



WWP

Wolfsburg Working Papers No. 12-02

Anwendbarkeit von symmetrischen Risikomaßen zur Erfolgsbeurteilung von Portfolio Insurance-Strategien

Eine empirische Analyse von CPPI- und TIPP-Strategien im Hinblick auf eine Normalverteilung ihrer Renditen

Frieder Meyer-Bullerdiek, 2012

Anwendbarkeit von symmetrischen Risikomaßen zur Erfolgsbeurteilung von Portfolio Insurance-Strategien

Eine empirische Analyse von CPPI- und TIPP-Strategien im Hinblick auf eine Normalverteilung ihrer Renditen

Prof. Dr. Frieder Meyer-Bullerdiek

Ostfalia University of Applied Sciences, Faculty of Business, Siegfried-Ehlers-Straße 1, D-38440 Wolfsburg, Germany

E-mail: F.Meyer-Bullerdiek@Ostfalia.de

Abstract

Zur Erfolgsbeurteilung von Portfolio Insurance-Strategien (PI-Strategien) werden oftmals Performancemaße herangezogen, die auf dem symmetrischen Risikomaß der Standardabweichung bzw. Varianz basieren, obwohl in der Literatur darauf hingewiesen wird, dass symmetrische Risikomaße zur Beurteilung von PI-Strategien aufgrund der Asymmetrie der Renditeverteilungen nur eingeschränkt geeignet seien. Vor diesem Hintergrund ist eine empirische Untersuchung bezüglich der Renditeverteilung von PI-Strategien von besonderem Interesse. In der vorliegenden Studie wird eine empirische Analyse verschiedener PI-Strategien für unterschiedliche Zeiträume und Risikoparameter im Hinblick auf die Überprüfung des Vorliegens einer Normalverteilung der Renditen vorgenommen. Einbezogen werden dazu die statistischen Verfahren Jarque-Bera-Test, Kolmogorov-Smirnov-Test, Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test. Die Analyse zeigt, dass bei Unterstellung einer in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften üblichen Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% die Normalverteilung der Renditen von PI-Strategien oftmals angenommen werden kann – bei verschiedenen Modellvarianten sogar häufiger als bei einer reinen Aktienanlage. In besonderen Börsenphasen wie insbesondere zwischen 2007 und 2009 (geprägt durch die Finanz- und Wirtschaftskrise) kann allerdings eher nicht von einer Normalverteilung der Renditen ausgegangen werden – dies gilt auch für eine reine Aktienanlage.

1. Einleitung

Vor dem Hintergrund bedeutender Kursverluste an den Aktienmärkten haben Wertsicherungs- bzw. Portfolio Insurance-Strategien an Bedeutung gewonnen, die zum einen durch die Berücksichtigung eines Mindestportfoliowertes (sog. Floor) gekennzeichnet sind und zum anderen eine Partizipation an steigenden Aktienkursen ermöglichen.

Das mit Portfolio Insurance-Strategien (PI-Strategien) verbundene Renditeprofil wird oftmals als asymmetrisch bezeichnet, weil sich – aufgrund der Begrenzung von Verlusten und der Möglichkeit unbegrenzte Gewinne zu erzielen – die Wertentwicklungen der Portfolios bei negativer und positiver Marktentwicklung nicht spiegelbildlich zueinander verhalten. Dabei fällt das Renditepotential aufgrund der Festlegung eines Portfoliomindestwertes vergleichsweise gering aus.¹ Insofern kann von einer geringeren Schwankungsbreite der Renditen von PI-Strategien im Vergleich zu den Renditen von reinen Aktienportfolios ausgegangen werden. Möglicherweise kann bei den Renditeverteilungen von PI-Strategien auch eine annähernd symmetrische Verteilung vorliegen.

Die Frage, ob dabei sogar eine Normalverteilung angenommen werden kann, ist insbesondere deshalb von Interesse, weil zur Erfolgsbeurteilung oftmals Performancemaße herangezogen werden, die auf dem symmetrischen Risikomaß der Standardabweichung bzw. Varianz basieren. So wird in der Literatur darauf hingewiesen, dass symmetrische Risikomaße zur Beurteilung von PI-Strategien aufgrund der Asymmetrie der Renditeverteilungen nur eingeschränkt geeignet seien. Grundsätzlich sind sie nur bei Vorliegen einer Normalverteilung in sinnvoller Weise interpretierbar.²

Vor diesem Hintergrund besteht das Ziel der vorliegenden Untersuchung in der Beantwortung der Frage, ob PI-Strategien, die für den deutschen Aktienmarkt eingesetzt werden, in der Praxis zu Renditeverteilungen führen, für die eine Normalverteilung trotz der theoretischen Bedenken angenommen werden kann. Falls dies der Fall ist, könnten sämtliche Performancemaße, die symmetrische Risikomaße einbeziehen, auch zur Beurteilung von PI-Strategien herangezogen werden. Andernfalls sollte eher auf asymmetrische Risikomaße, wie z.B. die Lower Partial Moments zurückgegriffen werden.³

1 Vgl. Faber (2007), S. 12; Ebertz/Schlenger (1995), S. 302f.; Meyer-Bullerdiel/Schulz (2004), S. 29f.

2 Vgl. Ebertz/Schlenger (1995), S. 306; Faber (2007), S. 78f.; Bruns/Meyer-Bullerdiel (2008), S. 9f.

3 Hierbei ist zu beachten, dass in Theorie und Praxis keine Einigkeit darüber besteht, welches asymmetrische Risikomaß zur Quantifizierung des Risikos von PI-Strategien herangezogen werden sollte. Vgl. Faber (2007), S. 86.

Im Rahmen der vorliegenden Analyse werden die in der Praxis oftmals eingesetzten Verfahren „Constant Proportion Portfolio Insurance“ (CPPI) und „Time-Invariant Portfolio Protection“ (TIPP) untersucht. Bei diesen Strategien nimmt der Anleger in Abhängigkeit von den Aktienkursveränderungen Anpassungen des Portfolios vor. Sie lassen daher im Vergleich zu anderen PI-Strategien relativ gute Performanceergebnisse erwarten.

Nach einer kurzen Erläuterung der in die Untersuchung einzubeziehenden PI-Strategien und der Möglichkeiten der Erfolgsmessung von PI-Strategien erfolgt die empirische Untersuchung. Dabei wird zunächst auf das Untersuchungsdesign eingegangen, bevor jeweils die in die Analyse einbezogenen statistischen Verfahren zur Prüfung auf Normalverteilung erläutert und deren Ergebnisse dargestellt werden. Einbezogen werden die folgenden Verfahren: Jarque-Bera-Test, Kolmogorov-Smirnov-Test, Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test.

2. CPPI- und TIPP-Strategien

2.1. Grundlagen

Im Rahmen der CPPI-Strategie soll ein vor der Vermögensanlage festgelegter Bodensatz (Floor) während der geplanten Laufzeit nicht unterschritten werden.⁴ Das gemäß CPPI-Strategie verwaltete Vermögen besteht aus den beiden Komponenten Aktien (risikoreich) und risikoarme bzw. risikolose festverzinsliche Wertpapiere bzw. Null-Kupon-Anleihen. Dabei werden in regelmäßigen Abständen Portfolioumschichtungen hinsichtlich der Aktien und der festverzinslichen Anlage vorgenommen. Ziel ist dabei die Erhaltung des festgesetzten Mindestwertes (Floor) und die Partizipation an Kursgewinnchancen.⁵

Für die CPPI-Strategie kann die folgende Formel zugrunde gelegt werden:⁶

$$E_t = m \cdot C_t$$

4 Dabei entspricht die Höhe des Floors grundsätzlich dem Kurs (bzw. dem Barwert) einer risikolosen Null-Kupon-Anleihe mit entsprechender Restlaufzeit. Vgl. Braun (1993), S. 245; Albrecht (1999), S. 14. Sofern aber der Planungshorizont bzw. die Laufzeit und somit der Wert der Nullkupon-Anleihe ex ante nicht bekannt sind, kann eine Beibehaltung des anfänglichen Floors sinnvoll erscheinen, so dass bei der CPPI-Strategie keine Veränderungen des Floors vorgenommen werden. Dies soll auch im Rahmen der vorliegenden Studie unterstellt werden.

5 Vgl. Steiner/Bruns (2007), S. 406ff.

6 Vgl. Kingston (1988), S. 1; Hohmann (1996), S. 106; Bossert/Burzin (2002), S. 139f.

mit

E_t = Anteil des Portfolios, der in Aktien angelegt wird („Exposure“ zum Zeitpunkt t)

m = Multiplikator (Ausdruck der Risikoneigung des Anlegers mit $m \geq 1$).

Je höher m , desto risikofreudiger ist der Anleger.

C_t = „Cushion“ zum Zeitpunkt t , wobei gilt: $C_t = \max(V_t - F; 0)$

V_t = Vermögen bzw. gesamter Anlagebetrag zum Zeitpunkt t

F = Floor

Entsprechend kann die obige Formel wie folgt ausgedrückt werden:

$$E_t = m \cdot C_t = m \cdot \max(V_t - F; 0)$$

Beispielsweise kann das Exposure in regelmäßigen Abständen, z.B. am Ende einer jeden Woche bewertet und danach die Aktienquote angepasst werden.⁷ Bei steigenden Aktienkursen kommt es zu einer Erhöhung der Aktienquote bei gleichzeitiger Verringerung des Umfangs der Festzinsanlage.⁸

Für den Fall, dass der Vermögenswert auf oder unter den Floor fällt, hat das Exposure keinen Wert mehr.

Als Weiterentwicklung der CPPI-Strategie kann die Time-Invariant Portfolio Protection-(TIPP-)Strategie bezeichnet werden. Dabei erfolgen die Berechnungen des Exposures und der Festzinsanlage zwar in der gleichen Art und Weise wie bei der CPPI-Strategie. Anders als bei der CPPI-Strategie ist es jedoch möglich, den Floor in positiven Börsenphasen zusätzlich dynamisch anzupassen. Dadurch lässt sich grundsätzlich jeweils der höchste während der Laufzeit erreichte Floorwert sichern.⁹ Im Rahmen dieser Strategie wird der anfängliche Floor nicht als fester Betrag, sondern als Prozentsatz des gesamten Anlagevermögens angegeben. Sinken die Aktienkurse, erfolgt keine Anpassung des Floors. Bei steigenden Aktienkursen kann in bestimmten Fällen eine dynamische Anpassung des Floors erfolgen. Dabei werden in jedem Zeitabschnitt der jeweilige Floor und das Anlagevolumen des Aktienanteils auf Basis der folgenden sechs Schritte ermittelt:¹⁰

7 Vgl. Edwards/Magee (1991), S. 419.

8 Vgl. Rudolf (1994), S. 151.

9 Vgl. Estep/Kritzman (1988), S. 38ff.

10 Vgl. Estep/Kritzman (1988), S. 39.

- (1) Ermittlung des Gesamtportfoliowertes V (bestehend aus Aktien und Liquidität bzw. Anleihen)
- (2) Multiplikation des gemäß (1) berechneten Portfoliowertes mit dem anfänglich festgelegten Floor-Prozentsatz
- (3) Bestimmung des neuen Floors, wobei sich ein neuer Floorwert nur dann ergibt, wenn das Ergebnis aus (2) größer ist als der bisherige Floor
- (4) Bestimmung des Cushion ($C = \max(V - F; 0)$)
- (5) Ermittlung des Aktienexposures ($E = m \cdot C$)
- (6) Kauf bzw. Verkauf von Aktien bzw. Liquidität/Anleihen

2.2. Beispiele zu CPPI und TIPP

Nachfolgend sollen die Ergebnisse der CPPI- und der TIPP-Strategie für ein bestimmtes Beispiel dargestellt werden. Dabei soll für einen zu Beginn der Betrachtung zur Verfügung stehenden Anlagebetrag von 100.000 EUR ein anfänglicher Floor von 80% bei einem Multiplikator von $m=2$ unterstellt werden. Als risikolose Anleihe soll in diesem Beispiel eine risikolose unverzinsliche Kasseposition herangezogen werden. Angenommen werden dabei schwankende Kursverläufe von Aktien.¹¹

Tab. 1: Entwicklung der CPPI-Strategie bei nicht stetiger Aktienkursentwicklung

t	Wert Aktienindex	Floor	Vermögen	Cushion	Wert Aktienanlage (vor Umschichtung)	Wert Kasse (vor Umschichtung)	Exposure (= neue Aktienanlage)	Neue Anlage in Kasse
0	100%	80.000	100.000	20.000	40.000	60.000	40.000	60.000
1	114%	80.000	105.600	25.600	45.600	60.000	51.200	54.400
2	122%	80.000	109.193	29.193	54.793	54.400	58.386	50.807
3	129%	80.000	112.543	32.543	61.736	50.807	65.086	47.457
4	125%	80.000	110.525	30.525	63.068	47.457	61.050	49.475
5	110%	80.000	103.199	23.199	53.724	49.475	46.398	56.801
6	102%	80.000	99.824	19.824	43.023	56.801	39.649	60.176
7	94%	80.000	96.715	16.715	36.539	60.176	33.430	63.285
8	88%	80.000	94.581	14.581	31.296	63.285	29.162	65.419
9	96%	80.000	97.232	17.232	31.813	65.419	34.464	62.768
10	100%	80.000	98.668	18.668	35.900	62.768	37.336	61.332

¹¹ Vgl. zu weiteren Beispielen sowie zur Pfadabhängigkeit von CPPI- und TIPP-Strategie Meyer-Bullerdiek/Schulz (2004), S. 63ff. und 72ff.

Tab. 2: Entwicklung der TIPP-Strategie bei nicht stetiger Aktienkursentwicklung

t	Wert Aktienindex	Floor	Vermögen	Cushion	Wert Aktienanlage (vor Umschichtung)	Wert Kasse (vor Umschichtung)	Exposure (= neue Aktienanlage)	Neue Anlage in Kasse
0	100%	80.000	100.000	20.000	40.000	60.000	40.000	60.000
1	114%	84.480	105.600	21.120	45.600	60.000	42.240	63.360
2	122%	86.851	108.564	21.713	45.204	63.360	43.426	65.139
3	129%	88.845	111.056	22.211	45.917	65.139	44.422	66.634
4	125%	88.845	109.678	20.834	43.045	66.634	41.667	68.011
5	110%	88.845	104.678	15.834	36.667	68.011	31.667	73.011
6	102%	88.845	102.375	13.531	29.364	73.011	27.061	75.314
7	94%	88.845	100.253	11.408	24.939	75.314	22.816	77.437
8	88%	88.845	98.796	9.952	21.360	77.437	19.904	78.893
9	96%	88.845	100.606	11.761	21.713	78.893	23.522	77.084
10	100%	88.845	101.586	12.741	24.502	77.084	25.483	76.103

Der Vermögenswert der CPPI-Strategie beläuft sich in diesem Beispiel in t_{10} auf 98.668 EUR. Hingegen hätten eine Buy and Hold-Strategie zu einem Wert von 100.000 EUR und die TIPP-Strategie zu einem Wert von 101.586 EUR geführt.¹²

Tab. 3: CPPI und TIPP im Vergleich bei nicht stetiger Aktienmarktentwicklung

t	100% Aktienanlage	CPPI	TIPP
0	100.000	100.000	100.000
1	114.000	105.600	105.600
2	122.000	109.193	108.564
3	129.000	112.543	111.056
4	125.000	110.525	109.678
5	110.000	103.199	104.678
6	102.000	99.824	102.375
7	94.000	96.715	100.253
8	88.000	94.581	98.796
9	96.000	97.232	100.606
10	100.000	98.668	101.586

Werden die jeweiligen Vermögenswerte zu den einzelnen Zeitpunkten verglichen, so zeigt sich, dass die Überlegenheit einer Portfolio Insurance-Strategie vor allem vom Verlauf der Aktienkursentwicklung abhängt.

Die Entwicklungen der reinen Aktienanlage und der CPPI-Strategie können auch grafisch veranschaulicht werden:

¹² Vgl. auch das Beispiel bei Meyer-Bullerdiek/Schulz (2004), S. 63ff. bzw. S. 72ff.

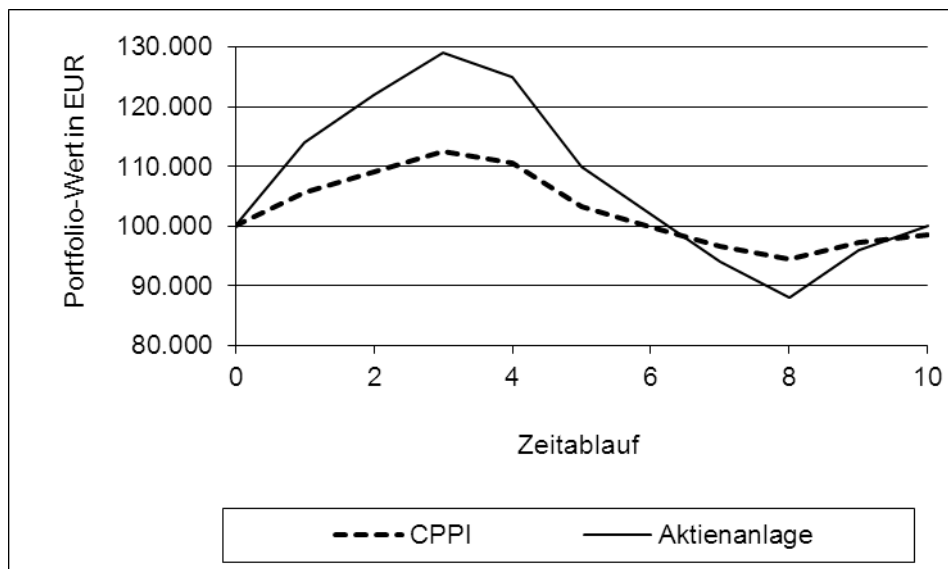


Abb. 1: Aktienanlage und CPPI-Strategie bei nicht stetiger Aktienmarktentwicklung

Ein ähnliches Bild ergibt sich für den Vergleich mit der TIPP-Strategie:

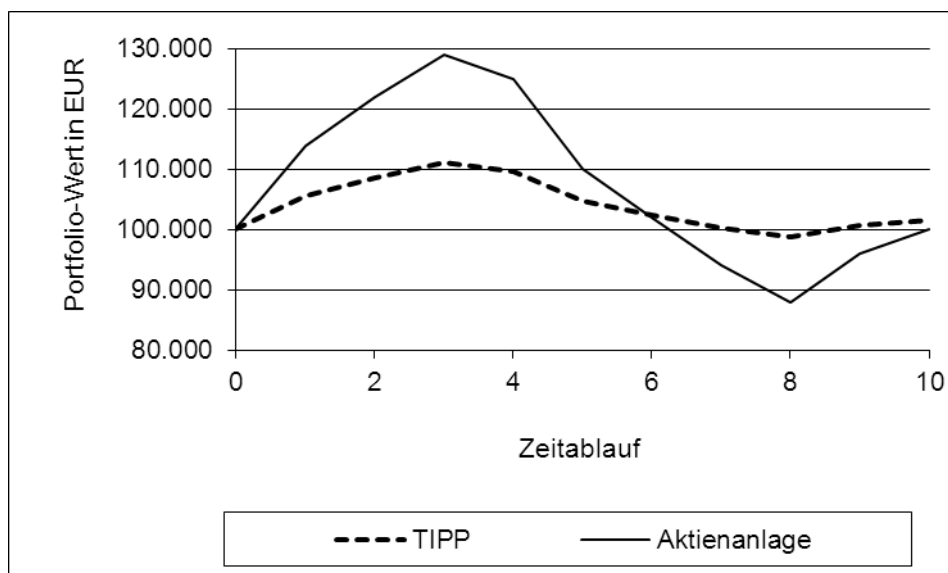


Abb. 2: Aktienanlage und TIPP-Strategie bei nicht stetiger Aktienmarktentwicklung

3. Erfolgsmessung von PI-Strategien

Die Messung des Erfolgs von Portfolio Insurance-Strategien (PI-Strategien) wird oftmals anhand der Dimensionen Rendite und Risiko vorgenommen. Als eindimensionales Maß, das die Verringerung des Risikos aufgrund einer PI-Strategie misst, kann auf das Johnson-Maß zurückgegriffen werden.¹³

¹³ Vgl. Johnson (1960), S. 144; Yau/Savanayana/Schneeweis (1991), S. 170ff.

$$J_{\text{Varianz}} = \frac{\sigma_{\text{PF}_{\text{Aktien}}}^2 - \sigma_{\text{PI}}^2}{\sigma_{\text{PF}_{\text{Aktien}}}^2} = 1 - \frac{\sigma_{\text{PI}}^2}{\sigma_{\text{PF}_{\text{Aktien}}}^2}$$

mit

J_{Varianz} = Erfolg der PI-Strategie in Anlehnung an Johnson auf Basis der Varianz

$\sigma_{\text{PF}_{\text{Aktien}}}^2$ = Varianz der Renditen des reinen Aktienportfolios

σ_{PI}^2 = Varianz der Renditen der Portfolio-Insurance-Strategie

Dieses Maß lässt sich grundsätzlich auch auf andere Risikomaße übertragen, wie z.B. den Value-at-Risk:

$$J_{\text{Value-at-Risk}} = \frac{\text{VaR}_{\text{PF}_{\text{Aktien}}} - \text{VaR}_{\text{PI}}}{\text{VaR}_{\text{PF}_{\text{Aktien}}}} = 1 - \frac{\text{VaR}_{\text{PI}}}{\text{VaR}_{\text{PF}_{\text{Aktien}}}}$$

mit

$J_{\text{Value-at-Risk}}$ = Erfolg der PI-Strategie in Anlehnung an Johnson auf Basis des Value-at-Risk

$\text{VaR}_{\text{PF}_{\text{Aktien}}}$ = Value-at-Risk der Renditen des reinen Aktienportfolios

VaR_{PI} = Value-at-Risk der Renditen der Portfolio Insurance-Strategie

Auch das Lower Partial Moment LPM_2 könnte als Risikomaß im Rahmen des Johnson-Maßes herangezogen werden.

Als zweidimensionales Performancemaß zur Beurteilung des Erfolgs einer PI-Strategie bietet sich z.B. das von Howard und D'Antonio entwickelte Maß „Hedging Benefit per Unit of Risk“ (HBS) an, das auf der Sharpe-Ratio basiert:¹⁴

$$\text{HBS} = \text{SR}_{\text{PI}} - \text{SR}_{\text{PF}_{\text{Aktien}}}$$

Die Differenz der Sharpe-Ratio der Portfolio Insurance-Strategie (SR_{PI}) gegenüber der Sharpe-Ratio eines reinen Aktienportfolios ($\text{SR}_{\text{PF}_{\text{Aktien}}}$) zeigt somit die Veränderung von $\text{SR}_{\text{PF}_{\text{Aktien}}}$ aufgrund der PI-Strategie auf.

14 Vgl. Howard/D'Antonio (1986), S. 29.

Eine Performance kann auch mit Hilfe der Lower Partial Moments (LPM) ermittelt werden. So lässt sich beispielsweise ein Performancemaß für LPM_2 wie folgt festlegen:¹⁵

$$LPM_2\text{-Performancemaß} = \frac{\bar{r}_{PF} - r_f}{\sqrt{LPM_2}}$$

Aufgrund der asymmetrischen Renditeverteilung von Wertsicherungsstrategien wird in der Literatur darauf hingewiesen, dass zu ihrer Erfolgsmessung keine Risikomaße herangezogen werden sollten, die von einer Normalverteilung der Anlagerenditen ausgehen, wie z.B. die Varianz. In diesem Fall erscheinen Risikomaße, die ohne Verteilungsannahmen auskommen, als sinnvoller. Dazu zählen vor allem auch die Lower Partial Moment-Maße.¹⁶

Sollte aber eine Normalverteilung der Renditen einer PI-Strategie zumindest nicht abgelehnt werden können, lassen sich auch auf symmetrischen Risikomaßen basierende Performancemaße nutzen.

4. Empirische Analyse

4.1. Untersuchungsdesign

Die ausgewählten Teststatistiken zur Überprüfung der Normalverteilung der Renditen sollen auf zahlreiche unterschiedliche Untersuchungszeiträume und Varianten der CPPI- und TIPP-Strategie angewendet werden. Dabei werden sowohl zwei verschiedene Risikoparameter ($m=2$ und $m=3,5$) als auch unterschiedliche Risikomodelle in die Untersuchung einbezogen (anfänglicher Floor von 95%, 90%, 85%, 80% und 75%). Der entsprechende anfängliche Aktienanteil (Exposure, E) ermittelt sich dann wie folgt:

15 Vgl. Bruns/Meyer-Bullerdiel (2008), S. 673; Wittrock (1995), S. 132ff. Zu den LPM vgl. Bruns/Meyer-Bullerdiel (2008), S. 22ff.

16 Vgl. Faber (2007), S. 78f.; Hagen (2002), S. 16; Prokop (2002), S. 51f.; Uhlmann (2008), S. 16ff.

m = 2:

Modell A:	$E = m \cdot (V - F)$	=>	$E = 2 \cdot (100\% - 95\%) = 10\%$
Modell B:	$E = m \cdot (V - F)$	=>	$E = 2 \cdot (100\% - 90\%) = 20\%$
Modell C:	$E = m \cdot (V - F)$	=>	$E = 2 \cdot (100\% - 85\%) = 30\%$
Modell D:	$E = m \cdot (V - F)$	=>	$E = 2 \cdot (100\% - 80\%) = 40\%$
Modell E:	$E = m \cdot (V - F)$	=>	$E = 2 \cdot (100\% - 75\%) = 50\%$

m = 3,5:

Modell A:	$E = m \cdot (V - F)$	=>	$E = 3,5 \cdot (100\% - 95\%) = 17,5\%$
Modell B:	$E = m \cdot (V - F)$	=>	$E = 3,5 \cdot (100\% - 90\%) = 35\%$
Modell C:	$E = m \cdot (V - F)$	=>	$E = 3,5 \cdot (100\% - 85\%) = 52,5\%$
Modell D:	$E = m \cdot (V - F)$	=>	$E = 3,5 \cdot (100\% - 80\%) = 70\%$
Modell E:	$E = m \cdot (V - F)$	=>	$E = 3,5 \cdot (100\% - 75\%) = 87,5\%$

Der Aktienanteil wird durch den Deutschen Aktienindex (DAX) repräsentiert, während für den Anteil, der jeweils in verzinsliche Anlagen investiert werden soll, auf den Deutschen Rentenindex REXP zurückgegriffen wird. Dabei ergibt sich der Rentenanteil aus der Differenz aus 100% und dem Aktienanteil.

Entsprechend der Vorgehensweise der TIPP-Strategie erfolgt ggf. eine Anpassung des Floors im Zeitverlauf. Unterstellt wird in der Analyse zur Berücksichtigung der Transaktionskosten ein pauschaler Kostensatz in Höhe von 1% auf das gehandelte Aktienvolumen. Dabei werden für die anfänglichen Investitionen keine Kosten einbezogen. Darüber hinaus wird im Hinblick auf die Rentenposition eine Investition des Anlegers in Form von Rentenfonds ohne Ausgabeaufschlag angenommen, so dass bei Veränderungen der Rentenposition keine Transaktionskosten einbezogen werden.¹⁷

Die DAX- und REXP-Werte entstammen der Bloomberg Datenbank (bis 31.12.2002) bzw. wurden von Datastream (ab 1.1.2003) zur Verfügung gestellt. Zur Durchführung der Berechnungen wird auf verschiedene Versionen des Tabellenkalkulationsprogramms Microsoft Excel zurückgegriffen. Die statistischen Auswertungen zur Normalverteilung erfolgen

17 Vgl. Meyer-Bullerdiek/Schulz (2004), S. 90.

im Wesentlichen mit einer neueren Version von Statistical Package for the Social Sciences (SPSS).

Die Untersuchung wird für die folgenden Zeiträume mit unterschiedlichen Marktentwicklungen vorgenommen, die in dem Gesamtzeitraum 06.01.1995 bis 30.12.2010 liegen:

06.01.1995 – 26.12.1997

26.12.1997 – 29.12.2000

29.12.2000 – 27.12.2002

27.12.2002 – 30.12.2004

30.12.2004 – 28.12.2007

28.12.2007 – 03.07.2009

03.07.2009 – 30.12.2010

Einen Überblick über die verschiedenen Marktentwicklungen kann die folgende Tabelle geben, die die DAX-Entwicklung (als Wochenrendite und p.a.) sowie die Standardabweichungen der stetigen DAX-Wochenrenditen einschließlich der entsprechenden, annualisierten Standardabweichungen (Volatilitäten) aufzeigt:¹⁸

Tab. 4: DAX-Renditen und -Standardabweichungen in den Untersuchungszeiträumen

Zeitraum	stetige, durchschnittliche DAX-Wochenrendite	DAX-Std.abw. auf Wochenbasis	stetige DAX-Rendite p.a.	DAX-Std.abw. p.a.
06.01.1995 – 26.12.1997	0,4494%	2,2671%	23,3677%	16,3484%
26.12.1997 – 29.12.2000	0,0959%	3,4533%	14,7471%	24,9021%
29.12.2000 – 27.12.2002	-0,7863%	4,3665%	-40,8866%	31,4872%
27.12.2002 – 30.12.2004	0,3853%	3,1875%	20,0346%	22,9852%
30.12.2004 – 28.12.2007	0,4099%	2,0366%	21,3158%	14,6864%
28.12.2007 – 03.07.2009	-0,6817%	5,3540%	-35,4465%	38,6082%
03.07.2009 – 31.12.2010	0,4927%	2,6338%	25,6179%	18,9928%

Auf wöchentliche, stetige Renditen wird auch zur Berechnung der Performance der jeweiligen PI-Strategien zurückgegriffen. Im Vergleich zur Verwendung täglicher Renditen kann bei Verwendung von wöchentlichen Renditen eher von einer Normalverteilung ausgegangen werden.¹⁹

18 Zur Bestimmung der Standardabweichungen und der stetigen Renditen vgl. Bruns/Meyer-Bullerdiek (2008), S. 11ff. und S. 646ff.

19 Vgl. Bauer (1992), S. 140.

4.2. Test auf Normalverteilung

Inwieweit eine Normalverteilung der Renditen der PI-Strategien angenommen werden kann, kann anhand verschiedener Testverfahren untersucht werden. Grundsätzlich können dazu eine grafische Analyse oder ein statistischer Hypothesentest herangezogen werden. Eine grafische Analyse ermöglicht den Vergleich einer Häufigkeitsverteilung der Renditen der PI-Strategien in Form eines Histogramms mit der Normalverteilung. Auch ein Hypothesentest kann zur Überprüfung der Normalverteilung genutzt werden.²⁰ Im Folgenden soll auf die folgenden Verfahren zurückgegriffen werden: Jarque-Bera-Test, Kolmogorov-Smirnov-Test, Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test. Dabei handelt es sich bei dem Jarque-Bera-Test um ein auf den Verteilungsmomenten einer empirischen Verteilung beruhendes Verfahren. Hingegen zählen der Kolmogorov-Smirnov-Test und der Lilliefors-Test zu den Verfahren, die sich auf die Abweichung einer empirischen von einer theoretischen Verteilungsfunktion beziehen. Der Shapiro-Wilk-Test schließlich kann den auf der Korrelation von Ordnungsstatistiken beruhenden Verfahren zugeordnet werden.²¹

4.2.1. Jarque-Bera-Test

Grundlage des Jarque-Bera-Tests sind die beiden Verteilungsmaßzahlen Schiefe und Wölbung. Die Schiefe kann den Grad der Asymmetrie einer Verteilung zum Ausdruck bringen, wobei für Normalverteilungen ein Wert von Null gilt. Bezogen auf Renditeverteilungen von Wertpapieren kann sie beispielsweise wie folgt berechnet werden:²²

$$S = \frac{\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n (r_i - \mu)^3}{\sigma^3}$$

mit

r_i = logarithmierte Rendite der Periode i

n = Anzahl der logarithmierten Renditen

μ = Mittelwert der logarithmierten Renditen: $\mu = \frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n r_i$

σ = Standardabweichung der logarithmierten Renditen

20 Vgl. Poddig/Dichtl/Petersmeier (2003), S. 335.

21 Vgl. Schmidt (2010), S. 7. Zu einem Vergleich weiterer Tests auf Normalverteilung vgl. z.B. Seier (2002), S. 1ff.

22 Vgl. Poddig/Dichtl/Petersmeier (2003), S. 141; Bruns/Meyer-Bullerdiek (2008), S. 33f.

Liegen negative Werte für die Schiefe vor, so ist die Verteilungsdichte linksschief. Positive Werte zeigen eine rechtsschiefe Verteilungsdichte an.²³

Mit Hilfe der Wölbung (W) einer Verteilungsdichte kann die Konzentration der Renditen um den Erwartungswert und an den Enden erfasst werden. Bei einem Wert von drei liegt eine Normalverteilung vor, während Werte oberhalb von drei auf eine spitzgipfelige bzw. leptokurtische Verteilung hinweisen.²⁴

$$W = \frac{\frac{1}{n} \cdot \sum_{i=1}^n (r_i - \mu)^4}{\sigma^4}$$

Mit Hilfe des Jarque-Bera-Tests wird geprüft, ob eine signifikante Abweichung der aus den Daten einer empirischen Verteilung ermittelten Werte für die Schiefe und die Wölbung von den entsprechenden Werten einer Normalverteilung vorliegt.²⁵

Dabei wird von den beiden folgenden Hypothesen ausgegangen:

H₀: Die Daten sind mit der Normalverteilung vereinbar.

H₁: Bei den Daten liegt keine Normalverteilung vor.

Die Teststatistik T_{JB} lässt sich für beliebige Datenreihen mit Hilfe der folgenden Formel ermitteln:²⁶

$$T_{JB} = \frac{n}{6} \cdot \left[S^2 + \frac{1}{4} \cdot (W - 3)^2 \right] \approx \chi_2^2$$

mit

n = Anzahl der Beobachtungen

S = Schiefe

W = Wölbung

χ_2^2 = Chi-Quadrat-Verteilung mit zwei Freiheitsgraden

Wird die Normalverteilung angenommen, so folgt die hier dargestellte Prüfgröße T_{JB} der Chi-Quadrat-Verteilung (χ^2 -Verteilung) mit zwei Freiheitsgraden. Für den Fall einer Nor-

23 Vgl. Poddig/Dichtl/Petersmeier (2003), S. 141.

24 Vgl. Bruns/Meyer-Bullerdiek (2008), S. 34f.; Poddig/Dichtl/Petersmeier (2003), S. 142f.

25 Vgl. o.V. (2011).

26 Vgl. Poddig/Dichtl/Petersmeier (2003), S. 338f.; Brys/Hubert/Struyf (2004), S. 754f.

malverteilung würde sich ein Wert für T_{JB} von Null ergeben, da in diesem Fall die Schiefe Null und die Wölbung drei betragen würden:

$$T_{JB}^{\text{Normalverteilung}} = \frac{n}{6} \cdot \left[0^2 + \frac{1}{4} \cdot (3-3)^2 \right] = 0$$

Eher betragsmäßig kleinere Werte für T_{JB} sprechen für die Annahme einer Normalverteilung, während große Werte zu einer Ablehnung der Nullhypothese führen; denn in diesem Fall wäre die Hypothese H_1 signifikant.

Wird eine in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften übliche Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% zugrunde gelegt, so kann der Tafel der χ^2 -Verteilung bei 2 Freiheitsgraden ein kritischer Wert für die Prüfgröße von 5,991 entnommen werden. Bei Werten unterhalb dieses kritischen Wertes erfolgt die Beibehaltung der Nullhypothese; denn sie kann dann nicht (signifikant) abgelehnt werden. Liegen die Werte oberhalb des kritischen Wertes, so würde die Nullhypothese (signifikant) abgelehnt werden. In diesen Fällen kann eine Normalverteilung somit nicht angenommen werden.²⁷

In der empirischen Überprüfung der Normalverteilungsannahme mit Hilfe des Jarque-Bera-Tests konnten für die Teststatistik T_{JB} für den DAX und den REXP sowie für die jeweiligen untersuchten PI-Varianten die nachfolgend aufgeführten Werte bestimmt werden, wobei die o.g. Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% zugrunde liegt und sich somit bei 2 Freiheitsgraden ein kritischer Wert für die Prüfgröße von 5,991 ergibt.

Tab. 5: Teststatistik-Ergebnisse des Jarque-Bera-Tests für DAX und REXP, Teil I

Periode	DAX	REXP
06.01.1995 bis 26.12.1997	24,2919	6,8444
26.12.1997 bis 29.12.2000	15,6046	11,7987
29.12.2000 bis 27.12.2002	0,6636	2,9009
27.12.2002 bis 30.12.2004	8,8324	5,0560
30.12.2004 bis 28.12.2007	6,2586	0,0278
28.12.2007 bis 03.07.2009	68,7664	5,5633
03.07.2009 bis 30.12.2010	1,1435	1,9884

In den Fällen, in denen der Wert der Prüfgröße unterhalb von 5,991 liegt, kann die Nullhypothese („Die Daten sind mit der Normalverteilung vereinbar“) nicht (signifikant) abgelehnt werden, so dass von einer Normalverteilung ausgegangen werden kann. Dies wird in den

²⁷ Vgl. Poddig/Dichtl/Petersmeier (2003), S. 338f. und S. 344 sowie die dort auf S. 766 angeführte Tafel der χ^2 -Verteilung; Wingenroth (2004), S. 208f.

nachfolgenden Tabellen jeweils durch „ja“ zum Ausdruck gebracht. Muss die Nullhypothese abgelehnt werden, so wird dies in den Tabellen mit „Nein“ gekennzeichnet, da dann nicht von einer Normalverteilung ausgegangen werden kann.

Tab. 6: Teststatistik-Ergebnisse des Jarque-Bera-Tests für DAX und REXP, Teil II

Periode	DAX	REXP
06.01.1995 bis 26.12.1997	nein	nein
26.12.1997 bis 29.12.2000	nein	nein
29.12.2000 bis 27.12.2002	ja	ja
27.12.2002 bis 30.12.2004	nein	ja
30.12.2004 bis 28.12.2007	nein	ja
28.12.2007 bis 03.07.2009	nein	ja
03.07.2009 bis 30.12.2010	ja	ja

Die Ergebnisse zeigen, dass bei den wöchentlichen DAX-Renditen im Hinblick auf den Jarque-Bera-Test nur in der 3. und in der 7. Periode eine Normalverteilung angenommen werden kann. Hingegen gilt dies für den REXP in den Perioden 3-7. Für die CPPI-Strategien ergeben sich die folgenden Ergebnisse.

Tab. 7: Teststatistik-Ergebnisse des Jarque-Bera-Tests für CPPI mit m=2, Teil I

Periode	CPPI, m=2, Modell A	CPPI, m=2, Modell B	CPPI, m=2, Modell C	CPPI, m=2, Modell D	CPPI, m=2, Modell E
06.01.1995 bis 26.12.1997	146,0268	148,7210	116,8979	84,4449	61,0082
26.12.1997 bis 29.12.2000	0,7028	0,5397	0,5583	0,7039	0,9086
29.12.2000 bis 27.12.2002	4,4359	1,3346	0,7965	1,2772	1,8350
27.12.2002 bis 30.12.2004	3,5279	3,2748	2,6511	2,1045	1,7095
30.12.2004 bis 28.12.2007	39,7584	46,4293	43,8765	39,5426	28,0909
28.12.2007 bis 03.07.2009	5,6200	40,7648	108,6701	170,0389	206,6667
03.07.2009 bis 30.12.2010	0,1965	0,8126	1,0646	1,3762	1,6470

Tab. 8: Teststatistik-Ergebnisse des Jarque-Bera-Tests für CPPI mit m=2, Teil II

Periode	CPPI, m=2, Modell A	CPPI, m=2, Modell B	CPPI, m=2, Modell C	CPPI, m=2, Modell D	CPPI, m=2, Modell E
06.01.1995 bis 26.12.1997	nein	nein	nein	nein	nein
26.12.1997 bis 29.12.2000	ja	ja	ja	ja	ja
29.12.2000 bis 27.12.2002	ja	ja	ja	ja	ja
27.12.2002 bis 30.12.2004	ja	ja	ja	ja	ja
30.12.2004 bis 28.12.2007	nein	nein	nein	nein	nein
28.12.2007 bis 03.07.2009	ja	nein	nein	nein	nein
03.07.2009 bis 30.12.2010	ja	ja	ja	ja	ja

Auffällig ist, dass bei der CPPI-Strategie trotz der bei Wertsicherungsstrategien angenommenen asymmetrischen Renditeverteilung dennoch im Vergleich zum DAX in deutlich mehr Fällen von einer Normalverteilung ausgegangen werden kann. Für die TIPP-Strategie ist dies sogar noch häufiger der Fall, wie die folgende Tabelle zeigt:

Tab. 9: Teststatistik-Ergebnisse des Jarque-Bera-Tests für TIPP mit m=2, Teil I

Periode	TIPP, m=2, Modell A	TIPP, m=2, Modell B	TIPP, m=2, Modell C	TIPP, m=2, Modell D	TIPP, m=2, Modell E
06.01.1995 bis 26.12.1997	4,5177	3,9750	4,1264	5,0435	6,7531
26.12.1997 bis 29.12.2000	2,4089	0,1101	0,5171	0,7124	0,6682
29.12.2000 bis 27.12.2002	4,6810	2,1161	0,7694	1,0879	1,6325
27.12.2002 bis 30.12.2004	3,9614	0,1235	0,0434	0,4187	0,8712
30.12.2004 bis 28.12.2007	3,3931	6,2093	6,3417	6,0572	6,0551
28.12.2007 bis 03.07.2009	1,9641	33,2193	108,6701	170,0389	206,6667
03.07.2009 bis 30.12.2010	5,8514	0,5747	0,8202	0,4991	0,4872

Tab. 10: Teststatistik-Ergebnisse des Jarque-Bera-Tests für TIPP mit m=2, Teil II

	TIPP, m=2, Modell A	TIPP, m=2, Modell B	TIPP, m=2, Modell C	TIPP, m=2, Modell D	TIPP, m=2, Modell E
06.01.1995 bis 26.12.1997	ja	ja	ja	ja	nein
26.12.1997 bis 29.12.2000	ja	ja	ja	ja	ja
29.12.2000 bis 27.12.2002	ja	ja	ja	ja	ja
27.12.2002 bis 30.12.2004	ja	ja	ja	ja	ja
30.12.2004 bis 28.12.2007	ja	nein	nein	nein	nein
28.12.2007 bis 03.07.2009	ja	nein	nein	nein	nein
03.07.2009 bis 30.12.2010	ja	ja	ja	ja	ja

Wird eine höhere Risikobereitschaft unterstellt (m=3,5 anstelle von m=2), so lassen sich die folgenden Werte ableiten:

Tab. 11: Teststatistik-Ergebnisse des Jarque-Bera-Tests für CPPI mit m=3,5, Teil I

Periode	CPPI, m=3,5, Modell A	CPPI, m=3,5, Modell B	CPPI, m=3,5, Modell C	CPPI, m=3,5, Modell D	CPPI, m=3,5, Modell E
06.01.1995 bis 26.12.1997	79,9314	56,5222	40,6903	32,3052	26,8466
26.12.1997 bis 29.12.2000	1,2513	1,7516	2,2450	11,1068	13,7730
29.12.2000 bis 27.12.2002	1,1561	7,7739	23,8633	38,8074	49,0897
27.12.2002 bis 30.12.2004	7,6163	6,3583	4,4686	3,5805	2,1124
30.12.2004 bis 28.12.2007	98,2952	27,8415	13,6313	8,7986	6,9610
28.12.2007 bis 03.07.2009	68,4391	156,3456	218,9785	242,2728	247,5759
03.07.2009 bis 30.12.2010	2,8758	4,9279	6,0674	1,9863	0,9640

Tab. 12: Teststatistik-Ergebnisse des Jarque-Bera-Tests für CPPI mit m=3,5, Teil II

Periode	CPPI, m=3,5, Modell A	CPPI, m=3,5, Modell B	CPPI, m=3,5, Modell C	CPPI, m=3,5, Modell D	CPPI, m=3,5, Modell E
06.01.1995 bis 26.12.1997	nein	nein	nein	nein	nein
26.12.1997 bis 29.12.2000	ja	ja	ja	nein	nein
29.12.2000 bis 27.12.2002	ja	nein	nein	nein	nein
27.12.2002 bis 30.12.2004	nein	nein	ja	ja	ja
30.12.2004 bis 28.12.2007	nein	nein	nein	nein	nein
28.12.2007 bis 03.07.2009	nein	nein	nein	nein	nein
03.07.2009 bis 30.12.2010	ja	ja	nein	ja	ja

Die Ergebnisse zeigen, dass bei einem höheren Multiplikator m die Annahme einer Normalverteilung häufiger als bei einem geringeren Wert für m abgelehnt werden muss, wobei hier i.d.R. – wie auch beim DAX – jeweils nur in 2 Perioden eine Normalverteilungsannahme getroffen werden kann.

Tab. 13: Teststatistik-Ergebnisse des Jarque-Bera-Tests für TIPP mit m=3,5, Teil I

Periode	TIPP, m=3,5, Modell A	TIPP, m=3,5, Modell B	TIPP, m=3,5, Modell C	TIPP, m=3,5, Modell D	TIPP, m=3,5, Modell E
06.01.1995 bis 26.12.1997	4,2909	4,9637	6,9196	9,5668	12,4863
26.12.1997 bis 29.12.2000	0,3440	1,4608	1,8654	1,6728	1,4674
29.12.2000 bis 27.12.2002	4,9444	4,1986	16,9749	31,3830	42,7772
27.12.2002 bis 30.12.2004	0,2285	0,9073	2,9322	3,9339	4,3875
30.12.2004 bis 28.12.2007	6,7112	7,9095	8,2003	8,8829	9,5873
28.12.2007 bis 03.07.2009	28,4070	156,3456	218,9785	242,2728	247,5759
03.07.2009 bis 30.12.2010	0,3354	0,3770	0,4606	1,1448	1,8225

Tab. 14: Teststatistik-Ergebnisse des Jarque-Bera-Tests für TIPP mit m=3,5, Teil II

Periode	TIPP, m=3,5, Modell A	TIPP, m=3,5, Modell B	TIPP, m=3,5, Modell C	TIPP, m=3,5, Modell D	TIPP, m=3,5, Modell E
06.01.1995 bis 26.12.1997	ja	ja	nein	nein	nein
26.12.1997 bis 29.12.2000	ja	ja	ja	ja	ja
29.12.2000 bis 27.12.2002	ja	ja	nein	nein	nein
27.12.2002 bis 30.12.2004	ja	ja	ja	ja	ja
30.12.2004 bis 28.12.2007	nein	nein	nein	nein	nein
28.12.2007 bis 03.07.2009	nein	nein	nein	nein	nein
03.07.2009 bis 30.12.2010	ja	ja	ja	ja	ja

Auch für die TIPP-Strategie gilt, dass bei einem Multiplikator von 3,5 die Annahme einer Normalverteilung in mehr Fällen verworfen werden muss als bei m=2, wobei aber insgesamt häufiger als beim DAX vom Vorliegen einer Normalverteilung ausgegangen werden kann.

Insgesamt gesehen kann festgestellt werden, dass der Einsatz vor allem der TIPP-Strategie bei Unterstellung einer in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften üblichen Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% in vielen Fällen dazu führen kann, dass eine Normalver-

teilung der Renditen gemäß Jarque-Bera-Test angenommen werden kann. Allerdings hängt dieses Ergebnis auch von der zugrunde liegenden Periode ab. So muss die Normalverteilungsannahme bzgl. der Renditen in den Perioden 30.12.2004 bis 28.12.2007 und 28.12.2007-03.07.2009 fast immer abgelehnt werden. Insbesondere die letzte Periode ist vor allem durch die Finanz- und Wirtschaftskrise gekennzeichnet.

Das Ergebnis überrascht etwas; denn bei den Renditen der durchgeführten PI-Strategien kann in vielen Fällen eher eine Normalverteilung angenommen werden, als beispielsweise bei den DAX-Renditen, obwohl PI-Strategien grundsätzlich eher ein asymmetrisches Verteilungsprofil erwarten lassen.²⁸ Inwieweit dieses Ergebnis auch von den weiteren Testverfahren bestätigt werden kann, sollen die folgenden Analysen aufzeigen.

4.2.2. Kolmogorov-Smirnow-Test

Mit dem auch als „Standardverfahren“ bezeichneten Kolmogorov-Smirnow-Test lässt sich überprüfen, ob die beobachteten Werte einer Stichprobe aus einer Grundgesamtheit mit der angenommenen theoretischen Normalverteilung stammen. Im Vergleich zum χ^2 -Test ist er für kleine Stichproben besser geeignet. Grundlage dieses Tests sind die jeweiligen kumulierten empirischen und erwarteten (theoretischen) Häufigkeitsverteilungen, wobei der maximale Abstand zwischen empirischer und erwarteter Verteilungsfunktion zugrunde liegt. Als Prüfgröße wird auf die beobachtete maximale absolute Abweichung (D_{\max}) der theoretischen von der empirischen Verteilungsfunktion, bezogen auf jeden Wert von x zurückgegriffen:²⁹

$$D_{\max} = \max |F^e(x) - F^o(x)|$$

mit

$F^e(x)$ = kumulierte Verteilungsfunktion der für die Grundgesamtheit angenommenen theoretischen Verteilung

$F^o(x)$ = kumulierte empirische Verteilungsfunktion

28 Vgl. Faber (2007), S. 12.

29 Vgl. Bley Müller/Gehlert/Gülicher (2004), S. 133; Janssen/Laatz (2010), S. 620; Lilliefors (1967), S. 399, Waldherr/Christodoulides (2010), S. 14ff.

Die Prüfgröße Z nach Kolmogorov-Smirnov (KS_Z) ermittelt sich auf Basis des Stichprobenumfangs (n) und der größten Differenz zwischen beiden kumulierten Verteilungen (D_{\max}) wie folgt:³⁰

$$KS_Z = \sqrt{n} \cdot D_{\max}$$

Kritische Werte für D_{\max} lassen sich für einen bestimmten Stichprobenumfang n bei einem gegebenen Signifikanzniveau aus entsprechenden Tabellen ablesen.

In der vorliegenden Untersuchung wird zur Ermittlung der kritischen Werte wiederum ein Signifikanzniveau von 5% zugrunde gelegt. Mit Hilfe des Statistikprogramms SPSS wird anhand der (zweiseitigen) asymptotischen Signifikanz überprüft, ob eine Normalverteilung angenommen werden kann. Fällt die zweiseitige asymptotische Signifikanz geringer aus als das Signifikanzniveau von $\alpha=5\%$, so wird die Nullhypothese (die Stichprobe stammt aus einer Grundgesamtheit mit normalverteilten Renditen) abgelehnt. Andernfalls kann festgestellt werden, dass die Annahme einer Normalverteilung nicht verworfen werden kann, so dass das Vorliegen hinreichend normalverteilter Renditen angenommen werden kann. Dabei besagt der Grenzwert von 5% allerdings, dass lediglich in 5% aller Fälle die überprüfte Renditeverteilung wirklich normalverteilt ist. Grundsätzlich gilt dabei, dass in den Fällen, in denen die Annahme einer Normalverteilung gemäß Kolmogorov-Smirnov-Test nicht verworfen werden kann, das tatsächliche Vorliegen einer Normalverteilung noch nicht bewiesen ist.³¹ Zudem ist auch die Kritik einer mangelnden Güte des Kolmogorov-Smirnov-Tests zu berücksichtigen.³²

Die SPSS-Werte für die jeweiligen PI-Strategien sind in den nachfolgenden Tabellen dargestellt, wobei zunächst die gesamten Ergebnisse für die TIPP-Strategie mit $m=2$ für die jeweiligen Zeiträume gezeigt werden, da diese Strategie gemäß dem Jarque-Bera-Test zu den meisten Fällen mit Normalverteilungsannahme führte.

30 Vgl. Janssen/Laatz (2010), S. 620.

31 Vgl. D'Agostino/Belanger/D'Agostino, Jr. (1990), S. 316.

32 Vgl. Janssen/Laatz (2010), S. 620f.; Ebermann (2011).

**Tab. 15: Kolmogorov-Smirnov-Test-Ergebnisse für DAX, REXP und TIPP mit m=2
Zeitraum 06.01.1995-26.12.1997**

		DAX	REXP	TIPP m=2, A	TIPP m=2, B	TIPP m=2, C	TIPP m=2, D	TIPP m=2, E
N		155	155	155	155	155	155	155
Parameter der Normalverteilung	Mittelwert	0,0045	0,0019	0,0021	0,0024	0,0026	0,0029	0,0031
	Standard- abweichung	0,0227	0,0042	0,0048	0,0062	0,0078	0,0096	0,0114
Extremste Diffe- renzen	Absolut	,089	,079	,060	,047	,059	,061	,061
	Positiv	,047	,051	,036	,043	,036	,031	,032
	Negativ	-,089	-,079	-,060	-,047	-,059	-,061	-,061
Kolmogorov-Smirnov-Z		1,107	,985	,750	,580	,739	,765	,763
Asymptotische Signifikanz (2-seitig)		,172	,287	,628	,890	,646	,603	,605
Annahme einer Normalverteilung?		ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja

**Tab. 16: Kolmogorov-Smirnov-Test-Ergebnisse für DAX, REXP und TIPP mit m=2
Zeitraum 26.12.1997-29.12.2000**

		DAX	REXP	TIPP m=2, A	TIPP m=2, B	TIPP m=2, C	TIPP m=2, D	TIPP m=2, E
N		157	157	157	157	157	157	157
Parameter der Normalverteilung	Mittelwert	0,0028	0,0010	0,0009	0,0012	0,0014	0,0016	0,0017
	Standard- abweichung	0,0345	0,0050	0,0053	0,0072	0,0095	0,0118	0,0143
Extremste Diffe- renzen	Absolut	,072	,059	,047	,035	,047	,065	,057
	Positiv	,041	,036	,047	,035	,047	,065	,054
	Negativ	-,072	-,059	-,035	-,029	-,044	-,057	-,057
Kolmogorov-Smirnov-Z		,904	,736	,594	,433	,585	,809	,708
Asymptotische Signifikanz (2-seitig)		,387	,651	,872	,992	,884	,529	,697
Annahme einer Normalverteilung?		ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja

**Tab. 17: Kolmogorov-Smirnov-Test-Ergebnisse für DAX, REXP und TIPP mit m=2
Zeitraum 29.12.2000-27.12.2002**

		DAX	REXP	TIPP m=2, A	TIPP m=2, B	TIPP m=2, C	TIPP m=2, D	TIPP m=2, E
N		104	104	104	104	104	104	104
Parameter der Normalverteilung	Mittelwert	-0,0079	0,0013	0,0005	-0,0002	-0,0006	-0,0011	-0,0016
	Standard- abweichung	0,0437	0,0042	0,0040	0,0059	0,0078	0,0098	0,0120
Extremste Diffe- renzen	Absolut	,035	,060	,064	,056	,057	,043	,049
	Positiv	,035	,044	,064	,056	,057	,041	,049
	Negativ	-,034	-,060	-,045	-,037	-,033	-,043	-,042
Kolmogorov-Smirnov-Z		,358	,615	,653	,569	,577	,436	,501
Asymptotische Signifikanz (2-seitig)		1,000	,844	,787	,903	,893	,991	,963
Annahme einer Normalverteilung?		ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja

**Tab. 18: Kolmogorov-Smirnov-Test-Ergebnisse für DAX, REXP und TIPP mit m=2
Zeitraum 27.12.2002-30.12.2004**

		DAX	REXP	TIPP m=2, A	TIPP m=2, B	TIPP m=2, C	TIPP m=2, D	TIPP m=2, E
N		105	105	105	105	105	105	105
Parameter der Normalverteilung	Mittelwert	0,0039	0,0010	0,0012	0,0015	0,0018	0,0020	0,0022
	Standardabweichung	0,0319	0,0042	0,0038	0,0055	0,0079	0,0107	0,0135
Extremste Differenzen	Absolut	,083	,085	,091	,050	,072	,079	,079
	Positiv	,072	,051	,048	,042	,043	,054	,062
	Negativ	-,083	-,085	-,091	-,050	-,072	-,079	-,079
Kolmogorov-Smirnov-Z		,852	,874	,931	,516	,733	,812	,809
Asymptotische Signifikanz (2-seitig)		,462	,429	,352	,953	,655	,524	,530
Annahme einer Normalverteilung?		ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja

**Tab. 19: Kolmogorov-Smirnov-Test-Ergebnisse für DAX, REXP und TIPP mit m=2
Zeitraum 30.12.2004-28.12.2007**

		DAX	REXP	TIPP m=2, A	TIPP m=2, B	TIPP m=2, C	TIPP m=2, D	TIPP m=2, E
N		156	156	156	156	156	156	156
Parameter der Normalverteilung	Mittelwert	0,0041	0,0004	0,0007	0,0011	0,0015	0,0018	0,0022
	Standardabweichung	0,0204	0,0038	0,0035	0,0043	0,0058	0,0076	0,0095
Extremste Differenzen	Absolut	,063	,048	,069	,059	,086	,072	,076
	Positiv	,046	,041	,022	,034	,036	,041	,045
	Negativ	-,063	-,048	-,069	-,059	-,086	-,072	-,076
Kolmogorov-Smirnov-Z		,790	,602	,868	,737	1,080	,899	,954
Asymptotische Signifikanz (2-seitig)		,561	,862	,438	,649	,194	,395	,323
Annahme einer Normalverteilung?		ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja

**Tab. 20: Kolmogorov-Smirnov-Test-Ergebnisse für DAX, REXP und TIPP mit m=2
Zeitraum 28.12.2007-03.07.2009**

		DAX	REXP	TIPP m=2, A	TIPP m=2, B	TIPP m=2, C	TIPP m=2, D	TIPP m=2, E
N		79	79	79	79	79	79	79
Parameter der Normalverteilung	Mittelwert	-0,0068	0,0015	0,0008	0,0000	-0,0006	-0,0012	-0,0018
	Standardabweichung	0,0535	0,0081	0,0069	0,0081	0,0096	0,0114	0,0136
Extremste Differenzen	Absolut	,111	,072	,062	,122	,145	,128	,142
	Positiv	,091	,066	,060	,072	,088	,064	,062
	Negativ	-,111	-,072	-,062	-,122	-,145	-,128	-,142
Kolmogorov-Smirnov-Z		,985	,637	,553	1,087	1,288	1,134	1,258
Asymptotische Signifikanz (2-seitig)		,287	,811	,920	,188	,072	,152	,084
Annahme einer Normalverteilung?		ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja

**Tab. 21: Kolmogorov-Smirnov-Test-Ergebnisse für DAX, REXP und TIPP mit m=2
Zeitraum 03.07.2009-30.12.2010**

		DAX	REXP	TIPP m=2, A	TIPP m=2, B	TIPP m=2, C	TIPP m=2, D	TIPP m=2, E
N		78	78	78	78	78	78	78
Parameter der Normalverteilung	Mittelwert	0,0049	0,0009	0,0013	0,0017	0,0020	0,0024	0,0028
	Standard- abweichung	0,0263	0,0045	0,0039	0,0050	0,0071	0,0095	0,0120
Extremste Diffe- renzen	Absolut	,076	,051	,091	,047	,064	,065	,053
	Positiv	,074	,046	,055	,047	,064	,065	,041
	Negativ	-,076	-,051	-,091	-,045	-,052	-,047	-,053
Kolmogorov-Smirnov-Z		,668	,454	,807	,412	,564	,575	,468
Asymptotische Signifikanz (2-seitig)		,764	,986	,532	,996	,908	,895	,981
Annahme einer Normalverteilung?		ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja

Aus den Werten in den Tabellen kann abgeleitet werden, dass in allen betrachteten Fällen die zweiseitige asymptotische Signifikanz z.T. deutlich oberhalb des zugrunde gelegten Signifikanzniveaus von 0,05 liegt und somit die Normalverteilungsannahme nicht verworfen werden kann. Damit können die Werte gemäß Kolmogorov-Smirnov-Test (KS-Test) als hinreichend normalverteilt angesehen werden.³³

Im Folgenden werden nunmehr lediglich die Werte für die zweiseitige asymptotische Signifikanz dargestellt. Auch für m=3,5 kann für sämtliche untersuchten Fälle gemäß KS-Test die Normalverteilung für die TIPP-Strategie angenommen werden.

**Tab. 22: Kolmogorov-Smirnov-Test-Ergebnisse für TIPP mit m=3,5
(Werte für die zweiseitige asymptotische Signifikanz)**

Periode	TIPP, m=3,5, Modell A	TIPP, m=3,5, Modell B	TIPP, m=3,5, Modell C	TIPP, m=3,5, Modell D	TIPP, m=3,5, Modell E
06.01.1995 bis 26.12.1997	,766	,705	,668	,527	,391
26.12.1997 bis 29.12.2000	,988	,805	,702	,818	,856
29.12.2000 bis 27.12.2002	,492	,860	,766	,454	,318
27.12.2002 bis 30.12.2004	,945	,470	,498	,515	,473
30.12.2004 bis 28.12.2007	,800	,253	,262	,447	,520
28.12.2007 bis 03.07.2009	,318	,139	,155	,171	,121
03.07.2009 bis 30.12.2010	,998	,897	,883	,774	,807

33 Vgl. Bühl (2006), S. 333.

**Tab. 23: Kolmogorov-Smirnov-Test-Ergebnisse für CPPI mit m=2
(Werte für die zweiseitige asymptotische Signifikanz)**

Periode	CPPI, m=2, Modell A	CPPI, m=2, Modell B	CPPI, m=2, Modell C	CPPI, m=2, Modell D	CPPI, m=2, Modell E
06.01.1995 bis 26.12.1997	,006	,008	,013	,011	,044
26.12.1997 bis 29.12.2000	,473	,448	,746	,584	,403
29.12.2000 bis 27.12.2002	,453	,940	,889	,973	,916
27.12.2002 bis 30.12.2004	,961	,580	,566	,487	,500
30.12.2004 bis 28.12.2007	,111	,077	,191	,213	,344
28.12.2007 bis 03.07.2009	,586	,122	,072	,152	,084
03.07.2009 bis 30.12.2010	,969	,929	,940	,737	,794

Wie die Tabelle zeigt, kann die Annahme einer Normalverteilung auch für die CPPI-Strategie bei einem Multiplikator von m=2 mit Ausnahme der 1. Periode in den übrigen Fällen nicht verworfen werden. Dies gilt auch für einen Multiplikator in Höhe von 3,5:

**Tab. 24: Kolmogorov-Smirnov-Test-Ergebnisse für CPPI mit m=3,5
(Werte für die zweiseitige asymptotische Signifikanz)**

Periode	CPPI, m=3,5, Modell A	CPPI, m=3,5, Modell B	CPPI, m=3,5, Modell C	CPPI, m=3,5, Modell D	CPPI, m=3,5, Modell E
06.01.1995 bis 26.12.1997	,025	,049	,118	,172	,186
26.12.1997 bis 29.12.2000	,408	,443	,402	,247	,277
29.12.2000 bis 27.12.2002	,895	,700	,727	,402	,233
27.12.2002 bis 30.12.2004	,422	,429	,396	,352	,396
30.12.2004 bis 28.12.2007	,102	,167	,378	,471	,525
28.12.2007 bis 03.07.2009	,201	,139	,155	,171	,121
03.07.2009 bis 30.12.2010	,867	,499	,504	,563	,692

Insgesamt gesehen können in fast allen Fällen gemäß KS-Test die Werte als hinreichend normalverteilt angesehen werden, obwohl es sich um Portfolio Insurance-Strategien handelt, bei denen eher ein asymmetrisches Renditeprofil zu erwarten ist.

4.2.3. Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test

Für den Fall, dass die theoretische Verteilung mit ihren Parametern nicht bekannt ist und somit Mittelwert und Varianz aus einer Stichprobe geschätzt werden müssen, gilt der Kolmogorov-Smirnov-Test (KS-Test) als sehr konservativ. Dies bedeutet, dass die Nullhypothese zu lange beibehalten wird. Aus diesem Grund wird empfohlen, die nach Lilliefors korrigierten kritischen Werte zu verwenden. Sofern die Parameter der Verteilung aus der Stichprobe geschätzt werden, kann von einem genaueren Ergebnis als beim einfachen KS-Test ausgegangen werden. Entsprechend stellt der Lilliefors-Test eine Modifikation

des KS-Tests dar. Anders als beim KS-Test, bei dem geprüft wird, ob die Verteilung eine Normalform mit bestimmten Parametern aufweist, wird beim Lilliefors-Test analysiert, ob eine Variable überhaupt normalverteilt ist bzw. die Variable irgendeiner Normalverteilung entspricht.³⁴

Sofern – bei Unterstellung eines Signifikanzniveaus von wiederum 5% – in den nachfolgenden Tabellen der mit Hilfe von SPSS ermittelte Wert geringer ausfällt als 0,05, muss die Nullhypothese (die Renditen sind normalverteilt) zurückgewiesen werden. Andernfalls kann eine Normalverteilung angenommen werden.³⁵

Neben dem Lilliefors-Test soll schließlich noch der Shapiro-Wilk-Test zur Prüfung auf Normalverteilung in die Untersuchung eingebunden werden. Dieser Test ist nur zur Prüfung der Normalverteilungsannahme geeignet und weist unter vergleichbaren Tests die beste Teststärke auf. Er wird auch als exzellenter Test bezeichnet. Ursprünglich ist er für kleinere Stichproben ($n < 50$) entwickelt worden, wurde später aber auch für große Stichproben ($3 \leq n \leq 5000$) neu konzipiert.³⁶

Auch für den Shapiro-Wilk-Test wird wiederum ein Signifikanzniveau von 5% unterstellt. Sofern der entsprechend ausgewiesene Signifikanzwert geringer ausfällt als 0,05, wird die Nullhypothese wiederum zurückgewiesen, so dass angenommen werden kann, dass die beobachteten Renditen in diesem Fall nicht normalverteilt sind.³⁷

Bei der Analyse der PI-Strategien konnten die nachfolgenden Ergebnisse ermittelt werden, wobei wiederum beispielhaft die Werte für DAX und REXP sowie für die TIPP-Strategie mit $m=2$ angegeben sind. Die übrigen Werte finden sich im Anhang.

34 Vgl. Lilliefors (1967), S. 399ff.; Bleymüller/Gehlert/Gülicher (2004), S. 135; Bühl (2006), S. 234; Waldherr/Christodoulides (2010), S. 19; Janssen/Laatz (2010), S. 259; Diehl/Staufenbiel (2007), S. 193f.

35 Vgl. Bühl (2006), S. 234.

36 Vgl. Shapiro/Wilk (1965), S. 591ff.; Janssen/Laatz (2010), S. 259; D'Agostino/Belanger/D'Agostino Jr. (1990), S. 316; Razali/Wah (2011), S. 25.

37 Vgl. Bühl (2006), S. 234; Janssen/Laatz (2010), S. 259, Laerd Statistics (ohne Datum); Toribio (2010).

Tab. 25: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und TIPP mit m=2, Zeitraum 06.01.1995-26.12.1997

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,089	155	,004	,967	155	,001
REXP	,079	155	,019	,970	155	,002
TIPP_m2_A	,060	155	,200*	,984	155	,062
TIPP_m2_B	,047	155	,200*	,982	155	,037
TIPP_m2_C	,059	155	,200*	,980	155	,024
TIPP_m2_D	,061	155	,200*	,977	155	,011
TIPP_m2_E	,061	155	,200*	,975	155	,006

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 26: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und TIPP mit m=2, Zeitraum 26.12.1997-29.12.2000

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,072	157	,044	,978	157	,013
REXP	,059	157	,200*	,982	157	,043
TIPP_m2_A	,047	157	,200*	,991	157	,383
TIPP_m2_B	,035	157	,200*	,995	157	,889
TIPP_m2_C	,047	157	,200*	,993	157	,633
TIPP_m2_D	,065	157	,200*	,991	157	,424
TIPP_m2_E	,057	157	,200*	,990	157	,372

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 27: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und TIPP mit m=2, Zeitraum 29.12.2000-27.12.2002

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,035	104	,200*	,994	104	,948
REXP	,060	104	,200*	,985	104	,289
TIPP_m2_A	,064	104	,200*	,977	104	,069
TIPP_m2_B	,056	104	,200*	,988	104	,514
TIPP_m2_C	,057	104	,200*	,992	104	,779
TIPP_m2_D	,043	104	,200*	,989	104	,523
TIPP_m2_E	,049	104	,200*	,986	104	,339

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 28: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und TIPP mit m=2, Zeitraum 27.12.2002-30.12.2004

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,083	105	,070	,971	105	,021
REXP	,085	105	,057	,966	105	,009
TIPP_m2_A	,091	105	,033	,977	105	,069
TIPP_m2_B	,050	105	,200*	,989	105	,518
TIPP_m2_C	,072	105	,200*	,991	105	,687
TIPP_m2_D	,079	105	,102	,989	105	,518
TIPP_m2_E	,079	105	,108	,987	105	,394

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 29: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und TIPP mit m=2, Zeitraum 30.12.2004-28.12.2007

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,063	156	,200*	,983	156	,052
REXP	,048	156	,200*	,992	156	,547
TIPP_m2_A	,069	156	,063	,991	156	,477
TIPP_m2_B	,059	156	,200*	,978	156	,013
TIPP_m2_C	,086	156	,006	,977	156	,012
TIPP_m2_D	,072	156	,047	,981	156	,028
TIPP_m2_E	,076	156	,027	,982	156	,040

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 30: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und TIPP mit m=2, Zeitraum 28.12.2007-03.07.2009

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,111	79	,018	,926	79	,000
REXP	,072	79	,200*	,975	79	,118
TIPP_m2_A	,062	79	,200*	,982	79	,313
TIPP_m2_B	,122	79	,005	,950	79	,004
TIPP_m2_C	,145	79	,000	,913	79	,000
TIPP_m2_D	,128	79	,003	,894	79	,000
TIPP_m2_E	,142	79	,000	,884	79	,000

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Auch für die übrigen betrachteten Strategievvarianten lassen sich die Ergebnisse entsprechend zusammenfassen:

Tab. 35: Zusammenfassung der Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für TIPP mit m=3,5

Periode	TIPP, m=3,5, Modell A		TIPP, m=3,5, Modell B		TIPP, m=3,5, Modell C		TIPP, m=3,5, Modell D		TIPP, m=3,5, Modell E	
	LF	SW	LF	SW	LF	SW	LF	SW	LF	SW
06.01.1995 bis 26.12.1997	ja	nein	ja	nein	ja	nein	ja	nein	nein	nein
26.12.1997 bis 29.12.2000	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
29.12.2000 bis 27.12.2002	ja	ja	ja	ja	ja	nein	ja	nein	nein	nein
27.12.2002 bis 30.12.2004	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
30.12.2004 bis 28.12.2007	ja	nein	nein	nein	nein	nein	ja	nein	ja	nein
28.12.2007 bis 03.07.2009	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein
03.07.2009 bis 30.12.2010	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja

Tab. 36: Zusammenfassung der Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für CPPI mit m=2

Periode	CPPI, m=2, Modell A		CPPI, m=2, Modell B		CPPI, m=2, Modell C		CPPI, m=2, Modell D		CPPI, m=2, Modell E	
	LF	SW	LF	SW	LF	SW	LF	SW	LF	SW
06.01.1995 bis 26.12.1997	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein
26.12.1997 bis 29.12.2000	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
29.12.2000 bis 27.12.2002	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
27.12.2002 bis 30.12.2004	ja	nein	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
30.12.2004 bis 28.12.2007	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein
28.12.2007 bis 03.07.2009	ja	ja	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein
03.07.2009 bis 30.12.2010	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja

Tab. 37: Zusammenfassung der Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für CPPI mit m=3,5

Periode	CPPI, m=3,5, Modell A		CPPI, m=3,5, Modell B		CPPI, m=3,5, Modell C		CPPI, m=3,5, Modell D		CPPI, m=3,5, Modell E	
	LF	SW	LF	SW	LF	SW	LF	SW	LF	SW
06.01.1995 bis 26.12.1997	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein
26.12.1997 bis 29.12.2000	ja	ja	ja	ja	nein	ja	nein	nein	nein	nein
29.12.2000 bis 27.12.2002	ja	ja	ja	nein	ja	nein	nein	nein	nein	nein
27.12.2002 bis 30.12.2004	ja	nein	ja	nein	nein	ja	nein	ja	nein	ja
30.12.2004 bis 28.12.2007	nein	nein	nein	nein	nein	nein	ja	nein	ja	nein
28.12.2007 bis 03.07.2009	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein	nein
03.07.2009 bis 30.12.2010	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja

Zusammenfassend zeigen die Ergebnisse des Lilliefors- und des Shapiro-Wilk-Tests, dass bei den PI-Strategievvarianten insgesamt etwas häufiger eine Normalverteilung angenom-

men werden kann als beim DAX. Dies gilt vor allem für die Varianten mit einem geringen anfänglichen Aktienexposure. Damit können die Ergebnisse des Jarque-Bera-Tests bestätigt werden.

Grundsätzlich ist bei den vorgestellten Tests auf Normalverteilung zu berücksichtigen, dass ein valider Nachweis der (annähernden) Normalverteilung eines bestimmten Merkmals bei kleinen Stichproben kaum erbracht werden kann, so dass große bis sehr große Stichprobenumfänge erforderlich sind.³⁸

Zudem ist darauf hinzuweisen, dass das Signifikanzniveau von 5% relativ gering erscheint. Dieses Signifikanzniveau könnte sich daher auch eher für den Fall empfehlen, dass gezeigt werden soll, dass die Alternativhypothese (Die Verteilung eines Merkmals stimmt nicht mit der Normalverteilung überein) belegt werden soll. Zur Prüfung der Nullhypothese wird daher auch empfohlen auf ein Signifikanzniveau von 20% zurückzugreifen. Entsprechend würde in den o.g. Tabellen in mehreren Fällen nicht mehr von einer hinreichend normalverteilten Rendite ausgegangen werden können.³⁹ Da aber in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften das Signifikanzniveau von 5% als übliche Irrtumswahrscheinlichkeit gilt, wird sie auch im Rahmen der vorliegenden Untersuchung zugrunde gelegt.⁴⁰

5. Zusammenfassung

Zur Erfolgsbeurteilung von Portfolio Insurance-Strategien (PI-Strategien) werden oftmals Performancemaße herangezogen, die auf dem symmetrischen Risikomaß der Standardabweichung bzw. Varianz basieren, obwohl in der Literatur darauf hingewiesen wird, dass symmetrische Risikomaße zur Beurteilung von PI-Strategien aufgrund der Asymmetrie der Renditeverteilungen nur eingeschränkt geeignet seien. Vor diesem Hintergrund ist eine empirische Untersuchung bezüglich der Renditeverteilung von PI-Strategien von besonderem Interesse.

In der vorliegenden Analyse werden die PI-Strategien CPPI und TIPP im Hinblick auf das Vorliegen einer Normalverteilung der Renditen überprüft. Dazu wird auf die folgenden Verfahren zurückgegriffen: Jarque-Bera-Test, Kolmogorov-Smirnov-Test, Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test. Während es sich bei dem Jarque-Bera-Test um ein auf den Vertei-

38 Vgl. Diehl/Staufenbiel (2007), S. 197.

39 Vgl. Diehl/Staufenbiel (2007), S. 191 sowie Bortz/Lienert/Boehnke (2000), S. 320, zitiert bei Diehl/Staufenbiel (2007), S. 191.

40 Vgl. Poddig/Dichtl/Petersmeier (2003), S. 338f. und S. 344.

lungsmomenten einer empirischen Verteilung beruhendes Verfahren handelt, zählen der Kolmogorov-Smirnov-Test und der Lilliefors-Test zu den Verfahren, die sich auf die Abweichung einer empirischen von einer theoretischen Verteilungsfunktion beziehen. Der Shapiro-Wilk-Test schließlich kann den auf der Korrelation von Ordnungsstatistiken beruhenden Verfahren zugeordnet werden.⁴¹ Unterstellt wird dabei jeweils eine in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften übliche Irrtumswahrscheinlichkeit von 5%. Die Untersuchung wird auf der Basis wöchentlicher Renditen vorgenommen.

Der Jarque-Bera-Test hat gezeigt, dass für einen Multiplikator (Ausdruck der Risikoneigung des Anlegers) von $m=2$ bei der CPPI-Strategie trotz der bei Wertsicherungsstrategien angenommenen asymmetrischen Renditeverteilung dennoch im Vergleich zum DAX in deutlich mehr Fällen von einer Normalverteilung ausgegangen werden kann. Für die TIPP-Strategie ist dies sogar noch häufiger der Fall. Wird eine höhere Risikobereitschaft unterstellt ($m=3,5$ anstelle von $m=2$), so zeigen die CPPI-Ergebnisse, dass die Annahme einer Normalverteilung häufiger als bei einem geringeren Wert für m abgelehnt werden muss, wobei hier i.d.R. – wie auch beim DAX – jeweils nur in 2 Perioden eine Normalverteilungsannahme getroffen werden kann. Auch für die TIPP-Strategie gilt, dass bei einem Multiplikator von 3,5 die Annahme einer Normalverteilung in mehr Fällen verworfen werden muss als bei $m=2$, wobei aber insgesamt häufiger als beim DAX vom Vorliegen einer Normalverteilung ausgegangen werden kann.

Die Anwendung des Kolmogorov-Smirnov-Tests (KS-Tests) führt dazu, dass in fast allen Fällen die Werte als hinreichend normalverteilt angesehen werden können. Allerdings ist dabei zu beachten, dass für den Fall, dass die theoretische Verteilung mit ihren Parametern nicht bekannt ist und somit Mittelwert und Varianz aus einer Stichprobe geschätzt werden müssen, der KS-Test als sehr konservativ gilt. Dies bedeutet, dass die Nullhypothese zu lange beibehalten wird. Aus diesem Grund wird empfohlen, die nach Lilliefors korrigierten kritischen Werte zu verwenden. Sofern die Parameter der Verteilung aus der Stichprobe geschätzt werden, kann von einem genaueren Ergebnis als beim einfachen KS-Test ausgegangen werden. Somit handelt es sich bei dem Lilliefors-Test um eine Modifikation des KS-Tests.

Schließlich zeigen die Ergebnisse des Lilliefors- und des Shapiro-Wilk-Tests, dass bei den PI-Strategievarianten insgesamt etwas häufiger eine Normalverteilung angenommen

41 Vgl. Schmidt (2010), S. 7. Zu einem Vergleich weiterer Tests auf Normalverteilung vgl. z.B. Seier (2002), S. 1ff.

werden kann als beim reinen Aktienportfolio in Form des DAX. Dies gilt vor allem für die Varianten mit einem geringen anfänglichen Aktienexposure. Die Ergebnisse des Jarque-Bera-Tests lassen sich somit bestätigen.

Damit hat die Analyse gezeigt, dass bei Unterstellung einer in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften üblichen Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% die Normalverteilung der Renditen von PI-Strategien oftmals angenommen werden kann – sogar häufiger als bei einer reinen Aktienanlage. Die Anwendung symmetrischer Risikomaße zur Erfolgsbeurteilung von PI-Strategien kann somit in vielen Fällen nicht abgelehnt werden. In besonderen Börsenphasen wie insbesondere zwischen 2007 und 2009 (geprägt durch die Finanz- und Wirtschaftskrise) kann allerdings eher nicht von einer Normalverteilung der Renditen ausgegangen werden – dies gilt auch für eine reine Aktienanlage.

Zu berücksichtigen ist aber, dass bei einem höheren Signifikanzniveau als 5% häufiger eine Normalverteilung (signifikant) abgelehnt werden müsste.

Die Überprüfung einer Normalverteilungsannahme ist aber auch für weitergehende PI-Strategien (z.B. globale PI Strategien bzw. PI-Strategien mit Derivaten) zu empfehlen. Insofern wären weitere Forschungsarbeiten auf diesem Gebiet zu begrüßen.

Literaturverzeichnis

- Albrecht, T.* (1999): Asset Allocation und Zeithorizont, Reihe Portfoliomanagement, hrsg. v. Steiner, M., Band 12, Bad Soden 1999.
- Bauer, C.* (1992): Das Risiko von Aktienanlagen – Die fundamentale Analyse und Schätzung von Aktienrisiken, Köln 1992.
- Bleymüller, J./Gehlert, G./Gülicher, H.* (2004): Statistik für Wirtschaftswissenschaftler, 14. Aufl., München 2004.
- Bortz, J./Lienert, G.A./Boehnke, L.* (2000): Verteilungsfreie Methoden in der Biostatistik, 2. Aufl., Berlin 2000.
- Bossert, T./Burzin, C.* (2002): Dynamische Absicherung von Aktienportfolios – Constant Proportion Portfolio Insurance, in: Handbuch Portfoliomanagement, hrsg. v. Kleeberg, J. M./Rehugler, H., 2. Aufl., Bad Soden 2002, S. 129-157.
- Braun, T.* (1993): Assessing Stop-Loss and Constant Proportion Portfolio Insurance: The Impact of Transaction Costs, in: Geld, Finanzwirtschaft, Banken und Versicherungen, hrsg. v. Hipp, C. u.a., Karlsruhe 1993, S. 243-258.
- Bruns, C./Meyer-Bullerdiek, F.* (2008): Professionelles Portfoliomanagement, 4. Aufl., Stuttgart 2008.
- Brys, G./Hubert, M./Struyf, A.* (2004): A Robustification of the Jarque-Bera Test of Normality, Compstat 2004 Symposium, 2004, S. 753-760, <http://wis.kuleuven.be/stat/robust/Papers/tailweightCOMPSTAT04.pdf>, Abfragedatum: 25.03.2011.
- Bühl, A.* (2006): SPSS 14 – Einführung in die moderne Datenanalyse, 10. Aufl., München 2006.
- D'Agostino, R.B./Belanger, A./D'Agostino, Jr., R.B.* (1990): A Suggestion for Using Powerful and Informative Tests of Normality, in: The American Statistician, Vol. 44, November 1990, No. 4, S. 316-321.
- Diehl, J. M./Staufenbiel, T.* (2007): Statistik mit SPSS für Windows, Version 15, Eschborn 2007.
- Ebermann, E.* (2011): Grundlagen statistischer Auswertungsverfahren, Institut für Kultur- und Sozialanthropologie der Universität Wien, <http://www.univie.ac.at/ksa/elearning/cp/quantitative/quantitative-62.html>; Abfragedatum: 17.10.2011.
- Ebertz, T./Schlenger, C.* (1995): Absicherungsstrategie für institutionelle Portfolios, in: Die Bank, o. Jg., 1995, S. 302-307.
- Edwards, R.D./Magee, J.* (1991): Technische Analyse von Aktientrends, 6. Auflage, Darmstadt 1991.

- Estep, T./Kritzman, M.* (1988): TIPP: Insurance without complexity, in: *Journal of Portfolio Management*, 14. Jg., Summer 1988, S. 38-42.
- Faber, P.* (2007): *Wertsicherung von Aktienanlagen*, Wiesbaden 2007.
- Hagen, E.U.* (2002): *Portfolio-Insurance-Strategien – Eine Analyse zur Absicherung von Aktienanlagen in der Kapitallebensversicherung*, Wiesbaden 2002.
- Hohmann, R.* (1996): *Portfolio Insurance in Deutschland – Strategien gegen Aktienkursverluste*, Wiesbaden 1996.
- Howard, C.T./D'Antonio, L.J.* (1986): Treasury Bill Futures as a Hedging Tool: A Risk-Return Approach, in: *Journal of Financial Research*, 9. Jg., 1986, Heft 1, S. 25-39.
- Janssen, J./Laatz, W.* (2010): *Statistische Datenanalyse mit SPSS*, 7. Aufl., Berlin/Heidelberg 2010.
- Johnson, L.L.* (1960): The Theory of Hedging and Speculation in Commodity Futures, in: *Review of Economic Studies*, 27. Jg., 1960, S. 139-151.
- Kingston, G.* (1988): *Theoretical Foundations of Constant-Proportion Portfolio Insurance*, Working Papers in Economics, Sydney, Australia, The University of Sydney Australia, 1988.
- Laerd Statistics* (Hrsg., ohne Datum): *Testing for Normality using SPSS*, <http://statistics.laerd.com/spss-tutorials/testing-for-normality-using-spss-statistics.php>, Abfragedatum: 17.10.2011.
- Seier, E.* (2002). *Comparison of Tests for Univariate Normality*. Working Paper, East Tennessee State University, USA , 1-17.
- Lilliefors, H.W.* (1967): On the Kolmogorov-Smirnov Test for Normality with Mean and Variance Unknown, in: *Journal of the American Statistical Association*, 62. Jg., Nr. 318, Juni 1967, S. 399-402.
- Meyer-Bullerdiel, F./Schulz, M.* (2004): *Dynamische Portfolio Insurance Strategien ohne Derivate im Rahmen der privaten Vermögensverwaltung*, Reihe Bank- und Finanzwirtschaft, Bd. 3, Frankfurt a.M. et al. 2004.
- o.V.* (2011): *Jarque-Bera Test*, http://mars.wiwi.hu-berlin.de/mediawiki/mmstat_de/index.php/Tests_-_AQM-Jarque-Bera, Abfragedatum: 30.06. 2011.
- Poddig, T./Dichtl, H./Petersmeier, K.* (2003): *Statistik, Ökonometrie, Optimierung*, 3. Aufl., Bad Soden 2003.
- Prokop, J.:* (2002): *Die Begrenzung von Verlustrisiken bei der Aktienanlage – Moderne Portfolio Insurance-Konzepte auf dem Prüfstand*, Marburg 2002.
- Razali, N.M./Wah, Y.B.* (2011): Power Comparisons of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors and Anderson-Darling tests, in: *Journal of Statistical Modeling and Analytics*, Vol. 2, 2011, No. 1, S. 21-31.

- Rudolf, M.* (1994): Algorithms for Portfolio Optimization and Portfolio Insurance, Bern u.a. 1994.
- Schmidt, A.* (2010): Normalverteilungsannahme und Transformationen bei Regressionen, Ergänzender Beitrag zu: Methodik der empirischen Forschung, hrsg. v. Albers, S. u.a., 3. Aufl., Wiesbaden 2009, http://www.bwl.uni-kiel.de/bwlinstitute/grad-kolleg/new/typo3conf/ext/naw_securedl/secure.php?u=0&file=/fileadmin/publications/pdf/2010_Methodik_der_empirischen_Forschung_-_Normalverteilungsannahme__Arne_Schmidt_.pdf&t=1272745396&hash=047d8763f4331cf740a478480fd48464, Abfragedatum: 17.10.2011.
- Seier, E.* (2002): Comparison of Tests for Univariate Normality, East Tennessee State University, <http://interstat.statjournals.net/YEAR/2002/articles/0201001.pdf>, Abfragedatum: 17.10.2011.
- Shapiro, S.S./Wilk, M.B.* (1965): An analysis of variance test for normality (complete samples), in: Biometrika, Vol. 52, 1965, S. 591-611.
- Steiner, M./Bruns, C.* (2007): Wertpapiermanagement, 9. Aufl., Stuttgart 2007.
- Uhlmann, R.* (2008): Portfolio Insurance – CPPI im Vergleich zu anderen Strategien, Bern/Stuttgart/Wien 2008.
- Waldherr, K./Christodoulides, P.* (2010): Psychologische Methodenlehre und Statistik II, Vorlesungsunterlagen, Universität Wien, Sommersemester 2010, http://psychologie.univie.ac.at/fileadmin/user_upload/inst_psy_grundlagen/files/methodenlehre/stat_II/2010SS/Vorlesungsunterlagen_f%C3%BCr_2010-04-14/statistik_14042010_hp.pdf, Abfragedatum: 15.10.2011.
- Toribio, S. G.* (2010): Reading SPSS Output, Unterlagen zur Lehrveranstaltung PASW/SPSS-Lecture, University of Wisconsin, http://www.uwlax.edu/faculty/toribio/other/reading_spss_output.pdf, Abfragedatum: 17.10.2011.
- Wingenroth, T.* (2004): Risikomanagement für Corporate Bonds – Modellierung von Spreadrisiken im Investment-Grade-Bereich, Bad Soden 2004.
- Wittrock, C.* (1995): Messung und Analyse der Performance von Wertpapierportfolios, Bad Soden 1995.
- Yau, J./Savanayana, U./Schneeweis, T.* (1991): Alternative Performance Models in Interest Rate Futures, in: A Review and Analysis in Rational Expectations and Efficiency in Futures Markets, hrsg. v. Goss, B.A., London 1991, S. 167-189.

Anhang

Tab. 38: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und CPPI mit m=2, Zeitraum 06.01.1995-26.12.1997

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,089	155	,004	,967	155	,001
REXP	,079	155	,019	,970	155	,002
CPPI_m2_A	,136	155	,000	,901	155	,000
CPPI_m2_B	,134	155	,000	,904	155	,000
CPPI_m2_C	,127	155	,000	,918	155	,000
CPPI_m2_D	,129	155	,000	,934	155	,000
CPPI_m2_E	,111	155	,000	,947	155	,000

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

Tab. 39: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und CPPI mit m=2, Zeitraum 26.12.1997-29.12.2000

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,072	157	,044	,978	157	,013
REXP	,059	157	,200*	,982	157	,043
CPPI_m2_A	,067	157	,078	,991	157	,444
CPPI_m2_B	,069	157	,067	,992	157	,525
CPPI_m2_C	,054	157	,200*	,992	157	,478
CPPI_m2_D	,062	157	,200*	,991	157	,377
CPPI_m2_E	,071	157	,050	,989	157	,285

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 40: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und CPPI mit m=2, Zeitraum 29.12.2000-27.12.2002

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,035	104	,200*	,994	104	,948
REXP	,060	104	,200*	,985	104	,289
CPPI_m2_A	,084	104	,067	,977	104	,064
CPPI_m2_B	,052	104	,200*	,991	104	,713
CPPI_m2_C	,057	104	,200*	,991	104	,714
CPPI_m2_D	,048	104	,200*	,988	104	,445
CPPI_m2_E	,055	104	,200*	,986	104	,320

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 41: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und CPPI mit m=2, Zeitraum 27.12.2002-30.12.2004

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,083	105	,070	,971	105	,021
REXP	,085	105	,057	,966	105	,009
CPPI_m2_A	,049	105	,200*	,975	105	,043
CPPI_m2_B	,076	105	,157	,980	105	,123
CPPI_m2_C	,077	105	,144	,983	105	,202
CPPI_m2_D	,082	105	,082	,985	105	,311
CPPI_m2_E	,081	105	,088	,987	105	,404

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 42: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und CPPI mit m=2, Zeitraum 30.12.2004-28.12.2007

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,063	156	,200*	,983	156	,052
REXP	,048	156	,200*	,992	156	,547
CPPI_m2_A	,096	156	,001	,961	156	,000
CPPI_m2_B	,102	156	,000	,953	156	,000
CPPI_m2_C	,087	156	,006	,953	156	,000
CPPI_m2_D	,085	156	,008	,955	156	,000
CPPI_m2_E	,075	156	,032	,963	156	,000

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 43: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und CPPI mit m=2, Zeitraum 28.12.2007-03.07.2009

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,111	79	,018	,926	79	,000
REXP	,072	79	,200*	,975	79	,118
CPPI_m2_A	,087	79	,200*	,977	79	,173
CPPI_m2_B	,133	79	,001	,944	79	,002
CPPI_m2_C	,145	79	,000	,913	79	,000
CPPI_m2_D	,128	79	,003	,894	79	,000
CPPI_m2_E	,142	79	,000	,884	79	,000

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 44: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und CPPI mit m=2, Zeitraum 03.07.2009-30.12.2010

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,076	78	,200*	,986	78	,536
REXP	,051	78	,200*	,985	78	,500
CPPI_m2_A	,056	78	,200*	,986	78	,565
CPPI_m2_B	,062	78	,200*	,986	78	,533
CPPI_m2_C	,060	78	,200*	,987	78	,605
CPPI_m2_D	,078	78	,200*	,986	78	,533
CPPI_m2_E	,073	78	,200*	,986	78	,540

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 45: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und TIPP mit m=3,5, Zeitraum 06.01.1995-26.12.1997

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,089	155	,004	,967	155	,001
REXP	,079	155	,019	,970	155	,002
TIPP_m3.5_A	,054	155	,200*	,982	155	,044
TIPP_m3.5_B	,057	155	,200*	,978	155	,013
TIPP_m3.5_C	,058	155	,200*	,972	155	,003
TIPP_m3.5_D	,065	155	,200*	,966	155	,001
TIPP_m3.5_E	,072	155	,046	,962	155	,000

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 46: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und TIPP mit m=3,5, Zeitraum 26.12.1997-29.12.2000

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,072	157	,044	,978	157	,013
REXP	,059	157	,200*	,982	157	,043
TIPP_m3.5_A	,036	157	,200*	,996	157	,949
TIPP_m3.5_B	,051	157	,200*	,993	157	,596
TIPP_m3.5_C	,056	157	,200*	,990	157	,366
TIPP_m3.5_D	,051	157	,200*	,992	157	,490
TIPP_m3.5_E	,048	157	,200*	,993	157	,611

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 47: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und TIPP mit m=3,5, Zeitraum 29.12.2000-27.12.2002

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,035	104	,200*	,994	104	,948
REXP	,060	104	,200*	,985	104	,289
TIPP_m3.5_A	,082	104	,084	,980	104	,114
TIPP_m3.5_B	,059	104	,200*	,980	104	,123
TIPP_m3.5_C	,065	104	,200*	,963	104	,005
TIPP_m3.5_D	,084	104	,067	,947	104	,000
TIPP_m3.5_E	,094	104	,025	,940	104	,000

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 48: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und TIPP mit m=3,5, Zeitraum 27.12.2002-30.12.2004

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,083	105	,070	,971	105	,021
REXP	,085	105	,057	,966	105	,009
TIPP_m3.5_A	,051	105	,200*	,987	105	,422
TIPP_m3.5_B	,083	105	,074	,988	105	,494
TIPP_m3.5_C	,081	105	,087	,983	105	,209
TIPP_m3.5_D	,080	105	,096	,981	105	,146
TIPP_m3.5_E	,082	105	,075	,979	105	,103

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 49: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und TIPP mit m=3,5, Zeitraum 30.12.2004-28.12.2007

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,063	156	,200*	,983	156	,052
REXP	,048	156	,200*	,992	156	,547
TIPP_m3.5_A	,052	156	,200*	,980	156	,023
TIPP_m3.5_B	,081	156	,013	,973	156	,004
TIPP_m3.5_C	,081	156	,015	,978	156	,014
TIPP_m3.5_D	,069	156	,066	,978	156	,015
TIPP_m3.5_E	,065	156	,200*	,978	156	,015

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 50: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und TIPP mit m=3,5, Zeitraum 28.12.2007-03.07.2009

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,111	79	,018	,926	79	,000
REXP	,072	79	,200*	,975	79	,118
TIPP_m3.5_A	,108	79	,024	,952	79	,005
TIPP_m3.5_B	,130	79	,002	,900	79	,000
TIPP_m3.5_C	,127	79	,003	,875	79	,000
TIPP_m3.5_D	,125	79	,004	,855	79	,000
TIPP_m3.5_E	,133	79	,001	,840	79	,000

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 51: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und TIPP mit m=3,5, Zeitraum 03.07.2009-30.12.2010

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,076	78	,200*	,986	78	,536
REXP	,051	78	,200*	,985	78	,500
TIPP_m3.5_A	,044	78	,200*	,993	78	,961
TIPP_m3.5_B	,065	78	,200*	,986	78	,571
TIPP_m3.5_C	,066	78	,200*	,990	78	,780
TIPP_m3.5_D	,075	78	,200*	,986	78	,546
TIPP_m3.5_E	,072	78	,200*	,982	78	,346

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 52: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und CPPI mit m=3,5, Zeitraum 06.01.1995-26.12.1997

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,089	155	,004	,967	155	,001
REXP	,079	155	,019	,970	155	,002
CPPI_m3.5_A	,119	155	,000	,933	155	,000
CPPI_m3.5_B	,109	155	,000	,950	155	,000
CPPI_m3.5_C	,096	155	,001	,961	155	,000
CPPI_m3.5_D	,089	155	,004	,965	155	,001
CPPI_m3.5_E	,087	155	,006	,967	155	,001

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

Tab. 53: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und CPPI mit m=3,5, Zeitraum 26.12.1997-29.12.2000

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,072	157	,044	,978	157	,013
REXP	,059	157	,200*	,982	157	,043
CPPI_m3.5_A	,071	157	,052	,992	157	,484
CPPI_m3.5_B	,069	157	,065	,991	157	,405
CPPI_m3.5_C	,071	157	,049	,988	157	,174
CPPI_m3.5_D	,082	157	,012	,975	157	,007
CPPI_m3.5_E	,079	157	,017	,978	157	,013

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 54: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und CPPI mit m=3,5, Zeitraum 29.12.2000-27.12.2002

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,035	104	,200*	,994	104	,948
REXP	,060	104	,200*	,985	104	,289
CPPI_m3.5_A	,056	104	,200*	,990	104	,617
CPPI_m3.5_B	,069	104	,200*	,974	104	,041
CPPI_m3.5_C	,068	104	,200*	,955	104	,001
CPPI_m3.5_D	,088	104	,048	,942	104	,000
CPPI_m3.5_E	,102	104	,010	,935	104	,000

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 55: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und CPPI mit m=3,5, Zeitraum 27.12.2002-30.12.2004

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,083	105	,070	,971	105	,021
REXP	,085	105	,057	,966	105	,009
CPPI_m3.5_A	,086	105	,055	,971	105	,020
CPPI_m3.5_B	,085	105	,057	,970	105	,017
CPPI_m3.5_C	,088	105	,046	,976	105	,052
CPPI_m3.5_D	,091	105	,033	,983	105	,186
CPPI_m3.5_E	,088	105	,046	,985	105	,267

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

Tab. 56: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und CPPI mit m=3,5, Zeitraum 30.12.2004-28.12.2007

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,063	156	,200*	,983	156	,052
REXP	,048	156	,200*	,992	156	,547
CPPI_m3.5_A	,098	156	,001	,924	156	,000
CPPI_m3.5_B	,089	156	,004	,960	156	,000
CPPI_m3.5_C	,073	156	,042	,972	156	,003
CPPI_m3.5_D	,068	156	,077	,979	156	,017
CPPI_m3.5_E	,065	156	,200*	,982	156	,038

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 57: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und CPPI mit m=3,5, Zeitraum 28.12.2007-03.07.2009

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,111	79	,018	,926	79	,000
REXP	,072	79	,200*	,975	79	,118
CPPI_m3.5_A	,121	79	,006	,931	79	,000
CPPI_m3.5_B	,130	79	,002	,900	79	,000
CPPI_m3.5_C	,127	79	,003	,875	79	,000
CPPI_m3.5_D	,125	79	,004	,855	79	,000
CPPI_m3.5_E	,133	79	,001	,840	79	,000

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.

Tab. 58: Ergebnisse von Lilliefors-Test und Shapiro-Wilk-Test für DAX, REXP und CPPI mit m=3,5, Zeitraum 03.07.2009-30.12.2010

	Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
	Statistik	df	Signifikanz	Statistik	df	Signifikanz
DAX	,076	78	,200*	,986	78	,536
REXP	,051	78	,200*	,985	78	,500
CPPI_m3.5_A	,068	78	,200*	,980	78	,259
CPPI_m3.5_B	,094	78	,087	,973	78	,099
CPPI_m3.5_C	,093	78	,089	,971	78	,069
CPPI_m3.5_D	,089	78	,197	,983	78	,389
CPPI_m3.5_E	,081	78	,200*	,987	78	,611

a. Signifikanzkorrektur nach Lilliefors

* Dies ist eine untere Grenze der echten Signifikanz.