicht ist immer dasjenige besser, das seiner Einstellung am besten entspricht. Unterschiedliche Risikomaße können daher nur insoweit verglichen werden, als sie als Substitut des für einen bestimmten Investor optimalen Maßes tauglich sind. Fürchtet der Investor nur eine unerwartete negative, aber nicht eine positive Entwicklung, so liefern die DR-Maße immer bessere Ergebnisse.²⁷ Der eventuelle Sinn der Verwendung der Volatilität besteht dann nur darin, dass ihr Einsatz einfacher ist. Sollten die Verzerrungen nur unerheblich sein, so würde sich der mit den asymmetrischen Maßen verbundene zusätzliche Aufwand nicht lohnen. Die Frage ist also nicht, ob die symmetrischen Maße das Anlagerisiko grundsätzlich schlechter als die asymmetrischen widerspiegeln, sondern ob ein DR-orientierter Investor mithilfe der Volatilität sein Risiko wesentlich schlechter als mit einem DR-Maß steuern kann. Die Beurteilung der Risikomaße beschränkt sich daher nur auf die Feststellung, ob und wann die Verzerrungen als erheblich anzusehen sind.

Die VaR-Methoden fanden bei Immobilieninvestitionen bisher kaum Anwendung.²⁸ Dabei ist die Nutzung dieses Maßes in der Immobilien-

²⁷ Es bleibt dann jedoch offen, welches der zahlreichen DR-Maße am besten geeignet ist. Dabei spielt die Risikopräferenz des Investors eine entscheidende Rolle.

²⁸ Eine Ausnahme stellt *Gordon* und *Tse* (2003) dar.

wirtschaft durchaus denkbar.²⁹ Mit dem VaR kann der maximale Kapitalverlust oder das minimale Mietniveau bestimmt werden. In dem zweiten Fall schlagen *Hommel* und *Lehmann* (2002) einen Cash-flow-at-Risk-Ansatz vor, der eine Modifikation des VaR ist und auf dem Minimum-Cash-flow basiert.³⁰ Dieser Ansatz „erfordert als Inputgröße detaillierte Cash-flow-Prognosen für die kommenden Jahre, die typischerweise ohnehin zu Reporting-Zwecken erstellt werden“.³¹ Auf dieser Grundlage kann eine periodenbezogene Cash-flow-Verteilung und anschließend der Minimum-Cash-flow ermittelt werden. Die Anwendung von Value-at-Risk zur Schätzung von Risiken der Immobilienportfolios wurde von *Gordon* und *Tse* (2003) vorgeschlagen. Die Autoren nutzen einen Simulationsansatz, um maximale Wertverluste in einem hypothetischen Immobilienportfolio zu schätzen. Sie zeigen dabei, dass sich mithilfe von VaR insbesondere die Immobilienrisiken, die durch Hebeleffekte bei einer Fremdfinanzierung entstehen, wesentlich genauer messen lassen als mit der „Sharpe Ratio“.³²

IV. Deutscher Wohnungsmarkt

Im Folgenden werden der Bedarf und die Möglichkeiten der Anwendung der DR-Maße auf Investitionen auf dem deutschen Wohnungsmarkt geprüft. Drei Analyse-Ansätze werden dabei verfolgt. Zum einen wird die Form der Renditeverteilung untersucht. Sollten sich dabei Abweichungen von der Normalverteilung ergeben, insbesondere im Bezug auf den Schiefekoeffizienten, würde es für die Anwendung der DR-Maße sprechen. Zum anderen wird ein Vergleich des relativen Risikos der Anlagen in den einzelnen Märkten (Risiko-Ranking) vorgenommen. Schließlich werden effiziente Portfolios unter Anwendung verschiedener Risiko-maße ermittelt und verglichen.

²⁹ Es wird jedoch auch eine gegenteilige Meinung vertreten, dass die Anwendung von VaR auf illiquide Anlagen wie Immobilien nicht möglich ist. Vgl. http://www.riskglossary.com/articles/value_at_risk.htm, abgerufen am 09.12.2004.

³⁰ Vgl. *Hommel* und *Lehmann* (2002), S. 251.

³¹ *Hommel* und *Lehmann* (2002), S. 252.

³² Einen Ansatz zur Messung der Ausfallrisiken von immobilien-gesicherten Krediten mithilfe des VaR präsentieren ebenfalls *Wheaton*, *Torto*, *Southard* und *Hopkins* (2001). Zwar basiert er auf der immobilienwirtschaftlichen Analyse, gemessen werden jedoch vor allem Kreditrisiken.

1. Datenmaterial

Als Datenquelle diente der Preisspiegel, der vom Ring Deutscher Makler (RDM) seit 1971 jährlich herausgegeben wird. Er enthält Informationen über die durchschnittlichen Miet- und Preisniveaus von Immobilien in über 250 ausgewählten deutschen Städten, darunter alle Großstädte über 500 000 Einwohner. Die Angaben beziehen sich auf Wohn- und Gewerbeimmobilien, die weiter nach Lage bzw. Nutzwert untergliedert sind. In den meisten Fällen umfassen sie Mietniveaus; nur bei Baugrundstücken, Eigenheimen und Wohnungen werden Verkaufspreise veröffentlicht. Die Angaben stammen von Maklern, die Mitglieder des RDM sind. Es sind Durchschnittsgrößen, die anhand von Miet- bzw. Kaufverträgen geschätzt werden, d.h. es handelt sich um Transaktionsdaten.³³ Damit sollten sie grundsätzlich nicht oder nur geringfügig von den Problemen der bewertungsbasierten Indizes betroffen sein.³⁴ Leider war eine genauere Beurteilung der Qualität des Datenmaterials anhand der vom RDM mitgelieferten Informationen nicht möglich. Aufgrund der allgemein schlechten Verfügbarkeit von empirischen Daten zum deutschen Immobilienmarkt kann nur vermutet werden, dass zumindest für manche Jahre und Städte die Angaben zu durchschnittlichen Transaktionspreisen bzw. Mieten anhand von nur wenigen Beobachtungen zustande gekommen sind. Dadurch wäre ihre Maßgeblichkeit für die betroffenen Märkte möglicherweise eingeschränkt. Allerdings sollte dieses Problem durch das breite Spektrum des Datenmaterials zumindest teilweise gemildert werden.

Die Angaben zum Wohnungsmarkt im RDM-Preisspiegel beziehen sich auf 3-Zimmer-Eigentumswohnungen von etwa 70 m² Fläche. Verkaufspreise (Transaktionspreise) und monatliche Nettokaltmieten (Wiedervermietungsmieten) werden in DM (nach 2001 in Euro) je m² angegeben. In der Untersuchung wurden nur 13 deutsche Großstädte betrachtet, die im Jahr 2000 über 500 000 Einwohner hatten.³⁵ Die Wohnungen werden grundsätzlich nach ihrem Wohnwert in die Kategorien einfacher, mittlerer und guter Wohnwert gegliedert.³⁶ Mieten werden zusätzlich nach

³³ Vgl. das Erläuterungsblatt in *Ring Deutscher Makler* (1972–2000).

³⁴ Vgl. FN 22.

³⁵ Ab 1996 wird von RDM Berlin-Ost und Berlin-West getrennt erfasst (davor nur Berlin-West). In der Untersuchung wurden die Durchschnitte als die Werte für Gesamt-Berlin verwendet.

³⁶ Bei Wohnungsverkaufspreisen wird zusätzlich die Kategorie „sehr guter Wohnwert“ berücksichtigt.

dem Fertigstellungsjahr der Wohnungen differenziert; unterschieden werden dabei: Bau vor 1949 (Altbau), Bau nach 1949 und Neubau (Erstvermietung). Aus den Kombinationen der Wohnwerte und der Baujahre ergeben sich 8 mögliche Wohnungstypen in 13 unterschiedlichen Großstädten. Leider sind die Angaben zu Preisen bzw. Mieten für viele der Wohnungstypen und Städte unvollständig. Weiterhin lassen sich für Wohnungen im Neubau keine sinnvollen Renditen berechnen – die Nutzung der Neubaupreise als Liquidationswerte solcher Anlagen wäre nicht richtig, da es sich dann nicht mehr um Neubau handelt.

Nach dem Ausschluss nicht brauchbarer Zeitreihen bzw. solcher, für die nicht ein voller Datensatz von 32 Jahren (1972–2004) vorhanden war, lagen für 34 regionale und nach Wohnungstyp abgegrenzte Teilmärkte ausreichende Daten vor. Auf die Aggregation der Teilmärkte wurde verzichtet, da einerseits keine Informationen zum Anteil der verschiedenen Wohnungsarten in den Städten zur Verfügung standen und damit eine sinnvolle Gewichtung nicht möglich war und andererseits die Verläufe der Preise und der Mieten sowohl für die einzelnen Wohnungstypen als auch für die einzelnen Städte sehr unterschiedlich waren, sodass die Aggregation einen deutlichen Informationsverlust bedeutet hätte.

Anhand der Daten wurden stetige Jahresrenditen (Gesamtrenditen) anhand der folgenden Formel ermittelt:

$$(4) \quad R_t = \ln \left(\frac{\text{Preis}_t + 12 \times \text{Monatsmiete}_t}{\text{Preis}_{t-1}} \right)$$

Die so berechneten Renditen stellten die Grundlage aller Untersuchungen dar.

2. Renditeverteilung

In den ersten Spalten der Tabelle 2 wurden die wichtigsten statistischen Kennzahlen der Wohnungsgesamtrenditen zusammengefasst. Die mittleren Renditen liegen zwischen 4,33% für Wohnungen von gutem Wohnwert in nach dem Jahr 1949 hergestellten Gebäuden in Nürnberg und 7,11% für Wohnungen von mittlerem Wohnwert im gleichen Gebäudetyp in Düsseldorf. Die Standardabweichungen liegen zwischen 7,02% und 17,82%. Wichtig aus der Sicht dieser Untersuchung sind die Werte der Schiefe, die zwischen –1,55 und ca. 1,85 liegen. Eine eindeutige Tendenz zur rechts- oder linksschiefen Verteilung ist nicht erkennbar. Für viele Teilmärkte weichen die Koeffizienten nur sehr leicht von Null ab.

Ebenfalls sehr unterschiedlich fällt die Wölbung (Kurtosis) aus, in den meisten Fällen weicht sie aber stark von dem für Normalverteilung charakteristischen Wert von 3 ab. Die Analyse der Momente gibt für viele Teilmärkte gute Hinweise auf eine nicht-normale Renditeverteilung. Für eine qualifizierte Aussage sind jedoch formelle statistische Tests notwendig.

Drei Tests auf Normalverteilung wurden für die einzelnen Teilmärkte durchgeführt.³⁷ Die Ergebnisse sind in den drei letzten Spalten der Tabelle 2 zusammengefasst. Als erster wurde der Kolmogorov-Smirnov-Test angewendet. Die Hypothese der Normalverteilung der Renditen musste bei einem 10%-Signifikanzniveau in knapp 15% der Fälle verworfen werden. Bei einem 5%-Signifikanzniveau waren es nur knapp 6% der Fälle und bei einem 1%-Signifikanzniveau konnte für keinen der Teilmärkte die Normalverteilungshypothese abgelehnt werden. Es konnte also kein eindeutiger Beweis gegen die Normalverteilung der Renditen gebracht werden.

Der Jarque-Bera-Test, der sich auf die höheren Momente der Verteilung konzentriert, ergab deutlich andere Ergebnisse. Die in diesem Test aufgestellte Hypothese betrifft die Schiefe, die im Falle der Normalverteilung gleich 0 ist, und die Wölbung, die für die Normalverteilung 3 beträgt. Die Hypothese, dass die Schiefe und die Wölbung der Renditen denen der Normalverteilung entsprechen, wurde bei einem Signifikanzniveau von 10%, 5% und 1% entsprechend in ca. 85%, 80% und 62% der Fälle abgelehnt. Das ist ein Hinweis darauf, dass auf den meisten Teilmärkten die Renditen vermutlich nicht-normal verteilt sind.

Etwas schwächer fällt der Shapiro-Wilk-Test aus, der von einem Normal-Quantil-Plot ausgeht. Der Anteil der Teilmärkte, auf denen die Normalverteilungshypothese abgelehnt wurde, beträgt ca. 68% (bei 10% Signifikanz), ca. 62% (bei 5% Signifikanz) bzw. ca. 37% (bei 1% Signifikanz). Der Vergleich der Ergebnisse aus den einzelnen Tests zeigt, dass es keinen einzigen Teilmarkt gibt, auf dem die Normalverteilung der Renditen beim Signifikanzniveau von 10% zumindest mit einem der Verfahren nicht abzulehnen wäre. Beim Signifikanzniveau von 1% würde diese Hypothese nur auf dem Markt für Wohnungen mit gutem Wohnwert in Bremen nicht verworfen.

³⁷ Berechnungen mit SPSS® bis auf den Jarque-Bera-Test, der in MS Excel® durchgeführt wurde.

Tabelle 2

**Die wichtigsten Statistiken und Normalverteilungstests der Renditen von
Wohnimmobilieninvestitionen in deutschen Großstädten**

| Teilmärkte | Ausgewählte Momente | | | | Normalverteilungstests (Signifikanz) | | |
|-----------------------|---------------------|--------------------|---------|----------|---|-------------|--------------|
| | Mittelwert | Standardabweichung | Schiefe | Kurtosis | Kolmogorov-Smirnov | Jarque-Bera | Shapiro-Wilk |
| Hamburg (A) | 5,59% | 7,73% | 1,08 | 0,88 | 0,346 | 0,002*** | 0,008*** |
| München (A) | 6,31% | 7,02% | 1,09 | 1,41 | 0,838 | 0,008*** | 0,032** |
| Köln (A) | 5,99% | 16,30% | -1,24 | 4,26 | 0,069* | 0,006*** | 0,000*** |
| Frankfurt (A) | 6,70% | 8,89% | 0,45 | 0,06 | 0,695 | 0,002*** | 0,389 |
| Düsseldorf (A) | 6,33% | 8,10% | 0,45 | 0,63 | 0,679 | 0,013** | 0,443 |
| Bremen (A) | 5,30% | 10,00% | 0,10 | 0,45 | 0,996 | 0,013** | 0,996 |
| Duisburg (A) | 4,96% | 10,67% | 1,10 | 2,50 | 0,910 | 0,034** | 0,015** |
| Hamburg (B) | 5,10% | 7,45% | 0,56 | -0,10 | 0,333 | 0,001*** | 0,083* |
| München (B) | 6,34% | 7,06% | 0,91 | 1,02 | 0,752 | 0,008*** | 0,050** |
| Köln (B) | 5,60% | 17,82% | -1,55 | 7,64 | 0,027** | 0,000*** | 0,000*** |
| Frankfurt (B) | 6,23% | 14,88% | 0,98 | 5,01 | 0,303 | 0,005*** | 0,002*** |
| Stuttgart (B) | 5,21% | 12,69% | -0,09 | -0,19 | 0,689 | 0,001*** | 0,689 |
| Düsseldorf (B) | 5,45% | 7,91% | 0,14 | 3,37 | 0,173 | 0,870 | 0,006*** |
| Bremen (B) | 4,91% | 11,76% | -0,57 | 1,24 | 0,383 | 0,053* | 0,330 |
| Duisburg (B) | 5,05% | 9,54% | -0,30 | 2,92 | 0,695 | 0,780 | 0,029** |
| Hamburg (C) | 6,17% | 7,77% | 1,08 | 0,78 | 0,352 | 0,002*** | 0,007*** |
| München (C) | 6,69% | 6,99% | 1,13 | 1,44 | 0,785 | 0,007*** | 0,025** |
| Köln (C) | 6,61% | 16,27% | -1,26 | 4,26 | 0,068* | 0,005*** | 0,000*** |
| Frankfurt (C) | 7,00% | 8,95% | 0,48 | 0,00 | 0,700 | 0,001*** | 0,371 |
| Düsseldorf (C) | 7,11% | 8,07% | 0,46 | 0,55 | 0,741 | 0,011** | 0,465 |
| Bremen (C) | 5,88% | 9,99% | 0,13 | 0,39 | 0,988 | 0,010** | 0,998 |
| Duisburg (C) | 5,54% | 10,62% | 1,13 | 2,64 | 0,941 | 0,031** | 0,015** |
| Hannover (C) | 6,82% | 9,98% | 0,97 | 0,96 | 0,388 | 0,005*** | 0,037** |
| Nürnberg (C) | 4,92% | 12,62% | 1,85 | 6,50 | 0,070* | 0,000*** | 0,000*** |
| Hamburg (D) | 5,57% | 7,45% | 0,57 | -0,11 | 0,351 | 0,001*** | 0,093* |
| München (D) | 6,60% | 7,06% | 0,90 | 0,97 | 0,767 | 0,008*** | 0,060* |
| Köln (D) | 5,93% | 17,80% | -1,55 | 7,71 | 0,028** | 0,000*** | 0,000*** |
| Frankfurt (D) | 6,55% | 14,87% | 1,04 | 5,12 | 0,323 | 0,003*** | 0,002*** |
| Stuttgart (D) | 5,64% | 12,63% | -0,12 | -0,19 | 0,651 | 0,001*** | 0,650 |
| Düsseldorf (D) | 6,13% | 7,88% | 0,17 | 3,34 | 0,176 | 0,853 | 0,006*** |
| Bremen (D) | 5,21% | 11,79% | -0,58 | 1,25 | 0,430 | 0,052* | 0,346 |
| Duisburg (D) | 5,43% | 9,52% | -0,34 | 3,10 | 0,675 | 0,733 | 0,023** |
| Hannover (D) | 5,43% | 16,11% | 0,18 | 3,14 | 0,244 | 0,903 | 0,010*** |
| Nürnberg (D) | 4,33% | 7,40% | -0,36 | 0,29 | 0,806 | 0,005*** | 0,544 |
| Durchschnitt | 5,84% | 10,63% | 0,26 | 2,15 | | | |

Aus den Tests kann die Schlussfolgerung gezogen werden, dass die Renditeverteilungen in den meisten Fällen „im Groben“ der Normalverteilung ähnlich sind. Sie weichen aber oft insbesondere im Bezug auf höhere Momente von der Normalverteilung ab. Diese Abweichungen können zu verzerrten Aussagen über das Risiko führen, die nur anhand der Volatilität gemacht werden. Doch angesichts der relativ geringen Schiefewerte ist die Abschätzung der Zweckmäßigkeit der Anwendung der DR-Maße alleine auf dieser Basis noch nicht möglich.

3. Relatives Risiko

Beim Vergleich der Risiken der Einzelanlagen sind für Investoren zwei Fragen relevant: Welche Anlage ist riskanter und um wie viel? Die Antwort kann dabei wesentlich vom verwendeten Risikomaß abhängen. In diesem Abschnitt wird untersucht, inwieweit die Verwendung unterschiedlicher Maße zu unterschiedlicher Anordnung der Anlagen in Bezug auf deren Risiko führt. In Tabelle 3 sind Immobilienanlagen in insgesamt 36 verschiedenen Wohnimmobilienteilmärkten nach ihrem Risiko, das mit fünf verschiedenen Risikomaßen gemessen wurde, angeordnet. Der Volatilität wurden die Semivolatilität und das Ausfallrisiko gegenübergestellt. In beiden asymmetrischen Maßen wurden zwei unterschiedliche Bezugspunkte gewählt: zum einen der Mittelwert der jeweiligen Renditezeitreihe, der für jeden der 34 Teilmärkte anders ist (Semivolatilität (M) bzw. Ausfallwahrscheinlichkeit (M)), und zum anderen die Nullrendite, die für alle Teilmärkte gleich bleibt (Semivolatilität (0) bzw. Ausfallwahrscheinlichkeit (0)).

Beim Vergleich der Volatilität und der Semivolatilitäten stellt sich heraus, dass die Reihenfolgen der Anlagen im Groben ähnlich sind. Die wenig riskanten Teilmärkte liegen im oberen Teil und die riskanteren im unteren Teil der Tabelle, so sind z.B. Wohnimmobilieninvestitionen in Köln immer wesentlich riskanter als in München. Anders ist es jedoch im Falle der Ausfallwahrscheinlichkeiten. Nur wenige Teilmärkte haben

Zu nebenstehender Tabelle 2:

- (A) – mittlerer Wohnwert, Altbau
- (B) – guter Wohnwert, Altbau
- (C) – mittlerer Wohnwert, Bau nach 1949
- (D) – guter Wohnwert, Bau nach 1949

Sterne bedeuten: *** – 1% Signifikanz; ** – 5% Signifikanz; * – 10% Signifikanz

Tabelle 4

Rangkorrelationskoeffizienten zwischen verschiedenen Risikomaßen

| | Volatilität | Semivol. (M) | Semivol. (0) | Ausfallwahr. (0) | Ausfallwahr. (M) |
|----------------------------|--------------------|-------------------------|-------------------------|-----------------------------|-----------------------------|
| Volatilität | 1,00 | 0,93 | 0,89 | -0,12 | 0,17 |
| Semivolatilität (M) | | 1,00 | 0,97 | -0,17 | 0,14 |
| Semivolatilität (0) | | | 1,00 | -0,25 | 0,13 |
| Ausfallwahr. (0) | | | | 1,00 | 0,41 |
| Ausfallwahr. (0) | | | | | 1,00 |

dann den gleichen Rang wie bei der Volatilität, und manche liegen sogar am anderen Pol der Skala (z.B. Köln und München). Um die Unterschiede zwischen den unterschiedlichen Maßen im Bezug auf die Messung des relativen Risikos formell zu erfassen, wurden die Rangkorrelationskoeffizienten nach Spearman³⁸ berechnet.

Die Ergebnisse fallen für die unterschiedlichen Risikomaße sehr differenziert aus. Die Volatilität korreliert sehr stark mit der SV_M und mit der SV_0 . Die beiden Semivolatilitäten sind ebenfalls eng miteinander verbunden. Die Rangkorrelationen zwischen den Ausfallwahrscheinlichkeiten und anderen Risikomaßen sind dagegen sehr schwach und bei der Zielrendite von Null sogar leicht negativ. Dies ist vor allem auf die in manchen Zeitreihen vorhandenen extremen Ausschläge der Renditen (insbesondere am Ende der 70er- und Anfang der 80er-Jahre sowie Ende der 90er-Jahre) zurückzuführen, die bei höheren Graden des LPM stärker ins Gewicht fallen.

Wie es scheint, spielt für die relative Risikobeurteilung auf dem deutschen Wohnungsmarkt viel mehr die im Risikomaß unterstellte Risikoneigung des Investors eine Rolle als die Symmetrieeigenschaft der Renditeverteilung. Ein Vergleich der Risikobehaftung der einzelnen Teilmärkte fällt mithilfe der Volatilität beinahe gleich aus wie mithilfe der Semivolatilität (etwas schlechter, wenn die Null-Zielrendite verwendet wird).

³⁸ Der Rangkorrelationskoeffizient nach Spearman ist ein Zusammenhangsmaß, das für ordinalskalierte Daten bestimmt ist. Der Koeffizient nimmt Werte zwischen 1 (genau gleiche Reihenfolge) und -1 (genau umgekehrte Reihenfolge) an.

Diese Ähnlichkeit ist angesichts der für viele Teilmärkte festgestellten nur leicht schiefen Renditeverteilungen verständlich. Die Nutzung der Ausfallwahrscheinlichkeiten ergibt dagegen ein völlig anderes, teilweise sogar entgegengesetztes Bild. Es ist also zu erwarten, dass ein Investor, der bei seiner Entscheidung eine gewisse Mindestrendite auf keinen Fall unterschreiten will, die Anlagen in Wohnungen anders beurteilen wird als einer, für den neben der Unterschreitung selbst auch deren Ausmaß wichtig ist. Die stärkere Risikoaversion im letzteren Fall bewirkt, dass im Zeitablauf nur einige wenige starke Schwankungen der Renditen das Gesamturteil über die Risikobehaftung eines Marktes wesentlich verändern. Die praktische Folge dieses Resultats ist, dass die richtige Einschätzung der Risikoneigung des Entscheidungsträgers für die korrekte Einordnung der Wohnimmobilieninvestitionen hinsichtlich ihrer relativen Risiken von größerer Bedeutung zu sein scheint als die statistischen Eigenschaften der Renditezeitreihen, insbesondere die Symmetrie der Renditeverteilung.

4. Wohnimmobilienportfolios

Die Tatsache, dass zwei unterschiedliche Ansätze zur Risikomessung zum gleichen Urteil über das relative Risiko von zwei Anlagen bzw. zwei Märkten führen, bedeutet noch nicht unbedingt, dass sie in jeder Hinsicht gleichwertig sind. Insbesondere kann ihre Anwendung, trotz dieser Ähnlichkeit, bei der Optimierung der Anlageportfolios zu unterschiedlichen Portfoliozusammensetzungen führen. Portfolios, die nach einem Kriterium effizient sind, können nach einem anderen Kriterium, das der Einstellung des Investors eher entspricht, weit unter der Effizienzlinie liegen. Die Folge wäre dann eine falsche, ineffiziente Kapitalallokation. Dies soll in diesem Abschnitt für den volatilitäts- und den semivolatilitätsbasierten Ansatz zur Portfoliooptimierung untersucht werden, die vorher einen hohen Grad der Ähnlichkeit im Bezug auf die Messung des relativen Risikos der Wohnungsmärkte aufwiesen.

In der Untersuchung wurden mehrere Immobilienportfolios konstruiert und in Bezug auf ihre Rentabilität und ihr Risiko hin untersucht. Es wurde dabei ein Simulationsansatz gewählt, d.h., die optimalen Portfolios und die Effizienzlinien wurden nicht analytisch abgeleitet, sondern durch die Konstruktion einer Vielzahl unterschiedlicher Portfolios geschätzt. Da die Anzahl aller theoretisch möglichen Portfolios unendlich ist, wurde angenommen, dass nicht weniger als ein Viertel der gesamten Investitionssumme in einem Teilmarkt angelegt werden kann. Portfolios

wurden also mit einem 25 %-Schritt konstruiert. Ein solcher Ansatz ist im Falle der Immobilienmärkte nicht realitätsfremd. Einerseits sind die Anlagen auf diesen Märkten nicht unbeschränkt teilbar; ihre Anteile in Portfolios können also nicht beliebig klein sein. Andererseits verursacht eine große Streuung einen erheblichen Anstieg der Verwaltungskosten. Trotz dieser Einschränkung ergaben sich aus der Mischung der 34 Teilmärkte über 65.000 unterschiedliche Portfolios, für die die erwarteten Gesamtrenditen und Risikomaße (Volatilitäten und Semivolatilitäten) berechnet wurden.³⁹ Aus diesen Portfolios wurden die effizienten gewählt, d.h. solche, die bei gegebenem Risiko die maximale Rentabilität bzw. bei gegebener Rentabilität minimales Risiko aufwiesen. Unter der Anwendung des Mittelwert-Volatilität-(MV), des Mittelwert-Semivolatilität $_M$ -(MSV_M) und des Mittelwert-Semivolatilität $_0$ -Entscheidungsprinzips (MSV_0) ergaben sich entsprechend 11, 13 und 6 effiziente Portfolios. Zu ihnen gehörten jeweils ein Minimum-Risiko-Portfolio und ein Maximum-Rendite-Portfolio, wobei das letztere in allen Fällen nur aus dem Teilmarkt C (mittlerer Wohnwert, Bau nach 1949) in Düsseldorf bestand. Anhand dieser Portfolios wurden jeweils die geschätzten Effizienzlinien gezogen und in der Abbildung 4 dargestellt. Die erwarteten Renditen von effizienten Portfolios lagen nach den genannten Entscheidungsprinzipien entsprechend zwischen 5,42 % und 7,10 %, zwischen 6,08 % und 7,10 % und zwischen 6,50 % und 7,10 %. Die Spannen der Risiken nach dem jeweiligen Risikomaß waren entsprechend: 0,05 % bis 2,16 %, 3,38 % bis 5,30 % und 3,43 % bis 8,07 % (wegen unterschiedlicher Maße sind diese Zahlen jedoch nicht vergleichbar).

Für diesen Beitrag ist jedoch weniger die Frage nach den Diversifikationspotenzialen, sondern vielmehr nach den Unterschieden zwischen den Diversifikationsansätzen von Interesse. Dass sie zu unterschiedlichen effizienten Portfolios führen, liegt auf der Hand, entscheidend ist jedoch, wie schwerwiegend die Unterschiede zwischen diesen Portfolios sind. Wie falsch würde also ein Investor liegen, wenn er nach dem für ihn eigentlich nicht geeigneten Ansatz optimieren würde, insbesondere wenn er statt der relativ komplizierten Vorgehensweise nach dem DR-Prinzip den traditionellen volatilitätsbasierten Ansatz anwenden würde? Wie bereits mehrmals angemerkt, lassen sich die Ergebnisse der Portfoliooptimierung nach unterschiedlichen Entscheidungsprinzipien nicht direkt vergleichen, weil die einzelnen Risikokennzahlen unterschied-

³⁹ Die Berechnungen wurden in MS Excel® mithilfe eines VBA-Moduls durchgeführt.

licher Natur sind. Doch im Rahmen eines Entscheidungsprinzips kann die Effizienz von Portfolios, die nach einem anderen Prinzip optimal sind, überprüft werden. Solche Portfolios wurden in der Abbildung 4 in die Diagramme eingetragen.

Es zeigt sich, dass die meisten Portfolios, die nach der Semivolatilität optimiert wurden, auf oder in der nächsten Nähe der *MV*-Effizienzlinie liegen (vgl. Abbildung 4a). Etwas weiter von ihr entfernt liegen nur 4 von 13 *MVS_M*-Portfolios und 1 von 6 *MSV₀*-Portfolios, aber auch dann sind die Unterschiede nicht erheblich (bis maximal 0,5%-Punkte der erwarteten Rendite). Ein Investor, der seine Entscheidung mithilfe der Semivolatilität als Risikomaß getroffen hätte, hätte in den meisten Fällen auch dann eine dem Risiko angemessene Rendite erwarten können, wenn eigentlich die Volatilität sein Risikoverständnis besser abbilden würde. In anderen Worten, bei nur wenigen *MSV*-Portfolios ist es möglich, ein anderes Portfolio zu finden, das gleichzeitig eine höhere erwartete Rendite und eine geringere Volatilität hätte.

Ein etwas anderes Bild ergibt sich jedoch, wenn eines der DR-Maße als Ausgangspunkt verwendet wird (vgl. Abbildung 4b, c). Sowohl im *MSV_M*-Raum als auch im *MSV₀*-Raum sind die DR-Portfolios, die jeweils nach der anderen Version der Semivolatilität ermittelt wurden, weitgehend effizient. Von 13 der *MSV_M*-optimalen Portfolios liegen im *MSV₀*-Raum nur 3 etwas weiter unterhalb der Effizienzlinie. Es hätte daher keinen großen Unterschied gemacht, nach welchem der *MSV*-Prinzipien man vorgegangen wäre – die Ergebnisse wären auch nach dem jeweils anderen Prinzip ähnlich effizient. Größere Abweichungen können jedoch im Bezug auf die *MV*-Portfolios festgestellt werden. In beiden Fällen der semivolatilitätsbasierten Optimierung liegt ca. die Hälfte dieser Portfolios unter der Effizienzlinie. Dabei ist die Abweichung in 4 von 11 Fällen etwas deutlicher und in zwei Fällen überschreitet sie 1%-Punkt der erwarteten Rendite. Dies bedeutet, dass ein DR-orientierter Investor in ca. der Hälfte der Fälle eine dem Downside-Risiko angemessene Rendite auch dann erwirtschaftet, wenn er die Anlageentscheidung anhand der Volatilität trifft. Doch in den wenigen Fällen, in denen ein *MV*-Portfolio weit unter der *SV*-Effizienzlinie liegt, wird das tatsächlich eingegangene Risiko (gemessen an der Semivolatilität) deutlich unterschätzt. Es existieren dann alternative Portfolios, die bei gleichem Risiko wesentlich höhere erwartete Rentabilität bieten.

Ob die beobachteten Unterschiede zwischen den nach unterschiedlichen Prinzipien optimierten Wohnimmobilienportfolios als erheblich

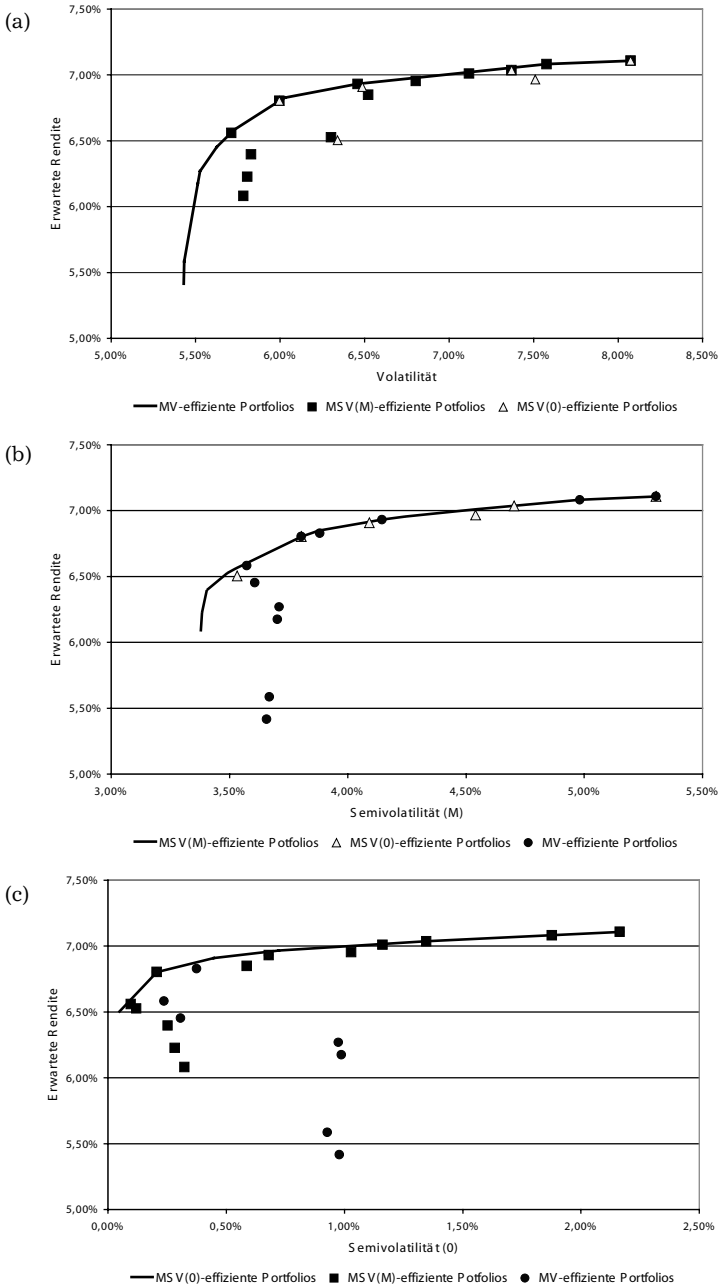


Abbildung 4: Effiziente Wohnimmobilienportfolios nach dem MV-Prinzip (a), nach dem MSV_M -Prinzip (b) und nach dem MSV_0 -Prinzip (c)

anzusehen sind, hängt natürlich vom individuellen Urteil des Investors ab. In vielen Fällen sind die unter der Anwendung der Volatilität konstruierten optimalen Portfolios auch dann effizient, wenn das eigentliche Investitionsrisiko besser durch die Semivolatilität abgebildet wird. Dies ist sehr wahrscheinlich der relativ geringen Schiefe der Renditeverteilungen auf vielen Teilmärkten zuzuschreiben. Dennoch konnte die Nichtnormalität dieser Verteilungen mit hoher Signifikanz bestätigt werden, was zwangsläufig zu gewissen Unterschieden in den Ergebnissen der Optimierung nach verschiedenen Entscheidungsprinzipien führen muss. Daher kann es durchaus vorkommen, dass ein effizientes MV-Portfolio nach einem MSV-Entscheidungsprinzip deutlich ineffizient ist, was auch in der Untersuchung vorgekommen ist. Der Investor geht dann, wenn er DR-orientiert ist, ein erheblich größeres Risiko ein, als er eigentlich beabsichtigt hatte, und wird dafür nicht mit einer entsprechend höheren erwarteten Rendite entschädigt. Umso schlimmer ist es, dass das Vorliegen einer solchen Fehleinschätzung nicht alleine anhand der Volatilitätsanalyse erkannt werden kann.

Dies scheint aber weniger in die andere Richtung zu gelten – die nach dem MSV-Prinzip optimierten Wohnimmobilienportfolios liegen meistens relativ nah an der MV-Effizienzlinie. Zusammenfassend würde dies bedeuten, dass die Semivolatilität bei der Portfoliooptimierung auf dem Wohnimmobilienmarkt ein allgemeineres Risikomaß darstellt als die Volatilität: Die Wahrscheinlichkeit, einen Fehler zu begehen, ist für einen DR-orientierten Anleger, der die Volatilität verwendet, größer als für einen volatilitätsorientierten, der anhand der Semivolatilität entscheidet.

V. Fazit

Der vorliegende Beitrag befasst sich mit den Möglichkeiten der Anwendung einer Klasse von Risikomaßen, die auf das sog. Downside-Risiko ausgerichtet sind, auf Investitionen auf dem deutschen Wohnungsmarkt und auf Immobilieninvestitionen im Allgemeinen. Der Schwerpunkt besteht in der Analyse der Folgen der Anwendung der traditionellen symmetrischen Risikomaße, darunter insbesondere der Volatilität, für einen Investor, der nur die Möglichkeit der negativen, nicht aber der positiven Entwicklung einer Anlage als Risiko wahrnimmt. In der Tat wäre für einen solchen Investor beim gegebenen DR-Risiko eine möglichst hohe Volatilität der Anlagerendite optimal. Die Nutzung des falschen Risikomaßes kann daher zur falschen Kapitalallokation im Bezug auf das Rendite-Risiko-Profil führen.

Das Ausmaß der eventuellen Verzerrungen bei der Risikomessung mit dem symmetrischen anstatt mit einem asymmetrischen Maß hängt weitgehend von der Form der Renditeverteilung, insbesondere deren Schiefe, ab. Sowohl die Literatur der letzten 20 Jahre als auch die hier präsentierte Untersuchung zeigen, dass Immobilienrenditen nicht normalverteilt sind. In der Analyse des Wohnimmobilienmarktes konnte festgestellt werden, dass die Abweichungen insbesondere in den höheren Momenten liegen; die grobe Form der Verteilung ähnelt jedoch in vielen Fällen der gaußschen Kurve. Die Berechnungen der Schiefe ergaben überwiegend positive Koeffizienten, die jedoch stark variierten und in den meisten Fällen nicht sehr weit vom Nullwert lagen.

Der Kern des Beitrags befasst sich mit dem Vergleich der symmetrischen und asymmetrischen Risikomaße und zwar in zweierlei Hinsicht: im Bezug auf die Messung des relativen Risikos der Teilmärkte und im Bezug auf die Portfoliooptimierung unter der Anwendung verschiedener Risikomaße. Die erste Untersuchung ergab eine weitgehende Ähnlichkeit zwischen der Volatilität und zwei verschiedenen Varianten der Semivolatilität. Dagegen führten beide Varianten der Ausfallwahrscheinlichkeit zu einer deutlich anderen und teilweise sogar umgekehrten Einschätzung des relativen Risikos der betrachteten Immobilienmärkte.

Portfolioanalysen für die Volatilität und zwei Varianten der Semivolatilität führten zu der Schlussfolgerung, dass diese Ansätze nur teilweise zu gleichwertigen Ergebnissen führen. Dabei waren die Ineffizienzen der nach dem Mittelwert-Volatilität-Prinzip optimierten Portfolios im Mittelwert-Semivolatilität-Raum etwas größer als die der nach dem Mittelwert-Semivolatilität-Prinzip optimierten Portfolios im Mittelwert-Volatilität-Raum. Die Semivolatilität scheint damit das allgemeinere Risikomaß für den deutschen Wohnimmobilienmarkt (bzw. genauer: die hier untersuchten Teilmärkte der Großstädte) zu bilden. Die Unterschiede waren jedoch in vielen Fällen relativ gering, was offensichtlich auf die relativ schwache Schiefe der Renditeverteilungen auf den meisten Teilmärkten zurückzuführen ist.

Die Antwort auf die Frage, ob Investoren die DR-Maße der Volatilität vorziehen sollten, kann grundsätzlich mit ja beantwortet werden, und das alleine schon aus dem Grund, dass diese Maße dem generellen Risikoverständnis der Investoren besser entsprechen. Doch in vielen Fällen, darunter auch im Bereich der direkten Immobilienanlagen, ist der Sinn des damit verbundenen Mehraufwands zumindest fraglich. Auch die hier durchgeführte Untersuchung zeigte, dass in vielen Fällen die Entschei-

dungen auf der Basis der Volatilität und der Semivolatilität zu sehr ähnlichen Ergebnissen führen. Nur in relativ wenigen simulierten Fällen waren die durch die Nutzung der Volatilität verursachten Fehlallokationen des Kapitals erheblich. Wesentlich bedeutender als die Symmetrie des Risikomaßes erwies sich die mit ihr angenommene Risikoaversion des Investors. Bei der eventuellen Entscheidung für das eine oder das andere Risikomaß muss daher abgewogen werden, ob die erzielbare Verbesserung der Messgenauigkeit den durch die Nutzung eines deutlich komplizierteren Maßes entstehenden Mehraufwand rechtfertigt.

Literatur

Bawa, V. S. (1975): Optimal Rules for Ordering Uncertain Prospects, *Journal of Financial Economics*, 2, 95–121. – *Bond*, S. A. und *Patel*, K. (2001): The Conditional Distribution of Real Estate Returns: Relating time variation in higher moments to downside risk measurement, Working Paper, Department of Land Economy, University of Cambridge, 13. March. – *Byrne*, P. und *Lee*, S. (1997): Real Estate Portfolio Analysis under Conditions of Non-Normality: The Case of NCREIF, *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 3, 37–46. – *Cheng*, P. und *Wolverton*, M. L. (2001): MPT and the Downside Risk Framework: A Comment on Two Recent Studies, *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 7, 125–131. – *Coleman*, M. S. und *Mansour*, A. (2005): Real Estate in the Real World: Dealing with Non-Normality and Risk in an Asset Allocation Model. *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 11, 37–53. – *Eichholtz*, P. und *Huisman*, R. (1998): Busts in House Prices, Working Paper, Social Science Research Network, 3. Juni. – *Fama*, E. F. (1995), Random Walks in Stock Market Prices, *Financial Analysts Journal*, 51, 75–61. – *Fishburn*, P. C. (1977): Mean-Risk Analysis with Risk Associates with Below-Target Returns, *Financial Analysts Journal*, 67, 116–126. – *Füss*, R. (2004): Emerging Markets im internationalen Portfoliomanagement: Entwicklungsstand, Integrationsgrad und Rendite-Risiko-Verhalten von Aktienmärkten in Schwellenländern, Uhlenbruch Verlag, Bad Soden. – *Geltner*, D. (1989): Bias in Appraisal-Based Returns, *AREUEA Journal*, 17, 338–352. – *Giliberto*, S. (1988): A Note on the Use of Appraisal Data in Indexes of Performance Measure, *AREUEA Journal*, 16, 77–83. – *Giliberto*, S. (1992): The Allocation of Real Estate to Future Mixed-Asset Institutional Portfolios, *The Journal of Real Estate Research*, 7, 423–432. – *Gordon*, J. N. und *Tse*, E. W. K. (2003): VaR: A Tool to Measure Leverage Risk, *The Journal of Portfolio Management*, Special Real Estate Issue, 62–65. – *Graff*, R. A., *Harrington*, A. und *Young*, M. S. (1997): The Shape of Australian Real Estate Return Distributions and Comparison to the United States, *The Journal of Real Estate Research*, 14, 291–308. – *Harlow*, W. V. (1991): Asset Allocation in a Downside-Risk Framework, *Financial Analysts Journal*, 47, 28–40. – *Hartzell*, D. J., *Hekman*, J. und *Miles*, M. (1986): Diversification Categories in Investment Real Estate, *AREUEA Journal*, 14, 230–254. – *Hommel*, U. und *Lehmann*, H. (2002): Risiko-Management in der Immobilienfinanzierung, in: Schulte, K.-W., Achleitner, A.-K., Schäfers, W. und Knobloch, B. (Hrsg.): *Handbuch Immobilien-Banking: von der traditionellen Finanzierung zum Investment-Banking*, Rudolf Müller Verlag,

Köln. – *Johanning, L.* (1998): Value-at-Risk zur Marktrisikosteuerung und Eigenkapitalallokation, Uhlenbruch Verlag, Bad Soden. – *Jorion, P.* (1997): Value-at-Risk, McGraw-Hills, New York u.a. – *Kerling, M.* (1998): Moderne Konzepte der Finanzanalyse: Markthypothesen, Renditegenerierungsprozesse und Modellierungswerkzeuge, Uhlenbruch Verlag, Bad Soden. – *Keppler, M.* (1991): Portfolio-Theorie: Zweifelhafte Annahmen, suboptimale Ergebnisse, *Die Bank*, 7, 382–385. – *King, D. A. und Young, M. S.* (1994): Why diversification doesn't work, *Real Estate Review*, 24, 6–13. – *Lai, T.-Y. und Wang, K.* (1996): Appraisal Smoothing: The Other Side of the Story, *Real Estate Economics*, 26, 511–535. – *Liu, C. H., Hartzell, D. J. und Grissom, T. V.* (1992): The Role of Co-Skewness in the Pricing of Real Estate, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 5, 299–319. – *Lu, K. W. und Mei, J. P.* (1999): The Return Distributions of Property Shares in Emerging Markets, *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 5, 145–160. – *Maurer, R., Reiner, F. und Sebastian, S.* (2004): Characteristics of German Real Estate Return Distributions: Evidence from Germany and Comparison to the U.S. and U.K., *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 10, 59–76. – *Markowitz, H.M.* (1959): *Portfolio Selection*, John Wiley & Sons, New York. – *Miles, M. und McCue, T.* (1984): Commercial Real Estate Returns, *AREUEA Journal*, 12, 355–377. – *Myer, F. C. N. und Webb, J. R.* (1993): Return Properties of Equity REITs, Common Stocks, and Commercial Real Estate: A Comparison, *The Journal of Real Estate Research*, 8, 87–106. – *Nawrocki, D. N.* (1999): A Brief History of Downside Risk Measures, *The Journal of Investing*, Fall, 9–25. – *Pagliari, J. L. und Webb, J. R.* (1995): A Fundamental Examination of Securitized and Unsecuritized Real Estate, *The Journal of Real Estate Research*, 10, 381–425. – *Poddig, T., Dichtl, H. und Petersmeier, K.* (2001): *Statistik, Ökonometrie, Optimierung*, 2. Aufl., Uhlenbruch Verlag, Bad Soden. – *Ring Deutscher Makler* (1972–2000): Immobilienpreisspiegel, Hamburg. – *Rehkugler, H., Jandura, D. und zu Sayn-Wittgenstein, I.* (1999): Erfolg mit Timingstrategien?, in: *Frei, N. und Schlienkamp, C.* (Hrsg.): *Aktie im Fokus*, Gabler, Wiesbaden. – *Roy, A. D.* (1952): Safety First and the Holding of Assets, *Econometrica*, 20, 431–449. – *Rudolf, M.* (1994): *Algorithms for Portfolio Optimization and Portfolio Insurance*, Verlag Paul Haupt, Bern u.a. – *Schmidt-von Rhein, A.* (1996): *Die Moderne Portfoliotheorie im praktischen Wertpapiermanagement*, Uhlenbruch Verlag, Bad Soden/Ts. – *Seiler, M. J., Webb, J. R. und Myer, F. C. N.* (1999): Are EREITs Real Estate?, *The Journal of Real Estate Portfolio Management*, 5, 171–181. – *Sing, T. F. und Ong, S. E.* (2000): Asset Allocation in a Downside Risk Framework, *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 6, 213–223. – *Sivitanides, P. S.* (1998): A Downside-Risk Approach to Real Estate Portfolio Structuring, *Journal of Real Estate Portfolio Management*, 4, 159–168. – *Sortino, F. A. und van der Meer, R.* (1991): Downside risk, *The Journal of Portfolio Management*, 17, 27–32. – *Tesler, L. G.* (1955): Safety First and Hedging, *Review of Economic Studies*, 23, 1–16. – *v. Trotha, M.-G.* (2003): *Immobilie als Kapitalanlage*, Logos Verlag, Berlin. – *Wheaton, W. C., Torto, R. G., Southard, J. A. und Hopkins, R. E.* (2001): Evaluating Real Estate Risk: Debt Applications, *Real Estate Finance*, Fall, 29–41. – *Vandell, R. F.* (1981): Is beta a useful measure of risk?, *The Journal of Portfolio Management*, 7, 23–31. – *Wüstefeld, H.* (2000): *Risiko und Rendite von Immobilieninvestments*, Fritz Knapp Verlag, Frankfurt am Main. – *Young, M. S. und Graff, R. A.* (1995): Real Estate Is Not Normal: A Fresh Look at Real Estate Return Distributions, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 10, 225–259.

Zusammenfassung

Anwendung von Downside-Risikomaßen auf dem deutschen Wohnungsmarkt

Die Messung des Anlagerisikos ist für effiziente Kapitalinvestitionen notwendig, doch die Wahl des angemessenen Risikomaßes erweist sich als schwierig. Im vorliegenden Beitrag wird die Zweckmäßigkeit der Anwendung der so genannten Downside-Risikomaße im Bereich der direkten Immobilieninvestitionen diskutiert. Der Anlass ist eine nachweislich nicht-normale Verteilung der Renditen dieser Anlagen. Eine Untersuchung auf dem deutschen Wohnungsmarkt zeigt, dass die Nutzung dieser Risikomaße für einen Immobilieninvestor durchaus vorteilhaft sein kann, die Unterschiede zum traditionellen Volatilitätsansatz jedoch geringer ausfallen als erwartet. (JEL G11, R31)

Summary

Application of Downside Risk Measures on the German Residential Real Estate Market

Investment risk measurement is inevitable for efficient allocation of capital, yet the choice of the appropriate risk measure turns out to be problematic. This paper discusses the possible advantages of application of downside risk measures on direct real estate investments. These considerations are caused by the stated non-normality of real estate returns. An empirical study on the German residential property market yields that using downside risk measures can be advantageous for real estate investors; however, the differences to the traditional volatility approach are smaller than expected.