



**UNIVERSITÄT PADERBORN**  
*Die Universität der Informationsgesellschaft*

Fakultät für Wirtschaftswissenschaften

# **Determinanten der Kino-Performance von Spielfilmen: Eine empirische Analyse des Er- folgs amerikanischer Produktionen auf dem deutschen Markt**

Der Fakultät für Wirtschaftswissenschaften der  
Universität Paderborn  
zur Erlangung des akademischen Grades  
Doktor der Wirtschaftswissenschaften  
– Doctor rerum politicum –  
vorgelegte Dissertation  
von

Dipl.-Kffr. Filiz Şen

Gutachter:  
Prof. Dr. Bernd Frick

**Paderborn, 2011**

## **Vorwort**

An dieser Stelle möchte ich meinen Dank aussprechen an all diejenigen, die mich während der Bearbeitung der Dissertation begleitet haben und mir Mut und Kraft gaben, um den eingeschlagenen Weg zu gehen.

Meinem Doktorvater Prof. Dr. Bernd Frick für die optimale Betreuung und sein Vertrauen. Er gab mir immer die Möglichkeit eigene Ideen umzusetzen und half mir durch inspirierende und konstruktive Kritik diese umzusetzen. Prof. Dr. Martin Schneider, Prof. Dr. Claus-Jochen Haake und Prof. Dr. Jörg Müller-Lietzkow für ihre Bereitschaft als Zweitgutachter bzw. Promotionskommissionsmitglieder zu fungieren und für die fachlich äußerst bereichernde Diskussion im Rahmen der Disputation.

Meinen lieben Kollegen Prof. Dr. Joachim Prinz, Dr. Christian Deutscher, Arne Büschemann, Linda Kurze und Marcel Battre für eine Zusammenarbeit, die weit über die berufliche Ebene hinaus geht und den Begriff Freundschaft verdient.

Den studentischen Hilfskräften danke ich für ihre tatkräftige Hilfe bei der Fertigstellung von Datensätzen.

Meinen Eltern, meiner Familie und meinen Freunden, sowie meinem Freund Erhan möchte ich für ihre Liebe und Unterstützung meinen ganz besonderen Dank aussprechen. Sie haben mich stets motiviert und an mich geglaubt. Jedes erdenkliche Dankeswort an dieser Stelle kann nur untertrieben bleiben.

Paderborn, im August 2011

Filiz Şen

# INHALTSVERZEICHNIS

<b>INHALTSVERZEICHNIS.....</b>	<b>i</b>
<b>ABBILDUNGSVERZEICHNIS .....</b>	<b>iii</b>
<b>TABELLENVERZEICHNIS .....</b>	<b>iv</b>
<b>ABKÜRZUNGSVERZEICHNIS .....</b>	<b>vi</b>
<b>1 Einleitung.....</b>	<b>1</b>
1.1 Zielsetzung .....	2
1.2 Aufbau der Arbeit.....	2
<b>2 Grundlagen .....</b>	<b>4</b>
2.1 Der Film als ökonomisches Gut .....	4
2.2 Der Markt für Kinofilme .....	7
2.2.1 Kostenstruktur .....	9
2.2.2 Asymmetrische Informationsverteilung .....	10
2.2.3 Netzwerkeffekte.....	12
2.3 Die deutsche Filmwirtschaft.....	13
2.4 Literaturüberblick.....	16
2.4.1 Erfolgsmaß – Abhängige Variablen .....	17
2.4.2 Erfolgsdeterminanten – Unabhängige Variablen .....	19
2.4.3 Filmspezifische Faktoren.....	19
2.4.4 Distributionsfaktoren .....	28
2.4.5 Gesellschaftliche Faktoren .....	33
2.4.6 Zusammenfassung .....	38
<b>3 Der Star als Erfolgsfaktor: Sexiest Man Alive .....</b>	<b>57</b>
3.1 Theoretischer Hintergrund .....	58
3.1.1 Der Markt der Stars .....	59
3.1.2 Stars in der Filmindustrie .....	61
3.1.3 Empirische Evidenz zum Einfluss von Stars.....	64
3.2 Datenbasis .....	67
3.3 Empirische Analyse.....	71
3.4 Zusammenfassung .....	82

---

<b>4</b>	<b>„Live long and prosper“ – Die Verweildauer von Filmen.....</b>	<b>84</b>
4.1	Datenbasis .....	87
4.2	Schätzverfahren .....	91
4.2.1	Cox-Proportional-Hazard-Modell .....	95
4.2.2	Parametrischer Ansatz .....	100
4.3	Zusammenfassung .....	106
<b>5</b>	<b>„Fluch der Kritiken?“ – Der Einfluss von Filmkritiken .....</b>	<b>110</b>
5.1	Datenbasis .....	114
5.2	Einflussfaktoren von Kritikerurteilen.....	115
5.2.1	Hypothesenformulierung .....	116
5.2.2	Filmjahrbuchkritiken Ordered Probit-Modell .....	118
5.2.3	Cinemakritiken .....	131
5.3	Einfluss der Kritiken auf die Besucherzahl.....	138
5.3.1	Deskriptive Statistik .....	139
5.3.2	Hypothesenformulierung .....	142
5.3.3	Empirische Analyse .....	145
5.4	Zusammenfassung .....	152
<b>6</b>	<b>Fazit und Ausblick .....</b>	<b>155</b>
<b>7</b>	<b>Literaturverzeichnis.....</b>	<b>I</b>
<b>8</b>	<b>Anhang .....</b>	<b>XVII</b>
8.1	Variance-Inflation-Factor .....	XVII
8.2	Korrelationstabelle .....	XVIII
8.3	Sterbetafel.....	XIX
8.4	Semi-parametrische Modelle.....	XXI
8.5	Marginale Effekte.....	XXV

---

## ABBILDUNGSVERZEICHNIS

Abbildung 2-1: Verteilung der deutschen Besucherzahlen in Mio.....	9
Abbildung 2-2: Besucherverteilung auf dem deutschen Kinomarkt.....	15
Abbildung 2-3: Anteil am Filmangebot und am Verleihumsatz 2009.....	16
Abbildung 2-4: Anzahl der Screens für „Herr der Ringe“ .....	30
Abbildung 2-5: Durchschnittliches Box Office-Return .....	32
Abbildung 3-1: Kerndichteschätzung der Besucher in Millionen.....	70
Abbildung 4-1: Durchschnittliche Besucherzahl pro Screen .....	85
Abbildung 4-2: Durchschnittliche Besucherzahl pro Screen für die Oscars	86
Abbildung 4-3: Kerndichteschätzung Screens .....	89
Abbildung 4-4: Zensierung der Ereignisdaten .....	92
Abbildung 4-5: Kaplan-Meier-Schätzung der 493 untersuchten Filme .....	95
Abbildung 4-6: Überlebensdauern der Genres.....	98
Abbildung 4-7: Log-logistische Hazardratenfunktion .....	101
Abbildung 4-8: Survivalrate nach Oscar-Auszeichnung.....	105
Abbildung 5-1: Histogramm der FJB-Kritiken .....	120
Abbildung 5-2: Wahrscheinlichkeiten der FJB-Kritiken .....	129
Abbildung 5-3: Histogramm der Cinemakritiken .....	133
Abbildung 5-4: Wahrscheinlichkeiten der CinCritic .....	137

## TABELLENVERZEICHNIS

Tabelle 2-1: Übersicht der teuersten Filme in Mio. US-Dollar .....	8
Tabelle 2-2: Kinoergebnisse 2004-2009 .....	14
Tabelle 2-3: Erfolg von Kinofilmen nach Filmgenres in Mio. Dollar .....	24
Tabelle 2-4: Produktionskosten und Einnahmen ausgewählter Trilogien ...	27
Tabelle 2-5: Literaturüberblick .....	56
Tabelle 3-1: Deskriptive Statistik „SexiestMan“ und „StarEcon“ .....	70
Tabelle 3-2: Modellschätzungen SexiestMan und StarEcon .....	74
Tabelle 3-3: Modellschätzungen SexiestMan und StarEcon mit Zeittrend .	75
Tabelle 3-4: Quantilsregression: SexiestMan .....	80
Tabelle 3-5: Quantilsregression: StarEcon.....	81
Tabelle 4-1: Deskriptive Statistik Survivalanalyse .....	91
Tabelle 4-2: Cox-Proportional-Hazard-Modell.....	97
Tabelle 4-3: AFT-Modell mit log-logistischer Verteilung.....	102
Tabelle 5-1: Deskriptive Statistik FJB-Kritik .....	119
Tabelle 5-2: Multivariate Analyse und Regression der FJB-Kritiken .....	124
Tabelle 5-3: Marginale Effekte der FJB-Kritiken.....	128
Tabelle 5-4: Wahrscheinlichkeiten der FJB-Kritiken .....	130
Tabelle 5-5: Deskriptive Statistik der Cinemakritiken.....	132
Tabelle 5-6: Multivariate Analyse und Regression der Cinemakritiken....	135
Tabelle 5-7: Odds Ratios der Cinemakritiken.....	136
Tabelle 5-8: Wahrscheinlichkeiten der Cinemakritik .....	138
Tabelle 5-9: Deskriptive Statistik der OLS-Schätzung „Kritiken“ .....	142
Tabelle 5-10: OLS mit robuster Option .....	146
Tabelle 5-11: OLS der positiven und negativen Meta- und Usercritic .....	150
Tabelle 5-12: OLS mit Zeittrend.....	152
Tabelle 8-1: Variance-Inflation-Factor .....	XVII
Tabelle 8-2: Korrelationsmatrix zu Kapitel 4 .....	XVIII
Tabelle 8-3: Sterbetafel für 493 Filme .....	XX
Tabelle 8-4: Log-normal-Regression .....	XXI
Tabelle 8-5: Weibull Regression.....	XXII

Tabelle 8-6: Exponential Regression .....	XXIII
Tabelle 8-7: Gamma Regression.....	XXIV
Tabelle 8-8: Marginale Effekte der FJB-Bewertungen 1-5.....	XXV
Tabelle 8-9: Marginale Effekte der CinCritic-Bewertungen 1-5 .....	XXVI

## ABKÜRZUNGSVERZEICHNIS

<b>AFT</b>	Accelerated Failure Time
<b>AIC</b>	Akaike Informationskriterium
<b>AMPAS</b>	Academy of Motion Picture Association
<b>B.O.</b>	Box Office-Return
<b>DVD</b>	Digital Video Disc
<b>FBW</b>	Deutsche Film- und Medienbewertung Wiesbaden
<b>FFA</b>	Filmförderungsanstalt
<b>FJB</b>	Filmjahrbuch
<b>FSK</b>	Freiwillige Selbstkontrolle
<b>IMDB</b>	Internet Movie Database
<b>Mio.</b>	Millionen
<b>Mrd.</b>	Milliarden
<b>MPAA</b>	Motion Picture Association of America
<b>OLR</b>	Ordered Logit Regression
<b>OLS</b>	Ordinary Least Squares
<b>OPR</b>	Ordered Probit Regression
<b>PH</b>	Proportional Hazard
<b>PR</b>	Public Relation
<b>ROI</b>	Return on Investment
<b>SPIO</b>	Spitzenorganisation der deutschen Filmwirtschaft
<b>VIF</b>	Variance-Inflation-Factor
<b>WOM</b>	Word-of-mouth



## 1 Einleitung

Die Filmindustrie ist wie kaum eine andere Branche von großer Unsicherheit geprägt (z.B. DeVany 2004). Durchschnittlich einer von zehn herausgebrachten Filmen erreicht den Break-Even-Point (Vogel 2007). Produzenten und Drehbuchautoren neuer Filme müssen zwei Jahre im Voraus die unbekannten zukünftigen Kundenwünsche abschätzen (Baum 2003). Neben den hohen Produktionsbudgets werden zusätzlich Millionen in die Vermarktung der neuen Kinofilme investiert, ohne dass geklärt ist, ob diese Aufwendungen überhaupt einen Einfluss auf die Entscheidung des potenziellen Kinobesuchers haben. Oder wie es nach einer Wanderanekdote heißt: *“Ich weiß, dass die Hälfte meines Werbeetats zum Fenster hinausgeworfen wird – ich weiß nur leider nicht, welche Hälfte“*<sup>1</sup>. Wäre es allerdings möglich, die Entscheidung eines Konsumenten für oder gegen den Besuch eines konkreten Films nachzuvollziehen oder sogar zu antizipieren, könnten Werbegelder wesentlich gezielter eingesetzt und Erfolge respektive Misserfolge genauer vorausgesagt werden. Denn die Entscheidung eines Kunden für den Erwerb einer Kinokarte ist in der Filmindustrie der Schlüssel zum Erfolg. Würde es gelingen, den Entscheidungsprozess verschiedener Menschen zu verstehen und die Faktoren zu klassifizieren, die bei der Entscheidung eine Rolle spielen, könnte die Filmindustrie planvoller und zielgerichteter agieren. Auch die Antwort auf die Frage, wer oder was Einfluss auf die Entscheidung des Einzelnen hat, kann hilfreiche Erkenntnisse für eine gezielte, glaubwürdige Kommunikation über neue Kinofilme liefern. Alles in allem kann das Wissen über die Einflussfaktoren die Unsicherheit in der Filmindustrie reduzieren.

Die Identifikation erfolgsrelevanter Faktoren in der Filmbranche hat sich in den letzten 20 Jahren zu einem beliebten Forschungsfeld entwickelt. Dies

---

<sup>1</sup>Dieses Zitat wird einigen Menschen zugeschrieben, eine eindeutige Zuordnung ist aufgrund der unterschiedlichen Quellen nicht möglich. ([http://www.gem-online.de/pdf/gem\\_publication/HalftheMoneyIspend.pdf](http://www.gem-online.de/pdf/gem_publication/HalftheMoneyIspend.pdf))

liegt zum einen in den vorteilhaften Analysebedingungen durch den relativ kurzen Lebenszyklus von Spielfilmen und zum anderen in der hohen Datendichte über Spielfilme und ihrer Kinoerlöse begründet, welche eine Untersuchung möglicher Zusammenhänge verschiedener Faktoren ermöglicht. Des Weiteren ist der Bedarf an der Erforschung von Erfolgsfaktoren in der Filmbranche sehr hoch, da die Produktion und Vermarktung von Spielfilmen ein sehr kostspieliges und risikoreiches Tätigkeitsfeld darstellt. Aus betriebswirtschaftlicher Sicht ist es daher wichtig, die Erfolgsfaktoren von Spielfilmen zu kennen und sich strategisch danach auszurichten.

## **1.1 Zielsetzung**

Welche Faktoren determinieren den Erfolg eines Films an der Kinokasse? Welche Rolle spielt diesbezüglich der Einsatz von bekannten Schauspielern und Regisseuren? Übt die Höhe des Produktions- und Werbebudgets einen Einfluss auf den gesamtwirtschaftlichen Erfolg einer Filmproduktion aus? Diese und weitere Fragestellungen stehen im Mittelpunkt dieser Arbeit. Als wissenschaftliche Grundlage zur Beantwortung der Hauptfragestellung, welche Faktoren den Erfolg von Kinofilmen determinieren, wurden zahlreiche empirische Studien der Erfolgsfaktorenforschung herangezogen sowie eigenständig Daten erhoben und ausgewertet, um ihre Wirkungsmechanismen auf den ökonomischen Gesamterfolg eines Kinofilms zu untersuchen und zugleich einen Überblick über die Befunde der bisherigen empirischen Studien sowie der eigenen Recherche und Analyse zu geben.

## **1.2 Aufbau der Arbeit**

Nach der Einleitung folgen in Kapitel 2 theoriebasierte Ausführungen zu den Eigenschaften des Gutes „Film“ sowie den Besonderheiten der Marktstruktur der Filmbranche. Im Anschluss an die Grundlagen wird in Kapitel 2.3 die aktuelle Lage des deutschen Kinomarktes beschrieben. Im letzten Teil von Kapitel 2 wird anhand der Erfolgsfaktoren ein Überblick über die

Literatur gegeben.

Den einführenden Abschnitten 1 und 2 schließt sich die erste empirische Analyse in Kapitel 3 an. In diesem Artikel wird der potentielle Erfolgsfaktor „Star“ theoretisch erläutert und mittels einer OLS-Schätzung der Einfluss auf den Besuchererfolg untersucht. Die empirische Analyse schließt mit einer Quantilsregression, anhand derer der Zusammenhang zwischen dem Stareinsatz und dem Besuchererfolg an verschiedenen Stellen der Besucher-Verteilung verdeutlicht wird.

Der Fokus von Kapitel 4 liegt auf der Verweildauer von Filmen in den Kinos. Hierbei wird versucht die Einflussfaktoren auf die Verweildauer zu bestimmen. Ein besonderes Augenmerk liegt dabei auf dem Oscar und den verfügbaren Screens.<sup>2</sup> Nach der Einleitung und der Vorstellung der Datenbasis für diesen Abschnitt folgt eine kurze Darstellung der Verweildaueranalyse, der sich die empirische Analyse anschließt.

Den Schwerpunkt von Kapitel 5 bildet die Analyse der Filmkritiken, die sowohl Expertenmeinungen als auch Konsumentenmeinungen beinhalten. Bevor die Wirkungsweise der Kritiken auf den ökonomischen Erfolg analysiert werden kann, wird untersucht, welche Faktoren einen Einfluss auf diese Kritiken/Bewertungen zunächst haben.

Die Arbeit endet mit einem Fazit in Kapitel 6 und der aus den Resultaten ableitbaren Implikationen.

---

<sup>2</sup> Als Screens wird die Anzahl der Leinwände beziehungsweise die Anzahl der Kopien bezeichnet. In der weiteren Ausarbeitung wird das englische Wort „Screens“ verwendet

## **2 Grundlagen**

Um die Herausforderung einer erfolgreichen Produktion und Vermarktung von Kinofilmen und die hiermit verbundene Bedeutung der Erfolgsfaktorenermittlung besser verstehen zu können, werden im folgenden Kapitel relevante Charakteristika des Produktes Kinofilm „vorgestellt“. Darüber hinaus wird auf den Markt mit seinen Besonderheiten eingegangen sowie ein Überblick über die gegenwärtige Lage des deutschen Kinomarktes gegeben.

### **2.1 Der Film als ökonomisches Gut**

Bevor eine ökonomische Analyse von Filmerfolgen vorgenommen werden kann, ist es notwendig zu erklären, welche Charakteristika dem Gut „Film“ zugrunde liegen.

Filme zeichnen sich dadurch aus, dass sie sowohl Wirtschaftsgüter als auch Kulturgüter sind. Aus medienökonomischer Sicht ist der Film den Medien zugeordnet, welche wiederum häufig den Informationsgütern zugerechnet werden. Shapiro/Varian (2003) fassen unter dem Begriff „Informationsgut“ alles, was sich digitalisieren lässt, zusammen. Informationsgüter wie Filme weisen eine immaterielle Eigenschaft auf. Sie lassen sich demnach nicht als selbstständiges Gut verbreiten, verarbeiten oder speichern und benötigen daher für diese Zwecke ein physisches Medium. Dennoch ist der Grund der Nachfrage nicht das Trägermedium, sondern der immaterielle Gehalt an Informationen und Unterhaltung. Filme weisen somit die von Picot/Wolf (1997) kolportierten Eigenschaften von Informationsgütern auf. Sie können theoretisch von beliebig vielen Individuen konsumiert werden und der Filminhalt verbraucht sich nicht durch die Nutzung. Durch die Eigenschaft der Nicht-Rivalität im Konsum und der Nicht-Ausschließbarkeit vom Konsum haben Filminhalte die Charakteristika von öffentlichen Gütern. Allerdings ist auch zu dokumentieren, dass die Nicht-Rivalität im Konsum bei Filmen

von der gewählten Perspektive abhängig ist. Wird der Film aus Konsumentensicht betrachtet, so lässt sich durch die begrenzte Anzahl der Leinwände, der Vorstellungen und damit der Kinositze eine Rivalität im Konsum ableiten. Der Grad der Rivalität wird auf den folgenden Verwertungsstufen von Filmen sukzessive verringert. Die Free-TV Ausstrahlung hebt die Rivalität schlussendlich auf, da jeder (Verfügbarkeit eines Endgerätes vorausgesetzt) den Film sehen kann.

Der Konsum eines Films im Kino ist für jeden potenziellen Zuschauer mit seiner jeweiligen Zahlungsbereitschaft verknüpft. Ist diese Zahlungsbereitschaft geringer als der Preis, so wird der Konsument von der Nutzung ausgeschlossen. Es besteht somit anders als bei öffentlichen Gütern das Problem der „Ausschließbarkeit“. Bei Filmen ist die Ausschließbarkeit vom Konsum davon abhängig, auf welcher Verwertungsstufe er vorgeführt wird (Frank 1993). Filme weisen also bei der Kinovorführung am ehesten die Charakteristika eines privaten Gutes auf. Der reine Filminhalt ist hingegen ein öffentliches Gut, er kann durch Kopieren vervielfältigt werden, was die Anwendbarkeit des Ausschlußprinzips problematisiert (Detering 2001). Es entsteht ein sogenannter Sekundärmarkt, der die Rechteinhaber der Filme unter Druck setzt (Dietl/Royer 2000). Die Filmpiraterie hebt faktisch die Ausschließbarkeit des Konsums wieder auf, was für die Filmindustrie mit finanziellen Einbußen verbunden ist.

Interessenten von Filmen haben vor dem Konsum des Films keine Möglichkeit, dessen Güte zu testen oder gar zu beurteilen. Sie erwerben an der Kinokasse ein Ticket für einen bestimmten Film, dessen Qualität und den damit verbundenen Nutzen sie nicht einschätzen können. Diese Besonderheit wird nach Arrow als Informationsparadoxon bezeichnet:

*„... there is a fundamental paradox in the determination of demand for information; its value for the purchaser is not known until he has the information, but then he has in effect acquired it without cost”* (Arrow 1962, S. 615).

Der Filminteressent kann demnach die Qualität und den Wert erst nach dem Kinobesuch bestimmen. Wird allerdings diese Information dem Konsumenten vor dem Verkauf einer Kinokarte für eine Qualitätsüberprüfung zur Verfügung gestellt, hat es zur Folge, dass der Konsument nach dem Konsum keine Zahlungsbereitschaft für einen Film aufbringt, dessen Inhalt ihm bereits bekannt ist. Aufgrund der nachträglichen Offenbarung der tatsächlichen Qualität werden Filme als Erfahrungsgüter bezeichnet.

Filme gehören dementsprechend zu der Kategorie der Erfahrungsgüter, deren Qualität erst ex post, also während oder nach dem Konsum, beurteilt werden kann (Nelson 1970). Während sich die objektiven Eigenschaften wie Stars, Titel, Genre etc. gut analysieren lassen, fällt es einem Interessenten vor dem Konsum schwer, einen Film inhaltlich zu bewerten. Die Tatsache, dass die Charaktereigenschaften von Erfahrungsgütern erst nach dem Kauf festgestellt werden können, führt dazu, dass die Konsumenten über den Nutzen des Gutes „Kinofilm“ nicht vollkommen informiert sind. Der Grenznutzen des Konsums nimmt nach dem ersten Konsum stark ab, so dass beispielsweise Anbieter versuchen, die Unsicherheit über die Qualität eines Filmes im Vorfeld durch Trailer abzubauen (Müller/Ceviz 1993). Die zur Verfügung gestellten Trailer ermöglichen den Rezipienten die Prüfung des Films vor dem Konsum, so dass Filmen auch die Eigenschaften von Suchgütern zugesprochen werden können. Andererseits wird ein Film durch den Konsum von Trailern graduell zum Vertrauensgut, da der Konsument nicht beurteilen kann, ob die im Trailer gezeigten Inhalte den tatsächlichen Inhalten entsprechen. Dies wiederum führt zurück zum Informationsproblem, d.h. es bleibt ein Konsumrisiko bestehen (Kiefer 2005).

Weiterhin lassen sich Filme den hedonischen Gütern zuordnen, deren Konsum typischerweise Emotionen und Unterhaltung erzeugt (Hirschman/Holbrook 1982 sowie Clement et al. 2008). Nachfrager nach hedonischen Gütern wählen diese aus, um die während des Konsums entstehenden Empfindungen und Unterhaltung zu genießen. Dabei legen die Kon-

sumenten bei der Auswahl eines Films eher Wert auf subjektive als auf objektive Eigenschaften (Cooper-Martin 1991, 1992).

## 2.2 Der Markt für Kinofilme

Kinofilme sind, wie bereits erläutert, Güter deren Eigenschaften auf Erfahrung, Inspektion, Vertrauen und hedonischen Merkmalen beruhen. Die Produktion von Filmen ist mit ökonomischen Risiken für die Produzenten behaftet, die unter großer Unsicherheit Investitions- und Produktionsentscheidungen treffen müssen. In der Filmbranche werden außerdem sehr hohe Anforderungen an das verfügbare Risikokapital gestellt, da nicht selten das Produktionsbudget eines amerikanischen Spielfilms die Grenze von 200 Millionen US-Dollar, wie jüngst „Avatar-Aufbruch nach Pandora“ mit geschätzten 237 Millionen US-Dollar<sup>3</sup>, überschreitet. Tabelle 2-1 gibt einen Überblick über die teuersten US-amerikanischen Filmproduktionen. Auch die Kosten für Marketing und Distribution liegen im mehrstelligen Millionenbereich. Betrug die durchschnittlichen Ausgaben für Marketing und Distribution im Jahr 1990 noch durchschnittlich 12 Millionen für einen neuen Film, so wurde im Jahr 2002 mit 31 Millionen US-Dollar bereits knapp dreimal so viel investiert<sup>4</sup>.

---

<sup>3</sup><http://www.imdb.com/>

<sup>4</sup><http://www.stop-runaway-production.com>

Rang	Jahr	Film	Produktionsbudget in US-Dollar
1	2007	Fluch der Karibik 3	350 Mio.
2	2007	Spider-Man 3	258 Mio.
3	2009	Harry Potter und der Halbblutprinz	250 Mio.
4	2009	Avatar	237 Mio.
5	2006	Fluch der Karibik 2	225 Mio.
6	2008	Die Chroniken von Narnia II	225 Mio.
7	2006	Superman Returns	209 Mio.
8	2006	X-Men - Der letzte Widerstand	210 Mio.
9	2005	King Kong	207 Mio.
10	1997	Titanic	200 Mio.

**Tabelle 2-1: Übersicht der teuersten Filme in Mio. US-Dollar<sup>5</sup>**

Die für die Produktion eines Filmes notwendigen Investitionen, welche ex ante geleistet werden müssen, sind unabhängig von dem zukünftigen Einspielergebnis, d.h. wird die Investition getätigt, so ist sie in der Gegenwart und in der Zukunft nicht mehr beeinflussbar. Sie entsprechen somit „sunk costs“ oder irreversiblen Kosten. Die Einnahmen sind dementsprechend erst nach Fertigstellung des Films realisierbar. Das Risiko der Fehlinvestition ist in der Filmbranche ein entscheidender Faktor, denn von zehn produzierten Filmen erreicht nur etwa ein Film die Gewinnschwelle (Vogel 2007). Der Großteil der auf dem Kinomarkt erwirtschafteten Renten verteilt sich damit nur auf einige wenige Filme. Die graphische Visualisierung in Abbildung 2-1 zeigt eine evident rechtsschiefe Verteilung der Besucherzahlen.

---

<sup>5</sup> Eigene Darstellung, Daten: <http://www.insidekino.de>



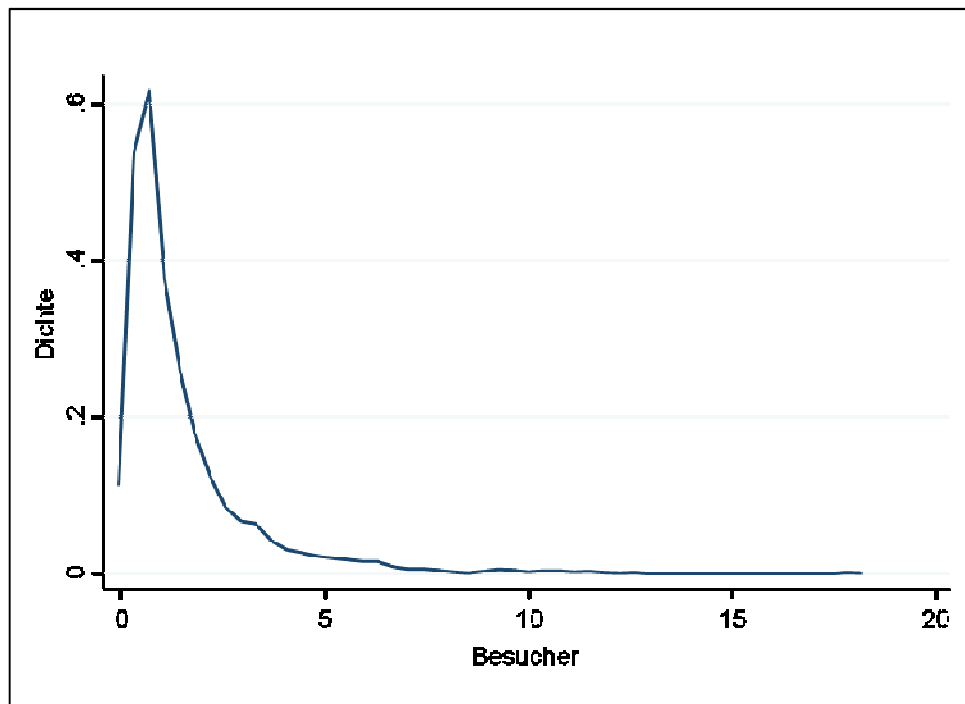


Abbildung 2-1: Verteilung der deutschen Besucherzahlen in Mio. auf Basis des eigenen Datensatzes

Frank/Cook (1996) nennen solche Märkte, auf denen schon geringe Wettbewerbsvorteile zu großen Einkommensunterschieden führen können, „winner-take-all“ Märkte. Neben dem bereits angesprochenen Hauptmerkmal der rechtsschiefen Einkommensverteilung weisen „winner-take-all“ Märkte einige Besonderheiten auf, die die Charakterisierung des Filmmarkts als eines „winner-take-all“ Marktes ebenfalls rechtfertigen.

### 2.2.1 Kostenstruktur

In den Phasen der Entwicklung, Finanzierung, Vorproduktion, Dreharbeiten und der Nachbearbeitung ist die Filmherstellung mit hohen Kosten verbunden. Die Produktion von Filmen ist durch hohe Fixkosten und geringe beziehungsweise gegen Null divergierende Grenzkosten gekennzeichnet. Jede zusätzliche Kopie lässt sich nahezu kostenfrei erstellen, da der Filminhalt nur einmal erstellt werden muss. Demnach sind die Kosten für die Herstellung im Vergleich zu den Folgekosten sehr hoch und unabhängig von der Produktionsmenge. Die Herstellkosten sind unabhängig von der Nutzerzahl.

Es ist gleichgültig, ob ein Kinofilm von einer Person oder von mehreren Millionen Menschen konsumiert wird. Durch die Digitalisierung stellen die Grenzkosten bei steigender Produktionsmenge einen sehr geringen Kostenfaktor dar.

Die Sorgfalt ist bei der Herstellung eines Informationsgutes wie dem Film auf den Kostenfaktor der ersten Kopie, welcher auch „First Copy Cost“ genannt wird, zu richten (Shapiro/Varian 1999). Die Erhöhung der variablen Kosten erfolgt in einem minimalen Umfang, sodass sie praktisch vernachlässigt werden können (Heinrich 1994). Aus diesem Grund kann die Herstellung von Kopien nicht begrenzt werden und ein 100-Millionen-Dollar Film für geringe Kosten auf eine DVD gespielt werden. Die „First Copy Costs“ bei der Erstellung von Informationsgütern sind also sehr hoch, die Grenzkosten hingegen verhältnismäßig gering. Dies gilt auch für große Ausbringungsmengen, da es in der Regel keine produktionsbedingten Grenzen gibt, die zu einer Erhöhung der variablen Kosten führen würden. Je mehr Kopien erstellt werden, desto geringer werden die fixen Kosten pro Kopie. Sowohl bei Informationsgütern als auch bei allgemeinen wirtschaftlichen Gütern wird dies als sogenannte Fixkostendegression bezeichnet. Frank/Cook (1996) bezeichnen dies als „Production Cloning“. Darunter ist der positive Skaleneffekt (Economies of Scale) in der Produktion und Distribution zu verstehen. Economies of Scale tragen zur Marktdominanz eines Produkts, Anbieters oder Dienstleisters bei (Frank/Cook 1996).

### **2.2.2 Asymmetrische Informationsverteilung**

Wie auf dem traditionellen Gütermarkt gibt es auch in der Filmbranche Anbieter verschiedener Qualitäten. Wird den Rezipienten nicht die Möglichkeit geboten, von vornherein die Qualität eines Gutes zu bestimmen oder vorher zu erkennen, kann der Anbieter diese asymmetrische Informationsverteilung zu seinem Vorteil nutzen und wissentlich Güter von schlechter Qualität anbieten. Akerlof (1970) dokumentiert diese Ungleichverteilung der Informationen am Beispiel des Gebrauchtwagenmarktes und zeigt, dass Märkte ver-

sagen können, wenn Käufer und Verkäufer ungleichen Zugang zu Information haben. Da unvollständig informierte Kaufinteressenten nicht zwischen minderwertigen und höherwertigen Angeboten (hier: Gebrauchtwagen) unterscheiden können, sind sie nicht bereit, angemessene Preise für die besseren Autos zu zahlen. Bei Informationsasymmetrien in Bezug auf die Eigenschaften eines Gutes wird daher von „hidden characteristics“ gesprochen. Durch diese Ungleichverteilung besteht für die Anbieter der Anreiz, eher schlechte Qualität als gute anzubieten, um dadurch ihre Gewinne zu erhöhen. Unter gewinnmaximierenden Bedingungen ist es für den Anbieter ökonomisch rational, schlechtere Qualität anzubieten, wenn die Herstellungskosten für schlechte Qualität geringer sind als für gute und die Nachfrager – vor dem Kauf – die Qualität nicht beurteilen können (Linde 2005). Unterstellt wird dabei, dass es nicht zu Wiederholungskäufen kommt und die Nachfrager untereinander keine Informationen austauschen (können). Diese Vorgehensweise ist bei Filmen, die Erfahrungsguteigenschaften aufweisen, nicht dauerhaft durchzusetzen. Es ist evident, dass die Anbieter eines schlechten Films aufgrund der Konsumerfahrung und des Erfahrungsaustauschs mit anderen Rezipienten nicht mehr nachgefragt werden.

Bedingt durch die Informationsdefizite der Konsumenten ist hier „adverse Selektion“ die Folge. Falls die Nachfrager nicht die Möglichkeit haben oder nicht dazu in der Lage sind, sich die notwendigen Informationen in Bezug auf die Qualität zu verschaffen, kann es nach Akerlof (1970) zum Marktversagen kommen. Nachfrager können den Kauf von schlechten Produkten nur verhindern, indem sie sich ausgiebig vor dem Kauf informieren. Informationsrelevante Entscheidungshilfen sind beispielsweise Qualitätsgarantien, Gütesiegel, Informationsbörsen und Testzeitschriften, Word-of-Mouth oder sogenannte Informationskaskaden sowie Reputations- und Signalmechanismen (Haucap 2006). Gütesiegel und Qualitätsgarantien bei Spielfilmen sind nicht oder zumindest nur eingeschränkt anwendbar. Durch die hedonischen Filmeigenschaften ist die Qualität eines Filmes eher durch subjektive Wahrnehmung geprägt und kann nicht durch allgemeingültige objektive Kriterien

in Form von Qualitätssicherungen verankert werden. Informationsrelevante Entscheidungshilfen in der Filmbranche sind eher durch Filmbewertungen und -kritiken in Zeitschriften oder Internetplattformen, Word-of-Mouth in Form von direkter oder indirekter Kommunikation<sup>6</sup> sowie durch Reputations- und Signalmechanismen gegeben. Den Informationskaskaden wird in einigen Arbeiten eine enorme Bedeutung beigemessen (DeVany/Lee 2001 sowie DeVany 2004). Informationskaskaden entstehen im Modell von Bikhchandani/Hirshleifer/Welch (1992) durch „Nachahmen“, demnach werden Entscheidungen nur aufgrund der Entscheidungen anderer getroffen, ohne die Individuen spezifischen Präferenzen gegenüber einer Alternativentscheidung abzuwägen. Bei Filmen machen sich Informationskaskaden besonders durch das „Herdenverhalten“ der Individuen bemerkbar. Die Entscheidung für oder gegen einen Film beruht hierbei nicht auf qualitativen Merkmalen des Films. Es entstehen sogenannte nicht-informative Informationskaskaden, die sich im Laufe der Zeit durch Word-of-Mouth auflösen (DeVany/Lee 2001 sowie DeVany 2004).

### 2.2.3 Netzwerkeffekte

Ferner weist der Markt für Filme aus Nachfragersicht häufig Externalitäten auf, die insbesondere in Form von Netzwerkeffekten auftreten. Auf Märkten mit Netzwerkeffekten steigt der Wert des Netzwerkes mit der Summe der Teilnehmer. Auf solchen Märkten entscheidet die kritische Masse<sup>7</sup> an Teilnehmern über den Erfolg. Beispielsweise wird ein Film nicht nur konsumiert, um direkte Unterhaltung zu erfahren, ein indirekter Nutzen beim Konsum entsteht auch durch die Möglichkeit von Kommunikation mit anderen Konsumenten. Weiterhin wird ein Film auch durch ein medienwirksames Vermarkten zum Gesprächsgegenstand. Während Netzwerkeffekte aus Nachfragersicht auftreten, treten aus Anbietersicht sogenannte „Lock-in-

---

<sup>6</sup> Die indirekte Kommunikation ist Voraussetzung für die Entstehung von Informationskaskaden im Modell von Bikhchandani, Hirshleifer und Welch (1992).

<sup>7</sup> Als kritische Masse wird in der Filmindustrie die Anzahl an Zuschauern genannt, die nötig sind, um die Produktionskosten eines Films wieder einzuspielen.

Effekte“ auf. „Lock-in-Effekte“ können aus technischen Inkompatibilitäten entstehen, aber auch aus langfristigen Vertragsbeziehungen oder produktspezifischen Lernkosten. Frank/Cook (1996) führen beispielhaft das von Robert K. Merton postulierte Prinzip des sogenannten „Matthäus-Effekts“ auf. Danach wird ein bereits populärer Autor mit hoher Wahrscheinlichkeit noch bekannter werden, da dieser zu weiteren Publikationen aufgefordert und häufig zitiert wird (Frank/Cook 1996). Übertragen auf die Filmbranche sind ähnliche Effekte realisierbar. Dem Star-Regisseur James Cameron wird beispielsweise aufgrund seiner früheren Erfolge mehr Aufmerksamkeit und Nachfrage zuteil, wenn er einen neuen Film dreht. Begründet durch seine Erfolge sendet er positive Signale sowohl an potentielle Investoren als auch an die Konsumenten aus.

Zusammenfassend kann konstatiert werden, dass der Markt für Filme die Besonderheiten eines „winner-take-all“ Marktes aufweist und aufgrund der subjektiv wahrgenommen Qualitätseigenschaften einen höheren Mehrwert für die Konsumenten generiert.

### **2.3 Die deutsche Filmwirtschaft**

Die Filmwirtschaft umfasst nicht nur die Herstellung von Kinofilmen, sondern auch die Vermarktung, den Verleih und die Aufführung in Kinos. Im folgenden Abschnitt erfolgt die Beschreibung des marktwirtschaftlichen Status quo der Filmwirtschaft.

Kinofilme wie Avatar, Ice Age 3, Illuminati, Zweiohrküken oder New Moon etc. sorgten im Jahre 2009 für Rekordergebnisse. Insgesamt wurden rund 400 Spielfilme in deutschen Kinos uraufgeführt und der Umsatz an den Kinokassen betrug rund 970 Millionen Euro. Im Vergleich zum Vorjahr konnte die Branche 2009 ein Umsatzplus von 22,8 Prozent und einen Besucherzuwachs von 13,1 Prozent verzeichnen. Im Hinblick auf die Anzahl der Kinosäle ist anzumerken, dass die Zahl der Leinwände weiterhin abneh-

ment ist. Der deutsche Film konnte mit einem Marktanteil von 27,4 Prozent den Vorjahreswert von 26,6 Prozent überbieten. Der Marktanteil amerikanischer Filme liegt mit 65,9 Prozent über dem Marktanteil des Vorjahres. Das Kinojahr 2009 wurde klar von US-Filmen dominiert, welche von den Rekordergebnissen in 2009 profitierten. Auch der weltweit wichtigste Markt in den USA konnte 2009 einen Umsatzanstieg von 9,4 Prozent verzeichnen. Mit 10,6 Mrd. Dollar wurden an den amerikanischen Kinokassen erstmals über 10 Mrd. Dollar in einem Jahr umgesetzt. Die Zahl der Besucher stieg auf 1,42 Mrd. (FFA 2010). Einen Überblick über das Kinojahr in Deutschland gibt die nachfolgende Tabelle.

	2009	2008	2007	2006	2005	2004
<b>Einwohner Deutschland</b>	81.861.862	82.126.628	82.260.693	82.348.399	82.468.020	82.498.469
<b>Kinobesucher</b>	146,3 Mio.	129,4 Mio.	125,4 Mio.	136,7 Mio.	127,3 Mio.	156,7 Mio.
<b>Kinoumsatz in Euro</b>	976,1 Mio.	794,7 Mio.	767,9 Mio.	814,4 Mio.	745,0 Mio.	892,9 Mio.
<b>Kinobesuch pro Einwohner</b>	1,79	1,58	1,52	1,66	1,54	1,90
<b>Kinoumsatz pro Einwohner in Euro</b>	11,92	9,68	9,34	9,89	9,03	10,82
<b>durchschn. Eintrittspreis in Euro</b>	6,67	6,14	6,12	5,96	5,85	5,70
<b>Filmtheaterunternehmen</b>	1.213	1.224	1.228	1.219	1.226	1.208
<b>Spielstätten</b>	1.744	1.793	1.812	1.823	1.854	1.845
<b>Kinosäle (Leinwände)</b>	4.734	4.810	4.832	4.848	4.889	4.870
<b>Kinositzplätze</b>	819.320	831.913	836.505	846.513	858.592	864.260
<b>Standorte</b>	976	1.001	1.016	1.021	1.035	1.033
<b>Einwohner pro Sitzplatz</b>	100	99	98	97	96	94
<b>Einwohner pro Leinwand</b>	17.292	17.074	17.024	16.986	16.868	16.940
<b>Besucher pro Leinwand</b>	30.194	26.901	25.959	28.193	26.042	32.178
<b>Besucher pro Sitzplatz</b>	179	156	150	161	148	179
<b>dt. Marktanteil in % (auf Besucherbasis)</b>	27,4%	26,6%	18,9 %	25,8 %	17,1 %	23,8 %
<b>Besucher dt. Filme</b>	39,9 Mio.	33,1 Mio.	23,4 Mio.	34,7 Mio.	21,5 Mio.	36,7 Mio.

Tabelle 2-2: Kinoergebnisse 2004-2009 (Quelle: FFA Filmförderungsanstalt 2010)

Abbildung 2-2 zeigt die Entwicklung der Besucherzahlen der deutschen Kinos. Trotz der immer populärer werdenden Home-Cinema-Systeme und den damit verbundenen Video-on-Demand Angeboten hat sich die Kinolandschaft nach den starken Besucherrückgängen in den Jahren 2005 und 2007 wieder erholt (Prommer 2010). Im Jahr 2009 stiegen die Besucherzahlen um 13,1 Prozent auf 146,3 Millionen (FFA 2010).

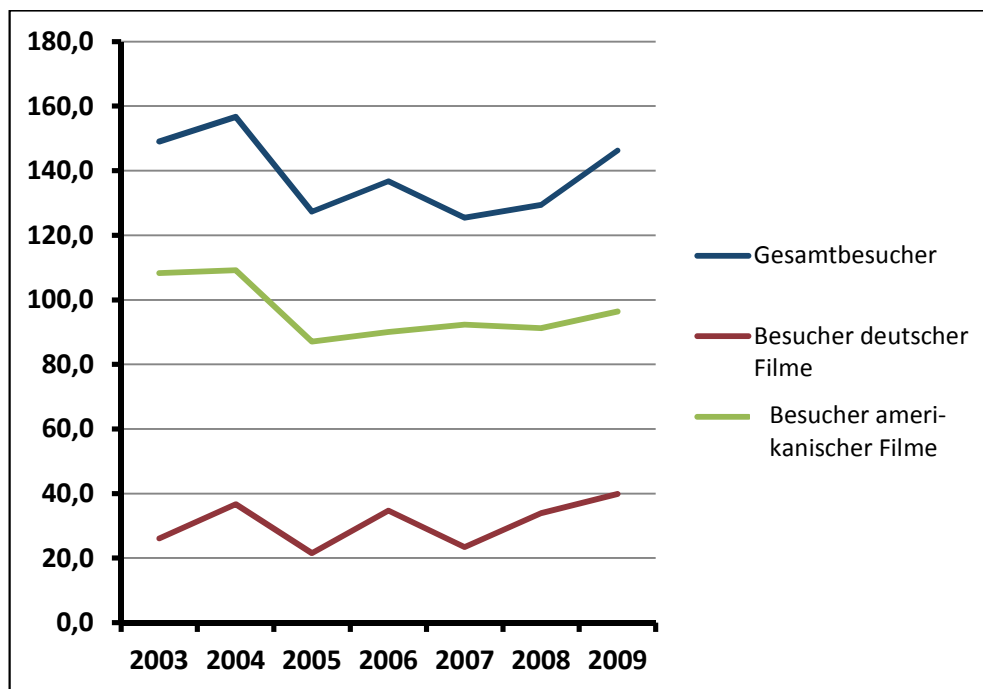


Abbildung 2-2: Besucherverteilung auf dem deutschen Kinomarkt (Eigene Darstellung, Daten: SPIO e.V.)

Der Verleihumsatz lag im Jahr 2009 bei 411,3 Millionen Euro. Der Marktanteil deutscher Filme am gesamten Verleihumsatz blieb unverändert. Der Marktanteil amerikanischer Filme stieg von 65,9 Prozent auf 72 Prozent. Abbildung 2-3 zeigt den Überblick über den Anteil am Filmangebot und am Verleihumsatz.

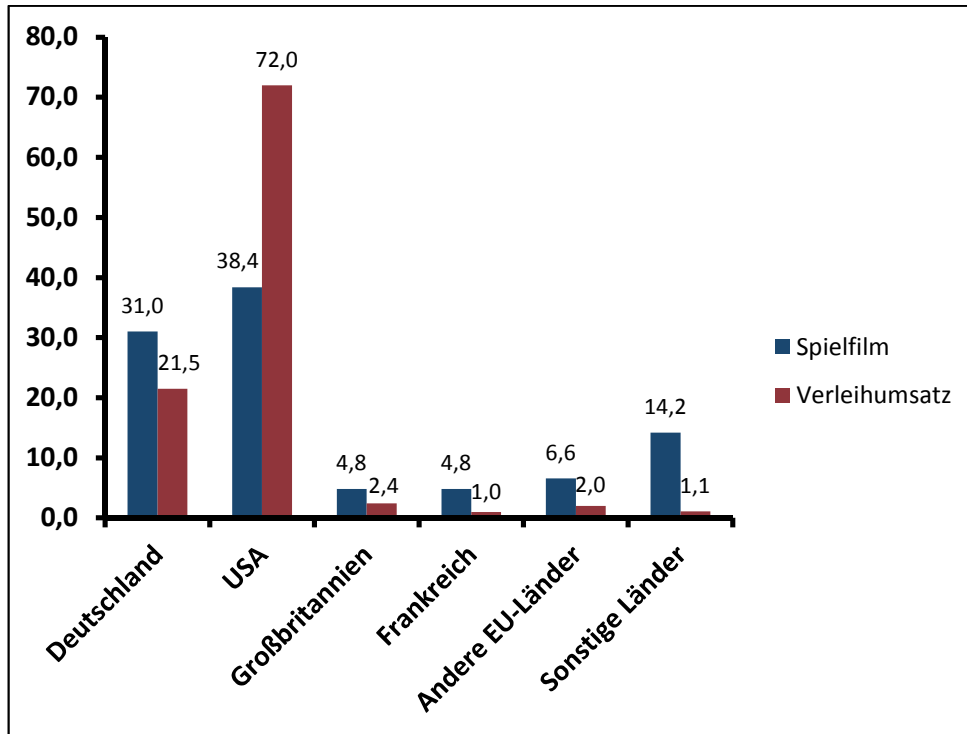


Abbildung 2-3: Anteil am Filmangebot und am Verleihumsatz 2009 in Prozent (Quelle: SPIO e.V.)

## 2.4 Literaturüberblick

Dieses Kapitel gibt einen Einblick in die relevante wirtschaftswissenschaftliche Fachliteratur zur Filmökonomie. Die Vorgehensweise in der einschlägigen Literatur beginnt meist mit der Identifizierung potentiell erfolgsrelevanter Faktoren von Kinofilmen, um diese im Anschluss mit Hilfe ökonometrischer Methoden beziehungsweise Modelle empirisch zu überprüfen. Sie ist somit auf die empirische Erfolgsfaktorenforschung fokussiert. Die Erfolgsfaktorenforschung untersucht, auf welche Einflussgrößen der monetäre Erfolg zurückzuführen ist. Studien, die den wirtschaftlichen Erfolg von Kinofilmen zum Gegenstand haben, sind in einer Vielzahl vorhanden, jedoch vornehmlich auf den US-amerikanischen Markt fokussiert. Dies bestätigen auch die von Clement (2004) und Hadida (2009) vorgelegten Übersichten der betreffenden Literatur. Sie zeigen, dass die empirische Erfolgsfaktorenforschung schwerpunktmäßig dem US-amerikanischen Markt ge-



widmet ist.

Die ersten Untersuchungen im Hinblick auf die Erfolgsfaktoren von Kinofilmen sind bereits vor mehr als 30 Jahren verfasst worden, jedoch wird als Meilenstein in der Forschung die Arbeit von Litman (1983) deklariert, da die Studien aus den früheren Jahren methodische Mängel aufweisen (Clement 2004).

Die ersten Arbeiten von Litman (1983) und Litman/Kohl (1989) basieren auf linearen Regressionsmodellen, die als Erfolgsmaß das aggregierte Box Office-Return<sup>8</sup> Ergebnis und als Einflussvariablen die Produktionskosten, Kritiken, Genre, Distributor, Auszeichnungen und Nominierungen, Star-Rating, MPAA-Rating und den Startzeitpunkt im Kino verwenden.

Da bei der Erfolgsfaktorenforschung die verwendeten Daten (Erfogsmaß und Einflussvariablen) sowie die Methodik einen entscheidenden Einfluss auf die Ergebnisse haben, scheint es sinnvoll, die Studien nach der Wahl des Erfolgsmaßes und der Erfolgsfaktoren zu unterteilen.

#### **2.4.1 Erfolgsmaß – Abhängige Variablen**

Als Erfolgsmaß (abhängige Variable) werden in der Regel Umsatzzahlen beziehungsweise die Einspielergebnisse (Besucherzahlen), die im englischsprachigen Raum als „Box Office-Return“ bezeichnet werden, herangezogen. Der Grund für den primären Einsatz dieser Indikatoren ist in der guten Verfügbarkeit der Daten zu sehen (Hadida 2009). Ein weiterer erheblicher Grund für den Einsatz umsatzbezogener Daten ist die Art der Produktionskosten von Filmen. Diese sind als „sunk costs“ zu klassifizieren, welche nach der Produktion für die Studios entscheidungsirrelevant sind. Hierbei werden sowohl kumulierte Umsätze (Litman 1983, Smith/Smith 1986, Dodds/Holbrook 1988, Litman/Kohl 1989, Prag/Casavant 1994, Sawhney/Eliashberg 1996, Eliashberg/Shugan 1997, Zuckermann/Kim

---

<sup>8</sup> Der Begriff bezeichnet die Einnahmen, die ein Kinofilm während seiner Laufzeit in den Kinos erwirtschaftet.

1999, Hennig-Thurau/Wruck 2000, Reinstein/Snyder 2005), als auch wöchentliche Umsatzdaten (Weekly Box Office-Return) (Eliashberg/Shugan 1997, Jedidi/Krider/Weinberg 1998, Reinstein/Snyder 2005, Nelson et al. 2001, Elberse/Eliashberg 2003, Basuroy/Chatterjee/Ravid 2003) als Bemessungsgrundlage herangezogen.

Die Messung des Erfolgs anhand von Besucherzahlen ist hingegen weniger weit verbreitet, was sich durch die gute Verfügbarkeit der Umsatzdaten und der weitgehenden Konstanz der Eintrittspreise begründen lässt (Clement 2004). Studien von Bagella/Bechetti (1999) und Lange (1999) legen die kumulierten Besucherzahlen zugrunde, während Neelamegham/Chintagunta (1999), Gaitanides (2001) und Moul (2001) die wöchentlichen Besucherzahlen nutzen.

Die Anzahl der Screens wird besonders in jüngeren Analysen als Erfolgsmaß herangezogen. Zuckermann/Kim (1999), Gaitanides (2001), Nelson et al. (2001) sowie Elberse/Eliashberg (2003) nutzen die Anzahl der Screens beziehungsweise die Anzahl der Screens pro Besucher und Woche als abhängige Variablen. Anzumerken ist hierbei die hohe Korrelation von Screens und Box Office-Return.

Neben den bereits genannten Erfolgsmaßen werden, wenn auch selten, die Laufzeit eines Films (Radas/Shugan 1998) sowie die Gewinn- und Rentabilitätszahlen als abhängige Variable (Ravid 1999; Hennig-Thurau/Wruck 2000) genutzt. In der Studie von Hennig-Thurau/Wruck (2000) wurden beispielsweise neben den Einspielergebnissen auch der Gewinn und der Return on Investment (ROI) als Erfolgsgrößen verwendet. Dies führt zu einem differenzierten Ergebnis, da hierdurch die Produktionskosten und andere Aufwendungen mit berücksichtigt werden können (Hennig-Thurau/Wruck 2000).

Weitere erklärende Indikatoren für den Erfolg von Kinofilmen beziehen sich

auf die nachgelagerten Märkte. Hier sind insbesondere der DVD-Markt und zunehmend auch der Pay-per-View-Sektor zu nennen. Als Erfolgsfaktoren werden hier z.B. die Anzahl der verkauften respektive verliehenen DVDs oder auch die Distribution der Filme im Pay-TV (Hadida 2009) herangezogen. Im Allgemeinen wird den nachgelagerten Märkten, die besonders im späteren „Lebenszyklus“ eines Films eine bedeutende Rolle spielen und ebenfalls zu dem Gesamterfolg beitragen, in der empirischen Forschung nur eine geringe Aufmerksamkeit gewidmet (Hadida 2009). Eine mögliche weitere Dimension, welche beispielsweise die künstlerische Anerkennung eines Films als Erfolgsgröße berücksichtigt, wird nur selten in die Forschung eingebunden (Hadida 2009).

#### **2.4.2 Erfolgsdeterminanten – Unabhängige Variablen**

In der vorhandenen Literatur wurde bereits eine Vielzahl von erklärenden Variablen verwendet, die den Erfolg eines Kinofilms direkt oder indirekt beeinflussen. Im Folgenden werden Erfolgsdeterminanten identifiziert und in drei Hauptgruppen unterteilt: Filmspezifische Faktoren, Distributionsfaktoren sowie gesellschaftliche Faktoren.

#### **2.4.3 Filmspezifische Faktoren**

Im Rahmen der filmspezifischen Faktoren spielen Qualität, Reputation und Signalwirkungen entscheidende Rollen. Der Qualitätseigenschaft eines Filmes wird dabei eine besondere Bedeutung beigemessen, da sie die potenziellen Zuschauer in ihrer Entscheidung beeinflusst. Entscheidend ist daher, die Determinanten zu identifizieren, welche die Qualität eines Filmes signalisieren. Zu den filmspezifischen Faktoren gehören die Produktion und die damit verbundenen Faktoren wie z.B.:

- das Produktionsbudget
- der Personaleinsatz: Schauspieler, Regisseur etc.
- das Genre, Altersbegrenzungen, Vorlagen etc.

#### **2.4.3.1 Produktionsbudget**

Das Produktionsbudget ist für den Erfolg eines Filmes von zentraler Bedeutung. Die Höhe des Produktionsbudgets determiniert den Personaleinsatz, die eingesetzte Technik etc. Ravid (1999) stellt fest, dass zwar die Höhe des Produktionsbudgets zu höheren Umsätzen führt, aber einen negativen Einfluss auf den Gewinn hat.

Das Produktionsbudget hat nach der Meta-Studie von Hadida (2009) in 20 von 22 Untersuchungen einen signifikant positiven Einfluss auf den Erfolg eines Kinofilms. Das Produktionsbudget kann den Erfolg eines Kinofilms auf unterschiedliche Weise beeinflussen. Zum einen wird es als Qualitätsindikator herangezogen, den die Konsumenten als Indiz interpretieren, dass der Produzent seine Idee umsetzen konnte. Zum anderen wird das Produktionsbudget als Synonym für das kommerzielle Potenzial angesehen, da ein Investor offenkundig bereit ist, eine große Summe in ein bestimmtes Filmprojekt zu investieren (Henning-Thurau/Wruck 2000, 2004).

Nach Chang/Ki (2005) hat das Produktionsbudget einen signifikant positiven Einfluss auf die Einspielergebnisse der ersten Woche und auf die Laufzeit eines Films. Auch in der Studie von Hennig-Thurau/Wruck (2000) wird im Hinblick auf das Einspielergebnis und den Gewinn ein signifikant positiver Einfluss festgestellt. Daneben hat das Produktionsbudget einen negativen Effekt auf den ROI. Das ist durch sinkende Rentabilität bei steigenden Produktionskosten zu erklären (Hennig-Thurau/Wruck 2000). In der Studie von Ravid (1999) wird ebenfalls ein negativer Effekt eines hohen Budgets auf die Rentabilität festgestellt.

#### **2.4.3.2 Personaleinsatz**

Beim Personaleinsatz eines Films handelt es sich um die Verpflichtung von Schauspielern und Regisseuren, welche als erklärende Variable für den Erfolg von Kinofilmen herangezogen werden.

Der Personaleinsatz schlägt sich mit einem großen Anteil im Produktionsbudget nieder. Laut Prag/Casavant (1994), Shawney/Eliashberg (1996) und Neelamegham/Chintagunta (1999) wirkt der Einsatz von Stars positiv auf den Umsatz. Der positive Effekt auf den Umsatz lässt sich dadurch erklären, dass Stars durch ihren erreichten Status beziehungsweise ihre Reputation als Qualitätssignal fungieren (Adler 1985, Rosen 1981). Prag/Casavant (1994) erklären den positiven Effekt damit, dass der Einsatz von Stars auch höhere Produktionsbudgets ermöglicht. Zu anderen Ergebnissen kommen Litmann (1983) und Ravid (1999): Beide können in ihren Arbeiten keinen positiven Effekt nachweisen. Gaitanides (2001) argumentiert, dass Stars in Deutschland einen weniger relevanten Effekt haben als in den USA. Clement (2004: 255) erklärt den Zusammenhang zwischen Stars und Erfolg: *„Wird der Filmerfolg durch einen Star wahrscheinlicher, so nimmt das Umsatzpotenzial zu, jedoch steigen die Kosten und erst später wird ersichtlich, welcher Effekt überwiegt.“*

Nicht nur Schauspieler, die den Status eines Stars erlangt haben, senken die Unsicherheit bezüglich der Qualität eines Films; auch Regisseure leisten einen entsprechenden Beitrag. Star-Regisseure haben ebenso die Funktion, als Qualitätssignal zu fungieren und somit die Fähigkeit, Umsatz zu generieren respektive mehr Zuschauer zu akquirieren. James Cameron dient hier sicherlich als gutes Beispiel für einen Star-Regisseur. Mit Filmen wie „Titanic“ und „Avatar“ hat sich Cameron eine auffallende Reputation aufgebaut, die besonders bei der Werbung eines neuen Cameron-Films zu positiven externen Effekten führt. Mit anderen Worten: durch die vorhandene Reputation wird die Qualitätsunsicherheit sowohl für die Vertreiber/Verleiher als auch für die Kinobesucher reduziert.

Laut DeVany/Walls (2002) ist die Korrelation zwischen der Vergütung der Regisseure und dem Box Office-Return sehr hoch, während sie in geringerem Maße mit dem Gewinn korreliert. Folglich kann der Einsatz von Stars aufgrund der hohen Gagen dazu führen, dass ein Film aufgrund der höher

liegenden „Break-Even-Points“ zum Misserfolg wird. Dies ist darauf zurückzuführen, dass mit der Starbesetzung auch die Kosten für den Film steigen. Ob der Anstieg des Umsatzes den Effekt der höheren Kosten übersteigt, muss also gesondert betrachtet werden.

Beim Personaleinsatz bleibt festzuhalten, dass Star-Akteure tatsächlich die ihnen unterstellte positive Signalwirkung haben (DeVany/Walls 2003). Diese positive Wirkung soll allerdings nicht nur die Attraktivität des Filmbesuchs und somit höhere Besucherzahlen und ein erfolgreiches Start-Wochenende gewährleisten, sondern ebenso die Fremdfinanzierung, die Distribution und das Marketing erleichtern. Trotz der vermeintlich positiven Wirkung von Stars konnte jedoch in zahlreichen Studien keine generelle Aussage über den Effekt auf den Kinoerfolg getroffen werden. Der Star kann als Umsatztreiber und als Zuschauermagnet eingesetzt werden, jedoch ist er keine Garantie für einen Kinoerfolg.

Die Entscheidung für einen Kinofilmbesuch ist also nicht nur vom Personaleinsatz abhängig, sondern dient den Konsumenten allenfalls als Orientierungshilfe. Ein weiterer wichtiger Punkt für die Orientierung der Konsumenten ist das Genre des Films.

#### **2.4.3.3 Genre**

Das Filmgenre liefert dem potenziellen Konsumenten eine erste wesentliche Orientierungshilfe. Es erlaubt eine grobe Klassifizierung des Films in Kategorien wie Thriller, Komödie, Action, Science-Fiction, Adventure, Fantasy oder Drama, etc. Anhand dieser Einteilung ist es für den Konsumenten möglich, Rückschlüsse auf inhaltliche Motive des Filmes zu ziehen. Jedes einzelne Genre transportiert Informationen und generiert Erwartungen bei den Kinobesuchern.

Empirische Analysen wie die der Filmförderungsanstalt<sup>9</sup> zeigen, dass Gen-

---

<sup>9</sup> Der Kinobesucher 2008. Strukturen und Entwicklungen (<http://www.ffa.de>).

res wie Komödien oder Actionfilme die meisten Besucher in die Kinosäle locken. Folglich kann für viele Konsumenten die Entscheidung für oder gegen einen Spielfilm bereits basierend auf dem Genre fallen (Palmgreen et al. 1988). Einige Genres sind bei den Zuschauern beliebter als andere, wodurch das Genre als ein Hauptentscheidungskriterium bei der Auswahl des Filmkonsums herangezogen wird. Laut Austin (1981) und Austin/Myers (1984) ist das Genre als Hauptprädiktor für die Besucherzahl anzusehen. Auch Litman (1983) zeigt in seiner Arbeit den Zusammenhang zwischen Genre und Erfolg.

Allerdings gibt es auch Studien, die zu entgegengesetzten Ergebnissen kommen. Jedidi/Krider/Weinberg (1998) konnten in ihrer Analyse keinen signifikanten Einfluss des Genre auf den Erfolg von Kinofilmen nachweisen. Genres sind nach Zuckerman/Kim (1999) auch deshalb differenziert zu betrachten, da die Einordnung in ein bestimmtes Genre, z.B. das der anspruchsvollen Filme, die Gefahr mit sich bringt, dass diese dann nicht (mehr) vom Massenpublikum nachgefragt werden, sondern eher in so genannten Programmkinos Anklang finden. Auch bezüglich der erfolgreichen Genres kommen die Studien zu unterschiedlichen Ergebnissen. Die Studie von Reinstein/Snyder (2005) identifiziert die Genres „Crime“, „Fantasy“, „Romance“ und „Thriller“ als erfolgreich, wohingegen die Genres „Animate“, „Children“, „Documentary“ und „Film noir“ als weniger erfolgreich eingestuft werden. Nach der Studie von Henning-Thurau/Wruck (2000, 2006) sind „Action“ und „Science-Fiction“ die erfolgreichsten Genres mit dem höchsten durchschnittlichen Einspielergebnis, wohingegen Dramen das geringste Einspielergebnis aufweisen. Auch Gaitanides (2001) nennt Action und Science-Fiction als Erfolgsgenres.

Wird für die Beurteilung eine andere Erfolgsgröße verwendet, wie z.B. der Gewinn oder der ROI, so ergibt sich ein anderes Ergebnis. Da bei dem Gewinn die Produktionskosten berücksichtigt werden und der ROI das Verhältnis von Einnahmen zu Ausgaben darstellt, schneiden besonders Filme

aus den Genres Action, Science-Fiction oder Fantasy und Adventure schlechter ab. Dies begründet sich zumeist durch den Einsatz von Spezialeffekten, die in diesen Genres besonders häufig eingesetzt werden und sehr kostenintensiv sind. Hennig-Thurau/Wruck (2000) verdeutlichen diesen Umstand, indem sie Einspielergebnisse, Gewinne und ROI für die Grundgesamtheit der Kinofilme aus dem Jahr 1997 gegenüberstellen, was in Tabelle 2-3 aufgelistet ist. Es wird deutlich, dass z.B. Actionfilme in Bezug auf die Einspielergebnisse zu den erfolgreicher Genres gehören, während sie im Hinblick auf den Gewinn und ROI deutlich schlechter abschneiden.

Genre	B.O. USA	Gewinn USA	ROI USA	B.O. Deutschland
Science-Fiction	81,97	37,55	3,59	28,39
Action	70,92	18,56	1,44	7,93
Thriller	40,84	2,19	0,92	3,36
Kinderfilm	39,95	10,45	1,13	3,79
Horror	38,10	30,96	3,72	4,77
Komödie	37,89	33,39	5,46	4,47
Drama	9,94	1,17	1,52	1,67

**Tabelle 2-3: Erfolg von Kinofilmen nach Filmgenres in Mio. Dollar (in Anlehnung an Henning-Thurau/Wruck 2000)<sup>10</sup>**

In der Studie von Chang/Ki (2005) wurde der Einfluss von sieben Genres (Actionfilme, Kinderfilme, Komödien, Dramen, Horror, Mystery und Science-Fiction) auf die Erfolgsgrößen „gesamtes Box Office-Return“, „Box Office-Return“ in der zweiten Woche und die Laufzeit des Films untersucht. Chang/Ki (2005) bestätigen das Ergebnis von Litman/Kohl (1989), dass Dramen in den USA signifikant geringere Einspielergebnisse aufweisen. Zusammenfassend kann gesagt werden, dass die Auswahl des Genres einen

<sup>10</sup> Alle Angaben in Mio. US-Dollar.



signifikanten Einfluss auf den Erfolg eines Kinofilms hat. Welches Genre den größten Erfolg verzeichnet, hängt dementsprechend vom gewählten Erfolgsmaß ab.

#### **2.4.3.4 Altersbegrenzung**

Bestimmte Filme unterliegen einer Altersbegrenzung. In den USA werden diese von der „Motion Picture Association of America“ (MPAA) festgelegt und sind unter den MPAA-Ratings bekannt; in Deutschland wird die Altersbegrenzung durch die „Freiwillige Selbstkontrolle der Filmwirtschaft“ (FSK) vorgenommen. In den USA werden fünf Kategorien unterschieden: „G“ (general audiences) ist für das allgemeine Publikum freigegeben, „PG“ (parental guidance suggested) Filme sind unter Aufsicht von Eltern oder Erwachsenen erlaubt, „PG-13“ (parents strongly cautioned) ist eine Verschärfung der „PG“-Freigabe und empfiehlt die Freigabe erst ab 13 Jahren, während Kinofilme, die unter die Rubrik „R“ (restricted) und „NC-17“ (no one 17 and under admitted) fallen, für Zuschauer unter 17 Jahren nur in Begleitung eines Elternteils oder Erwachsenen und für Zuschauer über 18 Jahre freigegeben. Ein Film, der zu der Kategorie „R“ gehört, signalisiert, dass er Gewaltszenen oder Erotik in hohem Maße enthält und nicht für Zuschauer unter 18 Jahren freigegeben ist.

Ravid (2004) kommt in seiner Analyse zu dem Ergebnis, dass G- und PG-kategorisierte Filme eher finanzielle Erfolge erzielen als R- oder NC 17-kategorisierte Filme. Er erklärt dies damit, dass mit den G- und PG-kategorisierten Filmen eine größere Anzahl potenzieller Zuschauer angesprochen wird. DeVany/Walls (2002) bestätigen die Resultate von Ravid (1999). In der Studie von Chang/Ki (2005) wurde ebenfalls der Einfluss von MPAA-Ratings auf den Filmerfolg untersucht. Die Ergebnisse bestätigen den signifikant positiven Einfluss der Ratings auf das Einspielergebnis und die Laufzeit des Films von Ravid (1999) sowie DeVany/Walls (2002).

#### 2.4.3.5 Vorlagen

Ein weiterer Faktor, der im Vorfeld ebenfalls Qualitätsinformationen eines Films transportieren und somit die Unsicherheit der Besucher verringern soll, ist die Nutzung eines erfolgreichen Buches als Vorlage oder die Produktion einer Fortsetzung (Sequel) eines bereits erfolgreichen Kinofilms. Vorlagen, wie z.B. die „Herr der Ringe“-Trilogie, können Unsicherheiten der Konsumenten reduzieren. Zum einen dadurch, dass sie auf einer Buchvorlage basieren, zum anderen durch den Trilogie-Charakter. Bekannte Vorlagen, wie z.B. Bestseller, Serien, Sequels etc. wirken sich nach Litman (1983) vorteilhaft aus. DeVany (2004) beschreibt Sequels als „sichere Filme“ und dokumentiert in seiner Analyse, dass Sequels größere Erfolgsaussichten versprechen als Non-Sequels. Aus diesem Grund werden diese produziert, da sie eine Reproduktion dessen darstellen, was der Kinobesucher wünscht beziehungsweise sehen möchte. Bei Sequels kann die Besucherzahl grob kalkuliert werden, da als Grundlage die Besucherzahlen des ersten Teils genutzt werden können und auch davon auszugehen ist, dass ein Großteil der Zuschauer des ersten Teils sich auch den zweiten Teil ansehen wird. Andererseits können Sequels steigende Kosten verursachen, da die Erwartungshaltung der Konsumenten an die Fortsetzung steigt (Baimbridge 1997 sowie Collins/Hand/Snell 2002). Tom Hanks soll angeblich für das Sequel von „The Da Vinci Code“ 100 Millionen Dollar verlangen.<sup>11</sup> Tabelle 2-4 zeigt zwei Beispiele für die Entwicklung von Produktionskosten bei Trilogien. Die „Herr der Ringe“-Trilogie kann die Produktionskosten über alle drei Teile nahezu konstant halten. Im Vergleich dazu ist bei der „Fluch der Karibik“-Trilogie im zweiten Teil ein Anstieg der Produktionskosten um ca. 60% und im dritten Teil um ca. 35% zu verzeichnen. Der Box Office-Return steigt im Fall „Herr der Ringe“ kontinuierlich an. Im Gegensatz dazu sinkt der Box Office-Return von „Fluch der Karibik“ beim letzten Teil um rund 10% des Vorwertes. Anhand dieser Beispiele lässt sich vermuten, dass die bekannte Vorlage besser abschneidet als ein reines Sequel, welches wieder-

---

<sup>11</sup> <http://www.filmstarts.de>

rum darin begründet sein könnte, dass eine bekannte Vorlage mehr Konsumenten anspricht als ein reines Sequel, da die Handlung bekannt ist und damit der Abbau von Informationsasymmetrien begünstigt wird.

Film	Produktionsbudget	Box Office-Return Weltweit
		Box Office-Return USA
		Box Office-Return Deutschland
Herr der Ringe I	\$ 93 Mio.	\$ 871 Mio.
		\$ 315 Mio.
		\$ 78,5 Mio.
Herr der Ringe II	\$ 94 Mio.	\$ 925 Mio.
		\$ 342 Mio.
		\$ 78,7 Mio.
Herr der Ringe III	\$ 94 Mio.	\$ 1,2 Mrd.
		\$ 377 Mio.
		\$ 87 Mio.
Fluch der Karibik I	\$ 140 Mio.	\$ 654 Mio.
		\$ 305 Mio.
		\$ 44,5 Mio.
Fluch der Karibik II	\$ 225 Mio.	\$ 1,06 Mrd.
		\$ 423 Mio.
		\$ 61,3 Mio.
Fluch der Karibik III	\$ 300 Mio.	\$ 961 Mio.
		\$ 309,5 Mio.
		\$ 59,5 Mio.

**Tabelle 2-4: Produktionskosten und Einnahmen ausgewählter Trilogien (Eigene Darstellung. Daten: IMDB)**

## 2.4.4 Distributionsfaktoren

Empirische Studien, die sich mit den Distributionsfaktoren von Kinofilmen beschäftigen, nutzen vorwiegend die Anzahl der Screens, den Distributor und den Zeitpunkt beziehungsweise die Saison der Erstaufführung, um die möglichen Effekte auf die Einspielergebnisse aufzuzeigen. Litman (1983: 161) schreibt: „*The second major area which can determine theatrical movie success is the scheduling and release pattern of the film.* “

### 2.4.4.1 Anzahl der Screens und Art der Distributoren

Die Distribution ist besonders für die Studios von großem Interesse, wobei die zur Verfügung stehenden Screens hierbei eine wichtige Rolle spielen. Da mit einer großen Anzahl von Screens die Möglichkeit besteht, mehr Zuschauer zu attrahieren, wird diesem Faktor eine besondere Bedeutung für den Erfolg eines Kinofilmes zugeschrieben. Aufgrund der begrenzten Zahl an Screens müssen Kinobetreiber sich entscheiden, für welchen Film wie viele Screens bereitgestellt und welche Filme eventuell dafür aus dem Programm genommen werden müssen. Je mehr Screens für einen Film beansprucht werden, desto weniger andere Filme können parallel gezeigt werden, wodurch der Wettbewerb entsprechend geringer wird. Die Anzahl der Screens, die ein Kinobetreiber zu Beginn bereitstellt, ist unter anderem davon abhängig, ob der Film von einem Major- oder Independent-Distributor<sup>12</sup> zur Verfügung gestellt wird. Clement beschreibt diese Abhängigkeit mit zwei Distributionsstrategien (Release Pattern). Er unterscheidet zwischen:

- Limited/Platform Release: Unter dieser Strategie wird die Veröffentlichung von Filmen auf einer geringen Anzahl von Screens verstanden, welche sich über PR und Word-of-Mouth entwickeln.
- Wide/Blitz Release: Hiermit werden Filme bezeichnet, die über ein

---

<sup>12</sup> Majors sind große Filmstudios, die aufgrund ihrer ökonomischen Dominanz im internationalen Filmgeschäft große Distributions- und Vermarktungsnetzwerke besitzen. Die Majors bilden seit 1981 die Mitglieds- und Trägerschaft der Motion Picture Association of America (MPAA).

hohes Marketingbudget verfügen und damit bereits zum Starttermin auf vielen Screens anlaufen (Clement 2004).

Weiterhin vermittelt die Anzahl der Screens den Konsumenten, dass ein Film, der in mehreren Sälen parallel gezeigt wird, attraktiver und interessanter ist als ein Film, der nur in einem Kinosaal vorgeführt wird.

Empirische Studien wie die von Litman/Kohl (1989) und Reinstein/Snyder (2005) haben gezeigt, dass die Anzahl der bereitgestellten Screens während der gesamten Laufzeit einen wichtigen Einflussfaktor für den Erfolg eines Kinofilms darstellt. Neelamegham/Chintagunta (1999) stellen fest, dass die „Anzahl der Screens“ eine wichtige Einflussgröße insbesondere auf dem internationalen Markt darstellt. Von besonderer Bedeutung ist häufig das „Wide/Blitz Release“, welches primär von den großen Major-Studios angewendet wird. Hierbei wird versucht, zum Startwochenende die größtmögliche Anzahl an Screens zu buchen. In Abbildung 2-4 ist die Anzahl der Screens pro Woche für die „Herr der Ringe“-Trilogie visualisiert. Es wird deutlich, dass mit jedem Teil die Anzahl der Screens zum Startwochenende zugenommen hat, was darauf schließen lässt, dass die Kinobetreiber und die Studios nach dem erfolgreichen Vorgänger jeweils das Erfolgspotential richtig eingeschätzt und aufgrund dessen die Startscreens jeweils erhöht haben. Weiterhin wird deutlich, dass die Anzahl der Screens in den ersten drei Wochen konstant bleibt und im weiteren Zeitverlauf abnimmt.

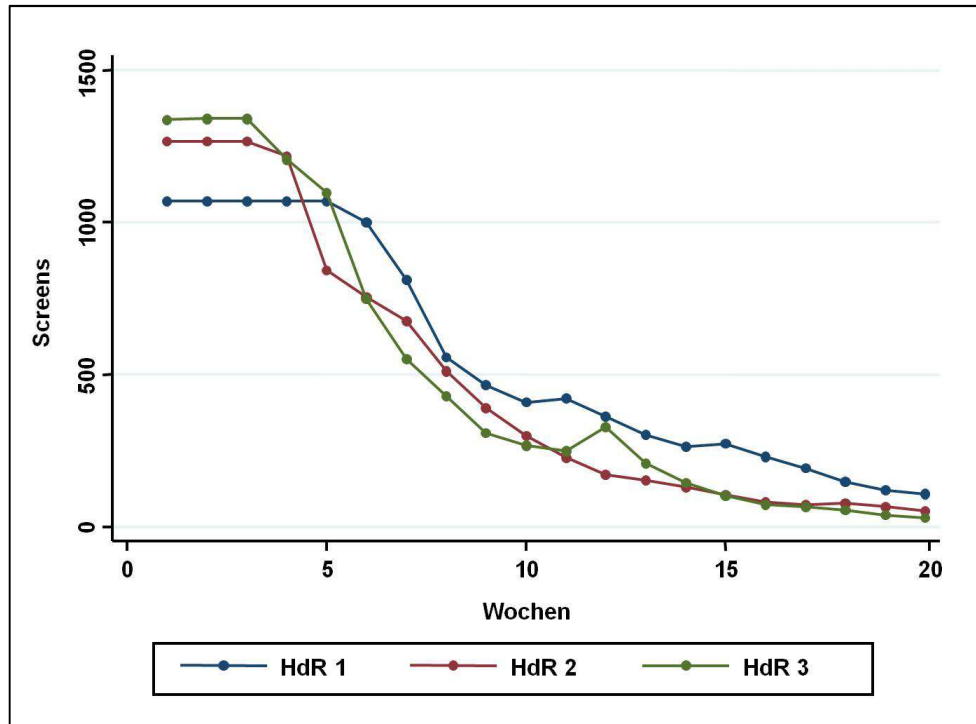


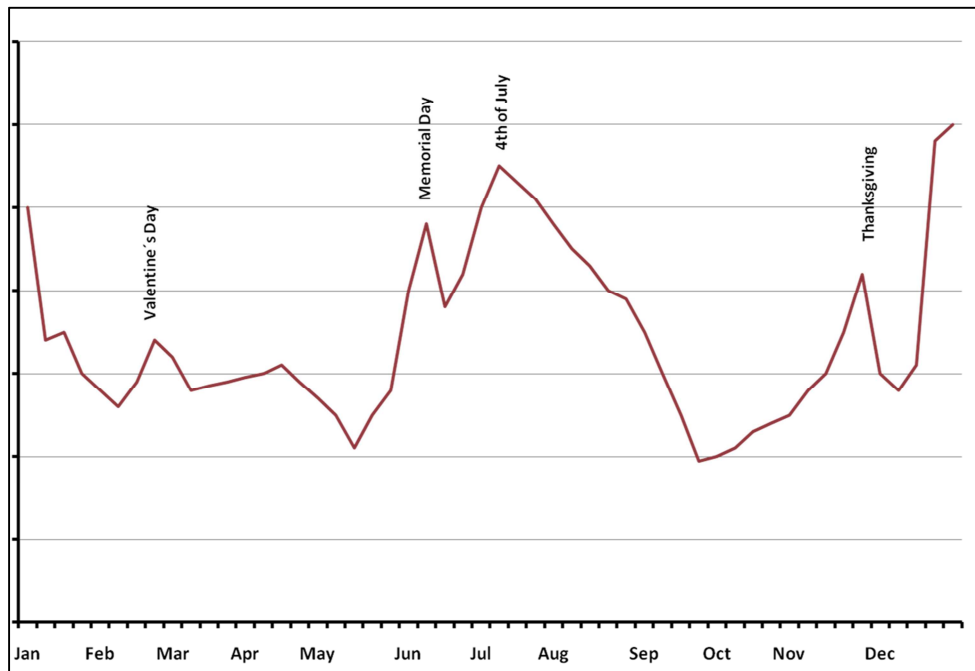
Abbildung 2-4: Anzahl der Screens für „Herr der Ringe“ in den deutschen Kinos (HdR 1-3)

Den Zusammenhang zwischen der Anzahl der Screens am Startwochenende und den Einspielergebnissen bestätigen Chang/Ki (2005) und kommen zu dem Ergebnis, dass die Anzahl der Screens in der ersten Vorführwoche eines Films einen signifikant positiven Einfluss sowohl auf die Einspielergebnisse in der ersten Woche als auch auf die aggregierten Einspielergebnisse des Films hat. Allerdings wurde kein signifikanter Zusammenhang zwischen der Anzahl der Screens in der ersten Woche und der Lebensdauer des Films festgestellt (Chang/Ki 2005). In der Studie von Ainslie et al. (2005) wird ebenfalls ein signifikant positiver Effekt der Screens auf die Einspielergebnisse ermittelt. Jedoch dokumentieren auch sie, dass in einigen früheren Modellen die Bedeutung der Anzahl der Screens überschätzt wird.

#### 2.4.4.2 Zeitpunkt des Release

Wie bereits schon Litman (1983) festgestellt hat, ist das Veröffentlichungsdatum von Kinofilmen ein wichtiger Faktor für die produzierenden Studios, da weder die Anzahl der Besucher über das ganze Jahr konstant ist, noch der

zu veröffentlichende Film konkurrenzlos an den Start geht. Durch den kurzen Lebenszyklus und den damit verbundenen starken Wettbewerb ist es für die Studios von großer Bedeutung, ihren Film zu einem Zeitpunkt zu veröffentlichen, an dem der Wettbewerb möglichst gering oder die Nachfrage besonders hoch ist. Die Saison muss genau abgepasst werden, um ein entsprechend großes Publikum zu attrahieren. Litman (1983) unterscheidet zwischen „peak-season“ und „off-season.“ Zur „peak-season“ zählen die Weihnachtssaison (Neujahrssaison), die Sommersaison und die Ostersaison. Er zeigt in seiner Analyse, dass besonders Filme, die in der Weihnachtssaison gestartet werden, einen höheren Gesamterfolg nachweisen. Andere Studien zeigen, dass die meisten Kinobesuche in den Sommermonaten getätigt werden, wiederum andere stellen einen Rückgang der Kinobesucher im Sommer fest. Ein eindeutiges Ergebnis, in welchen Monaten der Release eines Films erfolgen sollte, ist wegen der unterschiedlichen Resultate der Studien nicht formulierbar. Allerdings besteht in zahlreichen Studien Einigkeit/Übereinstimmung hinsichtlich des positiven Effekts von Feiertagen. Wochenenden, vor oder nach denen ein Feiertag liegt, sind als Release-Zeitpunkt sehr begehrt, da die Zahl der Besucher an solchen Tagen nachweislich höher als üblich ist. Sorenson/Waguespack (2006) visualisieren einen Kalender, der den Verlauf dieser Einteilung stützt und zeigen, dass in den USA besonders Filme, die zum „Nationalfeiertag“ anlaufen, eine höhere Erfolgswahrscheinlichkeit bezüglich des Box Office-Return aufweisen (siehe Abbildung 2–5). Auch Radas/Shugan (1998) zeigen einen ähnlichen Kalender.



**Abbildung 2-5: Durchschnittliches Box Office-Return im Jahresüberblick in den USA**  
(Quelle: Sorenson/Waguespack, 2006, S. 572)

Jedoch bleibt zu berücksichtigen dass während der Hauptsaison, wie beispielsweise der Weihnachtszeit, ein starker Wettbewerb herrscht. Ein Film mit einem kleinen Budgetrahmen sollte demnach in einer Nebensaison seine Erstaufführung haben (Ainslie et al. 2005). Des Weiteren sollte vermieden werden, dass Filme mit dem gleichen Genre oder gleichen MPAA-Rating zeitgleich veröffentlicht werden (Ainslie et al. 2005).

Bei der Planung des Release werden auch die Verleihungen bekannter Filmpreise beachtet, um sicherzustellen, dass der Film bei der Nominierung und Verleihung entsprechende Berücksichtigung findet.

Zusammenfassend kann gesagt werden, dass der Zeitpunkt der Erstaufführung eines Films, der vertreibende Major und auch die Anzahl der Screens die wichtigsten Distributionsfaktoren sind. Allerdings wird im Zuge der Digitalisierung der Distributionsweg verändert. Damit werden besonders die Gesamtkosten große Änderungen erfahren. Im Jahr 2001 wurden weltweit 4 bis 5 Milliarden US-Dollar für 35mm Kopien ausgegeben, davon entfielen



auf die USA 680 Millionen US-Dollar (567.000 Kopien zu 1.200 US-Dollar pro Kopie). Im Vergleich dazu entfielen auf Deutschland Ausgaben in Höhe von 60 € Millionen (50.000 Kopien zu 1.200 € pro Kopie). Durch die Digitalisierung erhofft sich die Industrie Einsparungen bei den Kosten für Kopien und Logistik von bis zu 90% (von Staden/Hunsdörfer 2003). Die Einsparungen für die Filmverleiher ergeben sich durch den Wegfall der Kosten für die Erstellung von 35mm- Kopien. Da nicht mehr jede Kopie auf einen Wechselträger übertragen werden muss, entfallen die Kosten für die Wechselträger. Die Produktionsfirmen erfahren ähnliche Kostenersparnisse. Durch die digitale Aufnahme müssten in der der Postproduktion<sup>13</sup> die gedrehten Filmszenen nicht zur Weiterverarbeitung eingescannt werden. Der Distributionsweg erfährt durch die Digitalisierung insofern Einsparungen, als der Transport nicht mehr über spezialisierte Kurierdienste erfolgen muss, sondern die Filme digital, beispielsweise über Satellit, an das jeweilige Kino übertragen werden können. Die digitale Übertragung mindert nicht nur die Kosten des Transports, vielmehr werden insbesondere Zeitersparnisse realisiert (von Staden/Hunsdörfer 2003).

## **2.4.5 Gesellschaftliche Faktoren**

Unter den gesellschaftlichen Faktoren werden Werbung, Trailer, Kritiken, Mundpropaganda und Filmpreise zusammengefasst. Diesen Faktoren wird ein Einfluss auf den Erfolg von Kinofilmen zugeschrieben. Sie stellen besonders im Hinblick auf den Entscheidungsprozess von Kinobesuchern eine erste Orientierungshilfe dar.

### **2.4.5.1 Werbung und Trailer**

Der Filmwerbung wird eine positive Wirkung bestätigt, da die Erfolgswahrscheinlichkeit eines Films – gemessen an der Besucherzahl – durch hohe

---

<sup>13</sup> Ein Großteil der Kino- und Werbefilme werden in der Postproduktion digital nachbearbeitet, bevor eine 35mm-Kopie erstellt wird.

pekuniäre Aufwendungen gesteigert werden kann. Filmwerbung wird auf verschiedenen Distributionswegen betrieben (Clement 2008a). Neben Printmedien und TV-Spots werden auch „Making-of“-Sendungen und Trailer eingesetzt. Dabei werden Trailer von den Konsumenten nicht als klassische Werbung angesehen, sondern genutzt, um erste Konsumerfahrungen mit dem Produkt „Film“ zu sammeln. Dies wiederum reduziert die Unsicherheit, die bei Erfahrungsgütern gegeben ist (Hennig-Thurau/Wruck 2000). Ainslie et al. (2005) bestätigen in ihrer Studie, dass Werbeausgaben eine positive Auswirkung auf die Höhe der Einspielergebnisse in der ersten Woche haben, sich positiv auf die Laufzeit des Films auswirken und den Rückgang der Einspielergebnisse verlangsamen (Ainslie et al. 2005). Des Weiteren bekräftigen sie die Studie von Nelson (1975), der zufolge die Werbung auf lange Sicht einen größeren Effekt aufweist als auf kurze Sicht. Jedoch wird dieser Effekt nicht durch zusätzliches Konsumieren erreicht, sondern durch positive Mundpropaganda, die ihrerseits durch die Werbung entsteht (Ainslie et al. 2005).

#### **2.4.5.2 Kritiken und Word-of-Mouth (Mundpropaganda)**

Kritiken umfassen Beurteilungen von Filmen, z.B. durch Journalisten oder andere Fachleute, die eine Bewertung abgeben. Den Kritiken wird in der Branche ein Effekt auf die Einspielergebnisse eingeräumt. Kritiker und Journalisten von Fachmagazinen werden häufig zu Screenings eingeladen. Ziel der Screenings ist es, schon zu einem frühen Zeitpunkt einen Film in den Medien zu platzieren und somit Aufmerksamkeit auf den Film zu ziehen.

Studien, die bei ihren Auswertungen und Beobachtungen die Kritiken berücksichtigt haben, kommen zu unterschiedlichen Ergebnissen. Zum einen wird ein Zusammenhang zwischen Kritiken und Einspielergebnissen gefolgert und zum anderen wird kein direkter Zusammenhang ermittelt. Radas/Shugan (1998) kommen zu dem Ergebnis, dass Kritiken einen Einfluss auf den Box Office-Return haben, jedoch keinen signifikanten Einfluss

auf die Einspielergebnisse in den ersten Wochen. Weiterhin stellen sie fest, dass unterschieden werden muss, ob die Kritiken für den Erfolg eine „Meinungsführer-Rolle“ oder eine „Prognose-Rolle“ übernehmen. Den Kritiken wird gemäß der „Meinungsführer-Rolle“ eine Beeinflussung des Erfolgs zugeschrieben. Die „Prognose-Rolle“ der Kritiken hingegen unterstellt, dass Kritiken den Erfolg zwar prognostizieren, nicht aber beeinflussen können. (Clement 2004)

Basuroy et al. (2003) dokumentieren einen signifikant positiven Einfluss von Kritiken auf den Box Office-Return. Aus ihrer Studie kann gefolgert werden, dass sowohl positive als auch negative Kritiken einen signifikanten Einfluss ausüben. Sie beeinflussen nicht nur Einspielergebnisse, sondern prognostizieren auch den Erfolg oder Misserfolg (Basuroy et al. 2003). In den ersten vier Wochen des Lebenszyklus eines Films ist der Einfluss der Kritik am größten und spielt somit eine wichtige Rolle für den Erfolg eines Films. Zudem wurde gezeigt, dass negative Kritik auch einen negativen Einfluss auf die Einspielergebnisse hat (ebd.). Nach Basuroy et al. (2003) haben negative Kritiken sogar einen größeren Einfluss auf den Erfolg („negativity bias“) als positive Kritiken und sollten somit nicht unterschätzt werden. Auch die Studie von Ravid (1999) stellt lediglich einen Zusammenhang zwischen der Anzahl der vorhandenen Kritiken und dem Erfolg eines Film fest; seiner Arbeit zufolge erhöht die Anzahl der Kritiken, die ein Film bekommen hat, seine Einspielergebnisse. Reinstein/Snyder (2005) dokumentieren, dass es in Bezug auf Actionfilme und Komödien keinen klaren Zusammenhang zwischen den Kritiken und Einspielergebnissen gibt. Hennig-Thurau/Wruck (2000) finden in ihrer Arbeit keinen Zusammenhang zwischen den amerikanischen Kritiken und dem Filmerfolg.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass Kritiken eher als Vorhersageinstrument fungieren und prognostizieren, ob ein Film ein Erfolg wird oder nicht. Sie scheinen hingegen ungeeignet zu sein, die Verbreitung von Filmen zu fördern oder zu hemmen.

Die Filmkritik der Konsumenten besteht unter Anderem aus Word-of-Mouth und Word-of-Mouse<sup>14</sup>- Kommunikation. Bei Word-of-Mouth handelt es sich um eine Kommunikationsmaßnahme von Konsumenten, die auf einer negativen oder positiven Konsumentenerfahrung basiert (Hennig-Thurau/Wruck 2000). Zwei Eigenschaften des Gutes „Film“ bewirken, dass Word-of-Mouth einen hohen Einfluss auf die Entscheidung der Konsumenten ausübt: Zum einen gehören Filme zu den kulturellen Gütern und genießen somit die Aufmerksamkeit der Gesellschaft; sie sind also Gegenstand interpersoneller Kommunikation (Craig/Greene/Douglas 2005 sowie Lee 2006). Diese kann einen Einfluss auf die Konsumentenscheidung der einzelnen Gesellschaftsmitglieder haben (Liu 2006). Zum anderen sind Filme immaterielle Güter, bei denen die Bewertung der Qualität vor dem Konsum nur sehr schwer möglich ist. Da das der Fall ist, ziehen Konsumenten Word-of-Mouth als Orientierungshilfe heran, um mehr Informationen über das Gut zu erhalten. Um die Word-of-Mouth-Variable messbar zu machen, werden die Anzahl<sup>15</sup> und die Wertung<sup>16</sup> der einzelnen geäußerten Meinungen herangezogen. Nach Liu (2006) ist Word-of-Mouth vor der Erstaufführung am stärksten und nimmt dann im Laufe des Lebenszyklus ab. Weiterhin dokumentiert er, dass Word-of-Mouth eine komplementäre Variable zu herkömmlichen Kritiken darstellt und kein Substitut ist. D. h. die Konsumenten betrachten beide Urteile und können somit sowohl die herkömmlichen Kritik als auch Word-of-Mouth als Entscheidungshilfe bei der Filmwahl benutzen.

---

<sup>14</sup> Der Unterschied zwischen Word-of-Mouth und Word-of-Mouse besteht darin, dass im ersten Fall die Kommunikation persönlich und im zweiten Fall die Kommunikation über das Internet erfolgt.

<sup>15</sup> Mit dem Begriff „Anzahl“ ist die Quantität der erhobenen Word-of-Mouth-Interaktionen gemeint.

<sup>16</sup> Mit dem Begriff „Wertung“ wird die kommunizierte positive oder negative Mundpropaganda bezeichnet.

### 2.4.5.3 Bewertung durch Nominierungen und Auszeichnungen

Nominierungen und die darauffolgende Auszeichnungen eines Films sind das Ergebnis eines Vergleichs zwischen den Filmen eines Jahres. Die bekanntesten Auszeichnungen, die auch die höchste Publikumsaufmerksamkeit genießen, sind die Academy Awards (auch Oscars genannt) der Academy of Motion Picture Arts and Science, die jährlich in den USA verliehen werden (Hennig-Thurau/Wruck 2000).

Der Einfluss von Nominierungen und Auszeichnungen auf den Erfolg von Filmen wurde in zahlreichen Studien untersucht. Einige Studien (Gemser et al. 2008, Clement et al. 2007 sowie Clement et al. 2009) kamen zu dem Ergebnis, dass ein Zusammenhang zwischen den Auszeichnungen und dem Filmerfolg besteht, andere wiederum formulieren gegenteilige Annahmen. Beispielsweise konnten Hennig-Thurau/Wruck (2000) keinen Zusammenhang zwischen Filmpreisen und den Einspielergebnissen feststellen. Den Resultaten von Hennig-Thurau/Wruck (2010) gegenüber steht die Studie von Kaplan (2006), welche anhand eines logistischen Regressionsmodells die Wahrscheinlichkeit einer Oscar-Auszeichnung untersucht. Im Ergebnis konstatiert Kaplan (2006) einen signifikanten Zusammenhang zwischen der Auszeichnung und dem Erfolg eines Kinofilms. Wenn ein Film z.B. einen Oscar in der Kategorie „best film“ oder „best actor“ gewinnt, werden die Einspielergebnisse durch zusätzliche Konsumenten, die sich aufgrund der Oscar-Auszeichnung für den Film entscheiden, nochmals erhöht. Der Anstieg der Nachfrage lässt sich anhand der wöchentlichen Box Office>Returns nachvollziehen. Auch die nachgelagerten Märkte, wie der DVD Markt, erfahren durch den Oscar einen positiven Effekt im Sinne einer höheren Nachfrage (ebd.). Weiterhin lässt sich vermuten, dass die Auszeichnung mit einem Filmpreis aufgrund der dadurch erzeugten Werbe- und Medieneffekte einen indirekten Einfluss auf den Filmerlös hat, wenn das Startwochenende des Films unmittelbar vor oder nach der Verleihung der Filmpreise liegt. Je größer der Zeitraum zwischen Release und Verleihung ist, desto weniger kommen Werbe- und Medieneffekte zum Tragen. Einige Studien konnten

zeigen, dass Filme, die kurz vor einer Verleihung in die Kinos kommen, eine höhere Wahrscheinlichkeit haben, nominiert zu werden (Nelson et al. 2001). Auch die Lebensdauer eines Films im Kino wird durch eine Nominierung oder Auszeichnung verlängert, was wiederum einen steigenden Nachfrageeffekt zur Folge hat. Davon profitieren sowohl die Einspielergebnisse als auch die nachgelagerten Märkte (Nelson et al. 2001).

#### **2.4.6 Zusammenfassung**

Es existiert eine Vielzahl von Studien, die sich mit dem Thema „Erfolgsfaktoren von Kinofilmen“ auseinandergesetzt haben. Der Vergleich der Studien zeigt, dass die Ergebnisse sich unterscheiden und folglich werden von den Autoren unterschiedliche Implikationen abgeleitet. Es gibt Determinanten, die einen größeren Einfluss auf den Erfolg haben und manche dienen mehr als ein Signal für eine bestimmte Qualität und nehmen damit die Rolle eines „Vorhersagers“ ein, beeinflussen den Erfolg jedoch nicht. „Normalerweise ist Uma Thurman mit Filmen wie ‚Pulp Fiction‘ oder ‚Kill Bill‘ ein Garant für volle Kinosäle und -Kassen“<sup>17</sup>. Uma Thurman ist eine bekannte Schauspielerin, die sogar einen Golden Globe verliehen bekam, jedoch war ihr letzter Film ein „Flop“ und hat die Gewinnzone nicht erreicht. Avatar dagegen ist heute der erfolgreichste Kinofilm, wobei der Hauptdarsteller im Vergleich zu Uma Thurman ein unbekannter Schauspieler ist. Daran wird deutlich, dass Stars die Rolle einer Marke einnehmen und Qualität signalisieren, die aber den Filmerfolg keineswegs zwingend beeinflussen.

Auch das Produktionsbudget wird in den meisten Studien als eine signifikante Einflussgröße ermittelt. Filmdistributionsfaktoren wie die Werbung haben ebenfalls einen signifikanten Einfluss auf den Erfolg. Es wird auch deutlich, dass der Zeitpunkt der Erstaufführung von großer Bedeutung ist. Kritiken durch Word-of-Mouth oder auch Journalisten sind vor der Erstaufführung von hoher Bedeutung, ihr Einfluss lässt aber im Laufe des Lebenszyklus nach. Signifikant ist hier nur die Anzahl der Kritiken, die einen Ein-

---

<sup>17</sup> <http://de.lifestyle.yahoo.com>

fluss hat, nicht jedoch deren Inhalt bzw. Qualität. Der Lebenszyklus eines Films kann durch Auszeichnungen und Nominierungen verlängert werden und somit den kumulierten Erfolg beeinflussen.

Die nachfolgende Tabelle gibt einen detaillierten Überblick über die Literatur, der aufgrund ihrer vorhandenen Fülle freilich nicht vollständig sein kann. In den meisten Studien wird der Einfluss auf den Erfolg von Filmen über das Box Office-Return analysiert. Die Forschung konzentriert sich überwiegend auf den US-amerikanischen Markt. Forschungsdefizite und -lücken sind besonders im Hinblick auf die internationalen Märkte und in den nachgelagerten Stufen der Wertschöpfungskette eines Films beobachtbar. Es existieren lediglich einige wenige Arbeiten, die den Erfolg amerikanischer Filme auf den internationalen Märkten zum Gegenstand haben (z.B. Frank 1994, Lange 1999, Neelamegham/Chintagunta 1999). Dieser Forschungslücke widmen sich die Ausführungen der vorliegenden empirischen Arbeit. Aufgrund der weltweiten Bedeutung der amerikanischen Filmindustrie wird in dieser Arbeit der Fokus auf amerikanische Filme gelegt. Als erste Studie der Performance amerikanischer Produktionen auf dem deutschen Markt wird somit ein Überblick über die Bestimmungsgründe des Erfolgs amerikanischer Filme gegeben.

Im Vergleich zu existierenden Studien wird hier zum ersten Mal die Messung der Starpower auf Grundlage des „Sexiest Man Alive“ als Einflussfaktor herangezogen. Diese Auszeichnung stellt ein Maß für die bislang wenig betrachtete physische Attraktivität männlicher Schauspieler dar.

Des Weiteren gibt es nur wenige Studien zur Verweildauer von Filmen. Diesem Aspekt widmen sich die Ausführungen zum Thema „Live long and prosper“ mit der erstmals die Verweildauer von amerikanischen Filmen auf dem deutschen Filmmarkt näher betrachtet wird.

Zusätzlich wird eine bisher unterrepräsentierte Analyse der Kritikerurteile vorgenommen. Im Anschluss wird der Einfluss der untersuchten Kritiken

auf die Besucherperformance analysiert, wobei sowohl amerikanische als auch deutsche Kritiken einbezogen werden.



<b>Jahr</b>	<b>Autor</b>	<b>Journal</b>	<b>Erfolgsmaß</b>	<b>Einflussvariablen</b>
<b>1981</b>	Austin	Journal of Popular Film and Television, Jg. 9, S. 43-49.	B.O.	(1) <b>Handlung</b> (2) <b>Genre</b> (3) <b>Test Screens, Trailer</b> (4) <b>WOM</b> <sup>18</sup>
<b>1982</b>	Kindem	Kindem, G. (ed.), The American Movie Industry: The Business of Motion Pictures, Carbondale, IL: Southern Illinois University Press.	B.O.	(1) <b>Handlung</b> (2) <b>Charaktere</b> (3) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler</b>
<b>1982</b>	Mizerski	Journal of Consumer Research, Jg. 9, S. 301-310.	B.O.	(1) <b>WOM</b>
<b>1983</b>	Litman	Journal of Popular Culture, Jg. 16, S. 156-175.	Gesamt B.O.	(1) <b>Produktionskosten</b> (2) <b>Kritiken</b> (3) <b>Genre</b> (4) <b>Distributor</b> (5) <b>Weihnachts-Release</b> (6) <b>Awards und Nominierungen</b> (7) <b>Star-Rating</b> (8) <b>MPAA-Rating</b>
<b>1984</b>	Mahajan, Muller, Kerin	Management Science, Jg. 30, S. 1389-1404.	Prognose des Besuchs eines Films anhand von WOM-Effekten	(1) <b>Werbung</b> (2) <b>WOM</b> (3) <b>Kritiken</b>

---

<sup>18</sup> In der Tabelle wird statt Word-of-Mouth die Abkürzung „WOM“ verwendet.

<b>1984</b>	Faber, O'Guinn	Journalism Quarterly, Jg. 61 (Summer), S. 371-377.	B.O.	(1) <b>Test Screens, Trailer</b> (2) <b>Werbung</b> (3) <b>WOM</b> (5) <b>Kritiken</b>
<b>1984</b>	Angelmar, Pras	Journal of Business Research, Jg. 12, S. 227-240.	B.O.	(1) <b>Lokale Adaption (Kulturelle Unterschiede; Distanzierungen)</b>
<b>1984</b>	Austin, Myers	Journal of Communication, Jg. 34 (Winter), S. 74-87.	B.O.	(1) <b>Handlung</b> (2) <b>Genre</b>
<b>1985</b>	Mintzberg, McHugh	Administrative Science Quarterly, Jg. 30, S. 160-197.	B.O.	(1) <b>Strategische Ausrichtung: Entscheidungsfindung und Änderung</b>
<b>1986</b>	Smith, Smith	Applied Economics, Jg. 18, S. 501-507.	B.O.	(1) Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler (2) <b>Fachliche Beurteilung; Auszeichnungen</b>
<b>1987</b>	Faulkner, Anderson	American Journal of Sociology, Jg. 92, S. 879-909.	B.O.	(1) <b>letzter B.O. der Schauspieler</b> (2) <b>letzter B.O. der Regisseure und Produzenten</b> (3) <b>Vorherige Zusammenarbeit</b> (4) <b>Fachliche Beurteilung</b>
<b>1988</b>	Dodds, Holbrook	Research in Film: Audiences, Economics and Law, Jg.4, S. 72-88.	(1) B.O. (2) Screens	(1) Screens (2) Laufzeit (3) <b>Awards und Nominierungen</b>
<b>1988</b>	Linton, Petrovich	Current Research in Film: Audiences, Economics and law, Jg. 4, S. 24-45.	B.O.	(1) <b>Handlung</b> (2) <b>Charaktere</b> (3) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler</b>

<b>1988</b>	Holbrook	Journal of Consumer Research, Jg. 26, S. 144-155.	B.O.	<b>(1) Fachliche Beurteilung: Nominierungen und Auszeichnungen</b>
<b>1989</b>	Litman, Kohl	Journal of Media Economics, Jg. 2, S. 35-50.	B.O.	(1) Genre (2)MPAA-Rating (3) <b>bekannte Vorlage</b> (4) <b>Serien</b> (5) <b>Herkunft</b> (6) <b>Star-Rating</b> (7) <b>Regisseur-Rating</b> (8) <b>Produktionskosten</b> (9) <b>Kritiker</b> (10) <b>Major-Distribution</b> (11) <b>Saison</b> (12) <b>Screens</b> (13) <b>Wettbewerbsintensität</b> (14) <b>Awards und Nominierungen</b>
<b>1990</b>	Rosen	The Making and Marketing of Independent Films, New York: Grove Weidenfeld	B.O.	(1) <b>Handlung</b> (2) <b>Test Screens, Trailer, Internet Ausstrahlung, Werbung</b> (3) <b>Saisonabhängigkeit</b> (4) <b>Kontext</b> (5) <b>Alternative Freizeitaktivitäten</b> (6) <b>Kritiken</b> (7) <b>Wettbewerb</b>
<b>1991</b>	Wyatt	Current Research in Film: Audiences, Economics, and Law, Jg. 5, S. 86-105.	B.O.	(1) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler</b> (2) Einfluss des Bekanntheitsgrads des Regisseurs (3) <b>Produktionsbudget</b> (4) <b>Sequel</b>
<b>1992</b>	Cooper-Martin	Advances in Consumer Research, Jg. 19, S. 756-761.	B.O.	(1) <b>Test Screens, Trailer</b> (2) <b>Werbung</b> (3) <b>WOM</b> (5) <b>Kritiken</b>
<b>1993</b>	Wallace, Siegerman, Holbrook	Journal of Cultural Economics, Jg. 17, S. 1-27.	B.O.	(1) <b>letzter B.O. der Schauspieler</b> (2) <b>Release</b> (3) <b>Kritiken</b>

<b>1993</b>	Robins	Strategic Management Journal, Jg. 14, S. 103-118.	B.O.	(1) <b>Produktionsbudget</b>
<b>1994</b>	Frank	Journal of Cultural Economics, Jg. 18, S. 125-133.	Anzahl der Wochen zwischen Kino und Video Release.	(1) <b>Laufzeit im Kino</b> (2) <b>Besucherzahl nach zwei Wochen</b> (3) <b>Besucherzahl nach zehn Wochen.</b>
<b>1994</b>	Prag, Casavant	Journal of Cultural Economics, Jg. 18, S. 217-235	(1)B.O.	(1) <b>Produktionskosten</b> (2) <b>Werbekosten</b> (Teil-Sample) (3) <b>Genre</b> (4) <b>Serie</b> (5) <b>MPAA-Rating</b> (6) <b>Star-Rating</b> (7) <b>Kritiken</b> (8) <b>Auszeichnungen</b>
<b>1994</b>	Sochay	Journal of Media Economics, Jg. 7, S. 1-20.	(1-7) B.O. (8) Weekly competitive concentration ratio on B.O.	(1) <b>Genre</b> (2) Einfluss des Bekanntheitsgrads des Regisseurs (3) <b>letzter B.O. der Schauspieler</b> (4) <b>Sequel</b> (5) <b>Release</b> (6) <b>Screens zum Release</b> (7) <b>Fachliche Beurteilung</b> (8) <b>Wettbewerb</b>
<b>1996</b>	Sawhney, Eliashberg	Marketing Science, Jg. 15, S. 113-131	Parameter-schätzung für BOXMOD <sup>19</sup>	(1) Genre (2) sexueller Inhalt (3) Special Effect (4) Serie (5) <b>Stars</b> (6) <b>Kritiken</b>
<b>1996</b>	DeVany, Walls	The Economic Journal, Jg. 106, S. 1493-1514.	B.O.	(1) Genre (2) Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler (3) <b>B.O.: wöchentlich</b>

---

<sup>19</sup> Zweistufiges Modell zur Konsumententscheidung der Individuen für einen Film.

1997	Eliashberg, Shugan	Journal of Marketing, Jg. 61 (2), S. 68-78.	(1) B.O.:wöchentlich (2) B.O.	(1) Kritiken aus Variety (inhaltliche Analyse) (2) Anzahl Kritiken (3) Anzahl Screens
1997	Baimbridge	Applied Economics Letters, Jg. 4, S. 57-61.	B.O.	(1) <b>Charaktere</b> (2) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler</b> (3) <b>Sequel</b> (4) <b>Kritiken</b> (5) <b>Fachliche Beurteilung</b>
1998	Albert	Journal of Cultural Economics, Jg. 22, S. 249-270.	B.O.	(1) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler</b>
1998	Krider, Weinberg	Journal of Marketing Research, Jg. 35, S. 1-15.	(1) B.O.: erste Woche (2) Laufzeit (3) Marktanteils-funktion	<b>Saison</b>
1998	Radas, Shugan	Journal of Marketing Research, Jg. 35, S. 296-315.	Optimaler Startzeit-punkt	Dauer und Verlauf des Lebenszyklus
1998	Jedidi, Krider, Weinberg	Marketing Letters, Jg. 9, S. 393-405.	B.O.: wöchentlich B.O. über die gesamte Laufzeit	(1) Genre (2) <b>Stars</b> (3) <b>MPAA-Rating</b> (4) <b>Auszeichnungen</b> (5) <b>Wettbewerb</b> (6) <b>Screens</b> (7) <b>Saison</b>
1998	Walls	Applied Economics Letters, Jg. 5, S. 215-219.	B.O.	(1) <b>Wochenanzahl in wöchentlichen B.O. Rankings</b> (2) <b>Sprache</b>

1999	Bagella, Becchetti	Journal of Cultural Economics, Jg. 23, S. 237-256.	Besucherzahl	(1) <b>Star-Rating</b> (2) <b>Regisseur-Rating</b> (3) Produzenten (4) <b>Genre</b> (5) Altersbegrenzung (6) Zuschüsse durch Fördergelder (7) Ausländische Co-Produzenten
1999	Lange	Erfolgspotentiale für Filme, Berlin.	Besucherzahl	(1) <b>Anzahl der Besucher in den USA und Kanada</b> (2) <b>Screens</b> (3) <b>Genre</b> (4) <b>Saison</b>
1999	Ravid	Journal of Business, Jg. 72, S. 463-492.	(1) B.O. abzüglich Produktionskosten (2) B.O. (3) Videoumsatz	(1) Awards (2) Stars (3) <b>Serie</b> (4) <b>Anzahl Kritiken</b> (5) inhaltliche Ausrichtung Kritik (6) <b>MPAA-Rating</b> (7) <b>Budget</b>
1999	Neelamegham, Chintagunta	Marketing Science, Jg. 18, S. 373-386.	Besucherzahl pro Woche	(1) <b>Screens</b> (2) <b>Distributor</b> (3) <b>Anzahl der Wochen nach der Premiere</b> (4) <b>WOM</b> (5) <b>Stars</b> (6) <b>Genre</b> (7) <b>Länderspezifische Eigenschaften</b>
1999	Zuckermann, Kim	The Highbrow Trade-Off: Mediation and Success in the Film-Industry, Working Paper, Stanford Graduate School of Business.	(1) B.O. (2) Anzahl der erreichten Screens	(1) Kritiker (2) Genre (3) Distributor (4) Stars (5) Screens
1999	Swami, Eliashberg, Weinberg	Marketing Science, Jg. 18, S. 352-372.	B.O.	(1) <b>Genre</b> (2) <b>letzter B.O. der Schauspieler</b> (3) <b>Sequel</b> (4) <b>Release</b> (5) <b>B.O.: wöchentlich</b>

<b>1999</b>	DeVany, Walls	Journal of Cultural Economics, Jg. 23, S. 285-318.	(1; 3-11) B.O. (2) ROI	(1) Genre (2) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler</b> (3) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads des Regisseurs</b> (4) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrad des Produzenten</b> (5) <b>Produktionsbudget</b> (6) <b>Sequel</b> (7) <b>Screens zum Release</b> (8) <b>Screens wöchentlich</b> (9) <b>B.O.: wöchentlich</b> (10) <b>wöchentliches Film-ranking</b> (11) <b>Wochenanzahl in wöchentlichen B.O. Rankings</b>
<b>1999</b>	Neelamegham, Jain	Journal of Marketing Research, Jg. 36, S. 373-386.	B.O.	(1) <b>WOM</b>
<b>1999</b>	Ginsburgh, Weyers	Journal of Cultural Economics, Jg. 23, S. 269-283.	B.O.	(1) <b>Awards und Nominierungen: künstlerische Anerkennung</b>
<b>2000</b>	Hennig-Thurau, Wruck	Marketing ZFP; Jg. 22 (3), S. 241-256.	(1) B.O. (2) ROI (3) Gewinn	(1) <b>Symbolhaftigkeit</b> (2) <b>Star-Rating</b> (3) <b>Regisseur-Rating</b> (4) <b>Qualität des Films</b> (5) <b>US-Filmkritik</b> (6) <b>Auszeichnungen</b> (7) <b>Produktionsbudget</b> (8) <b>Genre</b> (9) <b>Erfolg in den USA</b>

<b>2000</b>	Eliashberg, Jonker, Sawhney, Wierenga	Marketing Science, Jg. 19 (3), S. 226-243.	B.O.	(1) <b>Handlung</b> (2) <b>Genre</b> (3) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler</b> (4) <b>letzter B.O. der Schauspieler</b> (5) <b>Sequel</b> (6) <b>Test Screens, Trailer, Internet Ausstrahlung, Werbung</b> (7) <b>Release Zeitpunkt</b> (8) <b>Screens zum Release</b> (9) <b>WOM</b> (10) <b>Kritiken</b> (11) <b>B.O.: wöchentlich</b>
<b>2000</b>	Zufryden	Journal of Advertising Research, Jg. 40 (1), S. 55-64.	B.O.	(1) <b>Genre</b> (2) <b>Internet Ausstrahlung</b> (3) <b>Screens zum Release</b> (4) <b>Kritiken: USA</b> (5) <b>Fachliche Beurteilung</b> (6) <b>B.O.: wöchentlich</b> (7) <b>Wettbewerb</b>
<b>2000</b>	Lampel, Shamsie	Journal of Management, Jg. 26, S. 233-257.	(1) B.O. (2) Einfluss von Bewertungen auf B.O.; sowie Laufzeit für Filme mit beschränkter Abdeckung (3) B.O.	(1) <b>Produktionsbudget</b> (2) <b>Screens zum Release</b> (3) <b>Kritiken</b>
<b>2000</b>	Lehmann, Weinberg	Journal of Marketing, Jg. 64 (Juli), S. 18-33.	B.O.	(1) <b>Werbung</b> (2) <b>inländisches B.O.</b>



<b>2001</b>	Gaitanides	Ökonomie des Spielfilms, München.	(1) Besucher nach dem 1. Wochenende und Gesamt (2) Screens (3) Laufzeit (4) Kritiken	(1) <b>Genre</b> (2) <b>inhaltliche Bewertung des Films</b> (3) Star-Rating (4) Regisseur-Rating (5) <b>Saison</b> (6) <b>Screens</b> (7) <b>Produktionskosten</b>
<b>2001</b>	Gaitanides	Ökonomie des Spielfilms, München.	Besucher nach vier Wochen	(1) <b>Marketingkosten</b> (2) Genre (3) Star-Rating (4) <b>Saison</b> (5) <b>Kritiken</b> (6) <b>Screens</b> (7) <b>Produktionskosten</b>
<b>2001</b>	Moul	Saturation and the Demand for Motion Pictures, Working Paper at Washington University.	(1) Besucher pro Woche (2) Marktsättigung	(1) <b>Screens</b> (2) <b>Werbung in Zeitungen</b> (3) Preis (4) <b>MPAA Rating</b> (5) Herkunft/Sprache (6) <b>Genre</b> (7) <b>Star-Rating</b> (8) <b>Regisseur-Rating</b> (9) Distributor (10) Saison
<b>2001</b>	Nelson, Donihue, Waldman, Wheaton	Economic Inquiry, Jg. 39 (1), S. 1-16.	(1) Wöchentliche B.O. 1978-1987 (2) Wöchentliche Screens (3) Laufzeit	(1) <b>Oscar-Auszeichnung</b> (2) Oscar-Nominierung Nebendarsteller/ <b>beste Hauptrolle/bester Film</b> (3) <b>Saison</b>
<b>2001</b>	Eliashberg, Swami, Weinberg, Wierenga	Interfaces, Jg. 31, S. 108-127.	B.O.	(1) <b>Genre</b> (2) <b>letzter B.O. der Schauspieler</b> (3) <b>Sequel</b> (4) <b>Release</b> (5) <b>B.O.: wöchentlich</b>

<b>2001</b>	Canterbery, Marvasti	Review of Industrial Organization, Jg. 19 (1), S. 81-98.	B.O.	(1) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler</b>
<b>2001</b>	Pokorny, Sedwick	Journal of Cultural Economics, Jg. 25, S. 157-184.	B.O.	(1) <b>letzter B.O. der Schauspieler</b> (2) <b>Produktionsbudget</b> (3) <b>Strategische Ausrichtung: Strategie</b>
<b>2001</b>	Miller, Shamsie	Strategic Management Journal, Jg. 22, S. 727-745.	B.O.	(1) <b>Produktionsbudget</b> (2) <b>Strategische Ausrichtung: Vielfalt des Genre</b>
<b>2001</b>	DeVany, Lee	Journal of Economic Dynamics and Control, Jg. 25, S. 593-614.	B.O.	(1) <b>WOM</b> (2) <b>B.O.: wöchentlich</b>
<b>2002</b>	Prosser	Journal of Advertising Research, Jg. 42 (2), S. 47-55.	Videoverleih	(1) <b>Genre</b> (2) <b>Test Screens, Trailer, Internet Ausstrahlung, Werbung</b> (3) <b>Screens zum Release</b> (4) <b>B.O.: wöchentlich</b> (5) <b>Erste Woche des inländischen B.O.: Videoverleih</b>
<b>2002</b>	Collins, Hand, Snell	Managerial and Decision Economics, Jg. 23, S. 343-354.	B.O.	(1) <b>Genre</b> (2) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler</b> (3) <b>Sequel</b> (4) <b>Kritiken</b> (5) <b>B.O.: erste Woche</b>
<b>2002</b>	DeVany, Walls	Journal of Business, Jg. 75, S. 425-451.	B.O.	(1) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads des Regisseurs</b> (2) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrad des Produzenten</b>

<b>2003</b>	Elberse, Eliashberg	Marketing Science, Jg. 22, S. 329-354.	(1) Wöchentliche B.O. über die gesamte Laufzeit (2) Wöchentliche Screens	(1) Erwarteter Umsatz in der ersten Woche (2) Produktionsbudget (3) <b>Werbeausgaben</b> (4) Star-Rating (5) Regisseur-Rating (6) <b>Kritiker</b> (7) Distributor (8) <b>WOM</b> (9) <b>Wettbewerb</b> (10) MPAA & Genre (11) Saison (12) <b>Erfolg in den USA</b> (13) Time-Lag
<b>2003</b>	Basuroy, Chatterjee, Ravid	Journal of Marketing, Jg. 67, S. 103-117.	Wöchentliche B.O. über die ersten acht Wochen	(1) <b>Kritiker</b> (2) <b>Oscar-Auszeichnung</b> (3) <b>Serie</b> (4) <b>MPAA-Rating</b> (5) Saison (6) <b>Produktionsbudget</b> (7) <b>Screens</b> (8) <b>Star-Rating</b>
<b>2003</b>	Hadida	Strategic Assets, Institutional Factors and Performance: An Application of the Resource Based View and of New Institutional Economics to Cinema Projects in France and the United States (1988-1997). Jouy en Josas: HEC	B.O.	(1) <b>Genre</b> (2) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler</b> (3) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads des Regisseurs</b> (4) <b>letzter B.O. der Schauspieler</b> (5) <b>letzter B.O., Regisseur</b> (6) <b>Produktionsbudget</b> (7) <b>Sequel</b> (8) <b>Vorherige Zusammenarbeit</b> (9) <b>Werbung</b> (10) <b>Release</b> (11) <b>Screens zum Release</b> (12) <b>Fachliche Beurteilung</b> (13) Awards und Nominierungen: künstlerische Anerkennung
<b>2003</b>	Ginsburgh	Journal of Economic Perspectives, Jg. 17 (2), S. 99-112.	B.O.	(1) <b>Awards und Nominierungen: künstlerische Anerkennung</b>
<b>2004</b>	Ravid, Basuroy	Journal of Business, Jg. 77, S. 155-192.	B.O.	(1) <b>Genre</b>

<b>2004</b>	Hadida	Reputation Resources, Commitment and Performance of Film Projects in the USA and Canada (1988-1997), WP 03/2004. Cambridge, UK: Judge Business School	B.O.	<b>(1) Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler (2) Einfluss des Bekanntheitsgrads des Regisseurs (3) letzter B.O.: Regisseur und Produzent</b>
<b>2005</b>	Delmestri, Montanari, Usai	Journal of Management Studies, Jg. 42, S. 975-1002.	B.O.	<b>(1) Genre (2) letzter B.O. der Schauspieler (3) letzter B.O.: Regisseur und Produzent (4) Vorherige Zusammenarbeit (5) Release (6) Kritiken (7) Fachliche Beurteilung</b>
<b>2005</b>	Desai, Basuroy	Psychology & Marketing, Jg. 22, S. 203-223.	B.O.	<b>(1) Genre (2) Kritiken (3) Fachliche Beurteilung</b>
<b>2005</b>	Craig, Greene, Douglas	Journal of International Marketing, Jg. 13 (4), S. 80-103.	B.O.	<b>(1) Genre (2) Sprache (3) Lokale Adaption (Kulturelle Unterschiede; Distanzierungen)</b>
<b>2005</b>	Ainslie, Dreze, Zufryden	Marketing Science, Jg. 24, S. 508-517.	B.O.	<b>(1) Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler (2) Einfluss des Bekanntheitsgrads des Regisseur (3) Sequel (4) Werbung (5) Screens zum Release (6) B.O.: wöchentlich (7) Wettbewerb</b>

<b>2005</b>	Chang, Ki	Journal of Media Economics, Jg. 18, S. 247-269.	(1-2) B.O. (3-4) B.O. und Laufzeit (5-6) B.O. (7) Laufzeit (8) B.O. und Laufzeit	(1) <b>Genre</b> (2) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler</b> (3) <b>Produktionsbudget</b> (4) <b>Sequel</b> (5) <b>Vorlage aus anderen Medien (Buch, Spiel, TV-Serie etc.)</b> (6) <b>Screens zum Release</b> (7) <b>Word-of-mouse</b> (8) <b>Kritiken</b>
<b>2005</b>	Jansen	Journal of Cultural Economics, Jg. 29, S. 191-212.	(1) ROI (2) B.O.	(1) <b>letzter B.O.: Regisseur</b> (2) <b>Kritiken</b>
<b>2005</b>	Goettler, Leslie	Journal of Economics and Management Strategy, Jg. 14 (2), S. 231-261.	B.O.	(1) <b>Produktionsbudget</b> (2) <b>Strategische Ausrichtung: Strategie</b>
<b>2005</b>	Duan, Gu, Whinston	Do online reviews matter? An empirical investigation of panel data. Working Paper, Department of Management Science and Information Systems, University of Texas at Austin	B.O.	(1) <b>Word-of-Mouse</b>
<b>2005</b>	Holbrook	Marketing Letters, Jg. 16, S. 75-86.	B.O.	(1) <b>Word-of-Mouse</b> (2) <b>Kritiken</b>

<b>2005</b>	Reinstein, Snyder	Journal of Industrial Economics, Jg.53 (1), S. 27-51 2005.	(1) B.O.: erste Woche (2) B.O.	(1) <b>Screens</b> (2) <b>Anzahl Web-Nutzer, die den Film im Web bewerten</b> (3) Aussage des Online-Ratings durch Web-Nutzer (4) <b>Kritiker-Einfluss</b> (5) <b>Saison</b> (6) <b>Genres</b> (7) <b>Distributor</b>
<b>2005</b>	Walls	Applied Financial Economics, Jg. 15, S. 1181-1188.	B.O.	(1) <b>Genre</b> (2) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler</b> (3) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads des Regisseurs</b> (4) <b>Produktionsbudget</b> (5) <b>Screens zum Release</b>
<b>2006</b>	Walls	Applied Economic Letters, Jg. 12, S. 619-623.	B.O.	(1) <b>Screens in der ersten Woche</b>
<b>2006</b>	Basuroy, Desai, Talukdar	Journal of Marketing Research, Jg. 43, S. 287-295.	B.O.	(1) <b>Sequel</b> (2) <b>Werbung</b> (3) <b>Screens zum Release</b> (4) <b>WOM</b> (5) <b>Kritiken</b> (6) <b>Fachliche Beurteilung: Nominierungen und Auszeichnungen</b> (7) <b>Wettbewerb</b>
<b>2006</b>	Groppel-Klein, Domke, Bartmann	Advances in Consumer Research, Jg. 33, S. 163-174.	B.O.	(1) <b>Handlung</b>
<b>2006</b>	Lee	Journal of Media Economics, Jg. 19, S. 259-278.	B.O.	(1) <b>Genre</b> (2) <b>Saisonabhängigkeit</b> (3) <b>Lokale Adaption (Kulturelle Unterschiede; Distanzierungen)</b>

2006	Kaplan	Journal of Applied Economics and Policy, Jg. 25 (1), S. 23-41.	Oscar, DGA <sup>20</sup> and Golden Globe	(1) <b>Genre</b> (2) <b>Fachliche Beurteilung</b> (3) <b>Awards und Nominierungen: künstlerische Anerkennung</b>
2006	Liu	Journal of Marketing, Jg. 70, S. 74-89.	B.O.	(1) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler</b> (2) Einfluss des Bekanntheitsgrads des Regisseurs (3) <b>Produktionsbudget</b> (4) Sequel (5) <b>Screens zum Release</b> (6) <b>Word-of-Mouse</b> (7) <b>Kritiken</b>
2006	Sorenson, Waguespack	Administrative Science Quarterly, Jg. 51, S. 560-589.	B.O.	(1) <b>Einfluss des Bekanntheitsgrads der Schauspieler</b> (2) Einfluss des Bekanntheitsgrads des Regisseurs (3) Einfluss des Bekanntheitsgrad des Produzenten (4) <b>letzter B.O. der Schauspieler</b> (5) <b>letzter B.O.: Regisseur und Produzent</b> (6) <b>Vorherige Zusammenarbeit</b>
2006	Hennig-Thurau, Houston, Walsh	Journal of the Academy of Marketing Science, Jg. 34 (4), S. 559-575.	(1) B.O. (2) DVD-Verleih	(1) <b>letzter B.O. der Schauspieler</b> (2) <b>letzter B.O., Regisseur und Produzent</b> (3) <b>Sequel</b> (4) <b>Vorlage aus anderen Medien (Buch, Spiel, TV-Serie etc.)</b> (5) <b>Werbung</b> (6) <b>Release</b> (7) <b>Screens zum Release</b> (8) <b>Word-of-Mouse</b> (9) <b>Expertenkritik</b> (10) <b>B.O. erste Woche</b> (11) <b>Erste Woche des inländischen B.O.: Videoverleih</b> (12) <b>Langfristige, inländische</b>

---

<sup>20</sup> Directors Guild of America

<b>2006</b>	Sood, Dreze	Journal of Consumer Research, Jg. 33, S. 352-360.	B.O.	<b>B.O.: Videoverleih (13) Awards und Nominierungen: künstlerische Anerkennung</b> <b>(1) Sequel</b>
<b>2006</b>	Hsu	Administrative Science Quarterly, Jg. 51, S. 420-450.	B.O.	<b>(1) Genre (2) Schauspieler (3) Einfluss des Bekanntheitsgrads des Regisseurs (4) Produktionsbudget (5) Sequel (6) Verleiher (independent/major) (7) Wettbewerb</b>
<b>2008</b>	Daamen, S.	Rainer Hampp Verlag, München	Besucherzahlen, wöchentliche Besucherzahlen, Wirtschaftlichkeit, Auszeichnungen	<b>(1) Rang (2) Star-Schauspieler (3) Star Regisseur (4) Produktionsbudget (5) bekannte Vorlage (6) Verleiher/Studio (independent/major) (7) Wettbewerb (8) Genre (9) FSK (10) Kritiken</b>
<b>2008</b>	Daamen, U.	Rainer Hampp Verlag, München	Besucherzahlen, Kopien, Budget, Wirtschaftlichkeit	<b>(1) Genre (2) Verleiher/Studio (independent/major) (3) FBW (4) Produktionsförderung (5) Produzenten (6) Saison (7) Budget (8) Filmpreise</b>

Tabelle 2-5: Literaturüberblick



### **3 Der Star als Erfolgsfaktor: Sexiest Man Alive**

Welche Rolle spielen Stars, wenn es um den Erfolg von Filmen geht? Existiert ein Einfluss durch Stars und auf welche Art und Weise und in welchem Ausmaß wird er ausgeübt? Mit diesen Fragen, oder kurz gesagt mit dem Phänomen „Star als Erfolgsfaktor“, beschäftigen sich die nachfolgenden Ausführungen.

Ein Star ist eine bekannte Persönlichkeit. Der Begriff bezieht sich vor allem auf Schauspieler, Musiker und Sportler. Im Folgenden wird unter einem „Star“ eine Person verstanden, die durch Präsenz und Auftreten nicht nur eine bestimmte Rolle überzeugend verkörpert, sondern auch ein Publikum faszinieren kann und durch seine Person in der Öffentlichkeit das Star-Image repräsentiert (Hickethier 1997). Stars dienen auch als Vorbilder für die Rezipienten. Sie verkörpern ein Idealbild, da sie eine bestimmte Leistung erbringen, besonders schön sind oder auch ein glamouröses Leben führen, das dem Durchschnitts-Zuschauer nicht möglich ist. Stars treten in vielen Bereichen auf, sei es in Film und Fernsehen oder auch im Sport. Es gibt wenige Stars, die berühmt sind und eine Vielzahl Staranwärter, die berühmt werden wollen. Der Unterschied zwischen den Stars und den „Wasserträgern“ (Frick 2001) oder „wannabes“ (Franck 2000, 2001) schlägt sich besonders in der ungleichen Einkommensverteilung nieder.

Das Starphänomen ist besonders oft auf dem Filmmarkt zu beobachten. Die Stars in der Filmbranche sind in der Regel Darsteller und Regisseure. Diesen wird in der Literatur die Funktion zugesprochen eine große Anzahl von Zuschauern zu begeistern. Stars erfüllen hierbei nicht nur die Aufgabe des Kassenmagnets, sie sind vielmehr in unterschiedlichen Funktionen einsetzbar. Sie dienen als Identifikationsmedium für die Rezipienten, Rolle als „Qualitätsmonitor“ oder auch als Träger von Werbebotschaften sowohl für den jeweiligen Film als auch für Konsumartikel und Lifestyle.

### 3.1 Theoretischer Hintergrund

Rosen (1981) legt mit seiner Arbeit „The Economics of Superstars“ den Grundstein des ökonomischen Starphänomens. Grundlegend für das Modell ist, wie geringe Talentvorteile zu beträchtlichen Einkommensvorteilen führen können. Beim Angebot von Talenten auf bestimmten Märkten ist die Möglichkeit zur Ausnutzung von Skaleneffekten gegeben. Der Umstand, dass sich die Kosten für die Bereitstellung einer zusätzlichen Einheit beispielsweise eines Films immer weiter verringern, je mehr Einheiten bereitgestellt werden, ermöglicht die Abschöpfung von Skalenerträgen, die bei bereits geringen Talentunterschieden zu überproportionalen Einkommensunterschieden führen. Die Aufmerksamkeit des Publikums konzentriert sich auf einige wenige Protagonisten, da die Nachfrager weniger talentierte Stars nicht als Substitut für mehr talentierte Stars akzeptieren. Die steigende Nachfrage nach einem Superstar erzeugt dann steigende Erträge trotz unveränderter Leistung.

Ein anderer Ansatz des Starphänomens stammt von MacDonald (1988). MacDonald betrachtet ein Zwei-Periodenmodell, welches auf folgenden Annahmen beruht: In der ersten Periode wird der Markt von Nachwuchsschauspielern betreten, die im Falle einer guten Darbietung und einer guten Kritik in Periode 2 als etablierte Schauspieler agieren. Die Nachwuchsdarsteller treten in der Hoffnung auf gute Kritiken in den Markt ein, um dann in der nachfolgenden Periode einen entsprechenden Einkommenszuwachs zu erhalten, der ihr Opportunitätseinkommen übersteigt. Die etablierten Schauspieler konkurrieren also mit den Nachwuchsdarstellern. Diese Konkurrenzsituation nehmen die Konsumenten ex ante nur aufgrund der höheren Preise für die Vorstellung mit etablierten Schauspielern wahr. Erst nach der Aufführung ist der Konsument in der Lage, die Qualität der Darbietung zu beurteilen. Entspricht die Qualität den Vorstellungen, so ist der Nachfrager unter der Bedingung der anhaltenden Qualität der Darbietung bereit, zukünftig höhere Preise zu bezahlen (MacDonald 1988).

Der Ansatz von Adler (1985) greift die Idee der Konsumkapitaltheorie von Becker/Stigler (1977) auf, indem er argumentiert: „...*the phenomenon of stars exists where consumption requires knowledge*“ (Adler, 1985, S.208). Der Fokus der Konsumkapitaltheorie liegt auf der Annahme, dass Konsumenten einen Nutzen aus Gütern beziehen, wenn ihnen diese Güter vertraut sind. Im Fall von Stars würde beispielsweise das Aneignen von künstlerischen und persönlichen Details zum Aufbau von Konsumkapital führen. Die Zuschauer investieren also Zeit und auch Geld, um das entsprechende Wissen aufzubauen. Da Zeit und auch Geld knappe Faktoren sind, stehen dem Aneignen von Wissen über den Star Opportunitätskosten gegenüber. Ist der Zuschauer bereit, diese Kosten zu tragen, wird er sich nicht auf einen Star konzentrieren, sondern sich ein breitgefächertes Starwissen aneignen. Adler (1985, 2006) beschreibt in seiner Arbeit die Kommunikation mit anderen Zuschauern als Konsumkosten reduzierende Maßnahme. Der Star wird hier nicht nur aufgrund seines Talents geboren, die Entstehung eines Stars wird auch mit „Nachahmen“ und dem „Herdenverhalten“ der Konsumenten begründet. Bikhchandani/Hirshleifer/Welch (1992)

### 3.1.1 Der Markt der Stars

Nachdem zuvor die theoretischen Grundlagen zum Starphänomen erläutert wurden, soll in diesem Abschnitt der Markt, auf dem Stars agieren, näher betrachtet werden.

Stars, respektive ihr Talent, das sie zum Star macht, sind ökonomisch betrachtet als Gut zu verstehen. Der ökonomische Wert der Stars ergibt sich erst im Vergleich zu anderen auf dem Markt agierenden Individuen. Die Marktstruktur, auf der sich Stars dem Wettbewerb stellen, entspricht dem sogenannten „winner-take-all“ Märkte. Frank/Cook (1996) postulieren: „*We call them winner-take-all markets, because the value of what gets produced in them often depends on the efforts of only a small number of top performers, who are paid accordingly*“ (Frank/Cook 1996, S. 2).

Diese Märkte sind dadurch gekennzeichnet, dass Lohn und Erfolg von rela-

tiver Leistung bestimmt sind. Der Großteil der Gewinne wird von einer kleinen Gruppe hoch platzierter Individuen abgeschöpft und schon geringe Qualitätsunterschiede der Stars (ihres Talents) können zu großen Einkommensunterschieden führen (Frank/Cook 1996). Den Zusammenhang erklärt George Akerlof (1976) anhand des Beispiels des Rattenrennens. In der von Akerlof eingeführten Metapher des Rattenrennens ist der Gewinn begrenzt. Er vergleicht diesen mit einem Stück Käse. Der erste im Wettbewerb erhält das größte Stück, die Nachfolger erhalten jeweils immer kleiner werdende Stücke. Der Großteil des Gewinns wird somit auf sehr wenige Top-Performer verteilt.

Zum Beispiel erhielten 2009 Stars wie Daniel Radcliffe für eine Harry Potter-Episode 20 Millionen Dollar<sup>21</sup>, seine Kollegen Emma Watson und Rupert Grint erhielten eine etwas niedrigere Gage, die 15 Millionen Dollar betrug.<sup>22</sup> Wendet man die Metapher des Rattenrennens auf diesen Film an, teilen die Schauspieler die zur Verfügung stehende Gage -also den Käse- unter sich auf, wobei die drei genannten Personen den allergrößten Teil erhalten. Die Entlohnung der Stars erfolgt dementsprechend nicht aufgrund der messbar besseren Leistung, sondern anhand der Rangposition, die sie einnehmen. Es handelt sich dabei folglich um eine Wettbewerbssituation, in der Stars um die knappen vorderen Rangplätze konkurrieren. Die Entlohnung eines Akteurs hängt also vom ordinalen Rang ab. Je besser er im Vergleich zu anderen abschneidet, desto höher steht er in der Rangliste und desto höher ist sein Gewinn beziehungsweise seine Entlohnung (Gaitanides 2001).

Wer einmal Erfolg hatte, wird wiederholt nachgefragt und sichert sich somit ein höheres Einkommen. Diese Eigenschaft wird als „success breeds success“ bezeichnet und ist typisch für „winner-take-all“ Märkte, wie z.B. der Filmindustrie (Frank/Cook 1996).

---

<sup>21</sup> Im Folgenden wird immer von US-Dollar gesprochen.

<sup>22</sup> <http://www.vanityfair.com>

### 3.1.2 Stars in der Filmindustrie

In der Filmindustrie, im Speziellen unter Schauspielern und Regisseuren, sind Rattenrennen üblich. Hohe Investitionen in Stars (Lock-in-Effekte) scheinen sich trotz der durch den Stareinsatz steigenden Produktionskosten zu lohnen (Gaitanides 2000). Den zusätzlichen Einnahmen durch den Stareinsatz stehen kaum Grenzkosten gegenüber (Production Cloning) (Frank/Cook 1996). Der Einsatz von Stars leistet auch einen Beitrag zur Reduktion der Unsicherheit, sowohl aus Sicht der Anbieter als auch aus Sicht der Nachfrager. Die Funktionen, die ein Star für eine Kinofilmproduktion erfüllt, umfassen nicht nur die Generierung von Besucherzahlen, vielmehr dient eine Star-Verpflichtung den Studios zur Bereitstellung von Ressourcen als Sicherheit gegenüber anderen Produktionen oder auch gegenüber Investoren die oftmals sogenannte „Bankable“-Stars einfordern. (Gaitanides 2000) Des Weiteren vereinfachen Stars die Distribution; da die Anzahl der Screens knapp ist, herrscht bei der Buchung von Screens eine starke Konkurrenz. Wird ein Film unter Nennung eines Stars vertrieben, hat dieser gegenüber seiner Konkurrenz größere Chancen bei der Buchung von Screens. Filme mit Starbesetzung schaffen eine gewisse Erwartungshaltung bezogen auf vergangene Filmerfolge (Clement et al. 2007, 2008b). Aus Anbietersicht kommen die „Lock-in“- und aus Nachfragersicht die „Habit Formation or Acquired Tastes“-Eigenschaften der „winner-take-all“ Märkte zum Tragen (Frank/Cook 1996).

Die Fähigkeit eines Stars, eine breite Masse an Zuschauern anzusprechen, wird in der Filmindustrie, wie bereits erwähnt, als Zuschauermagnet eingesetzt. Der Star wird, sobald das Mitwirken in einem Film beschlossen ist, als Marketingmaßnahme eingesetzt. Nicht selten wird dabei indirekt auch der Film mit der Gage des Stars beworben (Gaitanides 2000). Besonders wichtig ist dabei ein erfolgreiches Eröffnungswochenende: Wenn ein Film bereits an diesem Wochenende einen Großteil der Zuschauer gewinnen kann, wird der sogenannte „bandwagon“-Effekt ausgelöst (Haucap 2006). Somit wird das Risiko, durch die nächste Filmpremiere verdrängt zu werden, ver-

ringert und das Einspielen der Kosten erleichtert.

Weiterhin spielen Stars bei Verleihungen von Filmpreisen eine Rolle. Erst durch sie wird z.B. die Oscar-Zeremonie zum Medienspektakel.

Eine weitere Fähigkeit beziehungsweise Eigenschaft, die einen Star auszeichnet, ist die physische Attraktivität und der Sexappeal. Besonders Filmstars präsentieren in der Öffentlichkeit ein Bild von sich, das den aktuellen Schönheits- und Modeidealen entspricht. Das geschaffene Image oder auch die damit aufgebaute Reputation dienen als „Anziehungsmagnet“ für die Zuschauer. Ein Film, dessen Besetzung mit Attributen wie „schönste Schauspielerin“ oder „attraktivster Schauspieler“ beworben wird, zieht mehr Aufmerksamkeit auf sich und zwar nicht nur seitens der Zuschauer, sondern auch der Medien. Dass Schönheit und Sexappeal mehr Aufmerksamkeit erzeugen und somit Individuen beeinflussen können, zeigen Hame-rmesh/Biddle (1994) in ihrer Arbeit „Beauty and the Labour Market“. Sie kolportieren, dass überdurchschnittlich schöne Menschen ca. 10 bis 15 Prozent mehr verdienen als unterdurchschnittlich schöne Menschen. Johnston (2010) konnte mit einem Sample von 13.000 Frauen zeigen, dass blonde Frauen unabhängig von anderen Faktoren wie Größe, Gewicht und Bildung ein höheres Einkommen erzielen können als dunkelhaarige Frauen. Weiterhin wurde dokumentiert, dass blonde Frauen im Vergleich eher wohlhabende Männer heiraten, die im Schnitt sechs Prozent mehr verdienen als die Ehemänner von dunkelhaarigen Frauen.

Erklärungsansätze für die Schönheitsprämie auf dem Arbeitsmarkt bieten Mobius/Rosenblat (2006). Ein Erklärungsansatz besteht darin, dass schönen Menschen mehr zugetraut wird als weniger schönen. So wird in Experimenten dargelegt, dass Arbeitgeber ihren Beschäftigten umso mehr zutrauen, je attraktiver diese sind. Schönen Menschen wird mehr Kompetenz, Geschicklichkeit und eine größere Intelligenz zugetraut, was wiederum eine höhere Entlohnung rechtfertigt. Eine weitere Erklärung ist, dass schönere Menschen aufgrund ihres Aussehens selbstbewusster sind und sich daher „besser

verkaufen“ können. Das Selbstbewusstsein wird damit auch vom Arbeitgeber wahrgenommen. Des Weiteren wirkt sich das gesteigerte Selbstbewusstsein auch auf die kommunikativen und sozialen Fähigkeiten aus.

Übertragen auf die Stars in der Filmbranche sind ähnliche Ergebnisse zu erwarten. Filmstars, die in der Branche das Image haben, besonders schön oder sexy zu sein, können diese Reputation nach außen glaubhaft signalisieren. Sie signalisieren die durch ihre Attraktivität gewonnene Reputation durch die von Mobius/Rosenblat (2006) dokumentierten Eigenschaften Kompetenz, Selbstvertrauen und Fähigkeiten zur Selbstvermarktung. Ein Filmstar, der von den Medien als „schönster“ Star gefeiert wird, erregt die Aufmerksamkeit der potenziellen Zuschauer. Albert (1998) dokumentiert Reputations- und Signalmechanismen als „Marking Power“. Die Signalwirkung ist nicht nur auf die Zuschauer begrenzt, sondern gilt auch für die Entscheidungsträger wie Investoren, Studiobosse etc. Allerdings beruht die Signalwirkung bei den Entscheidungsträgern nicht nur auf dem Gedanken der Qualität, es spielen hierbei auch die monetären Eigenschaften eine Rolle. Filme, die mit einem von den Medien gefeierten „schönen“ Star besetzt sind, ermöglichen den Entscheidungsträgern, sich gegen andere Produktionen und Investoren durchzusetzen, da die Reputation der „schönen“ Stars als Vermarktungsstrategie eingesetzt wird. Der Star, der eine Auszeichnung, wie z.B. den „Sexiest Man Alive“ Award<sup>23</sup> vorweisen kann, ist in der Lage sich gegen Konkurrenten aufgrund der aufgebauten Reputation mit Selbstvertrauen und Selbstvermarktung besser durchzusetzen.

Der Filmmarkt ist wie der von Hamermesh/Biddle (1994), Mobius/Rosenblat (2006) und Johnston (2010) analysierte Arbeitsmarkt durch Schönheitsideale gekennzeichnet. Wenn schönere Menschen erfolgreicher sind, dann sollte ein schöner Star auch in der Lage sein, die Erfolgswahrscheinlichkeit eines Films zu erhöhen. Der Zusammenhang von Schönheit

---

<sup>23</sup>Die Auszeichnung „Sexiest Man Alive“ wird im Verlauf dieses Kapitels detaillierter analysiert.

und Stars, die eine Attraktivitätsauszeichnung vorweisen können, hat in der Literatur noch keine Aufmerksamkeit gefunden, vielmehr werden in den meisten Studien klassische Determinanten, wie z.B. die Oscars, Marktwert etc., zur Erklärung der Star-Filmerfolg-Beziehung herangezogen. Nachfolgend werden einige Arbeiten, die den Zusammenhang von Star- und Filmerfolg untersuchen, aufgeführt.

### **3.1.3 Empirische Evidenz zum Einfluss von Stars**

Der Zusammenhang von Stars und dem Erfolg von Kinofilmen wurde von amerikanischen Wissenschaftlern bereits mehrfach nachgewiesen. Die Ergebnisse der vorliegenden Studien zum Einfluss von Stars auf den Erfolg von Kinofilmen sind nicht einheitlich, einige Studien berichten von negativen und andere wiederum von positiven Einflüssen. Der Untersuchungsgegenstand der Arbeiten umfasst dabei das Gefüge von Stareinsatz und Einspielergebnis eines Films.

Von positiven Einflüssen des Stareinsatzes berichten Wallace et al. (1993). In ihrer Studie wurden 1687 Kinofilme, die mindestens einen Star in der Besetzung nachweisen konnten und zwischen 1956 und 1988 uraufgeführt wurden, untersucht. Die Operationalisierung der Variable Star erfolgte dabei anhand von zwei Anhaltspunkten: 1. die Schauspieler waren zur Zeit der Datenerhebung noch am Leben und 2. die Schauspieler haben während ihrer Karriere an mindestens sieben Filme mitgewirkt. Als Kontrollvariablen wurden das Erscheinungsjahr, das MPAA-Rating, die Filmdauer in Minuten, das Genre und die Kosten der Produktion einbezogen. Untersucht wurde der marginale Wert am Verleihumsatz. Als Ergebnis dokumentieren die Autoren, dass der Stareinsatz 25% der Varianz der Einnahmen erklärt.

Prag/Casavant (1994) dokumentieren in ihrer Studie, in der sie Regressionsanalysen mit und ohne Einbeziehung des Werbebudgets durchführen, unterschiedliche Ergebnisse. Im Falle der Nichteinbeziehung der Marketingaufwendungen resultiert ein signifikanter Einfluss von Stars auf den Filmer-



folg. Bei der Einbeziehung der Marketingkosten im zweiten Schritt der Analyse kristallisiert sich der Marketingaufwand als Haupteinflussgröße des Spielfilmerfolgs heraus und der Stareinsatz hat keinen signifikanten Einfluss mehr. Bei der Untersuchung der Faktoren, die den Marketingaufwand determinieren, zeigt sich allerdings wiederum, dass u.a. der Stareinsatz diesen signifikant positiv beeinflusst. Sie halten fest, dass der Star aufgrund seiner „Drawing Power“ den Studios bei den Marketingmaßnahmen als Publikumsmagnet dient.

Levin et al. (1997) führen in ihrer Studie Experimente zur Konsumwahl von Erfahrungsgütern durch, indem 62 Studenten bezüglich der Filmwahl und Romanwahl befragt werden. Die Ergebnisse der Studie halten fest, dass Filme mit Starbesetzung besser abschneiden als solche ohne Starbesetzung.

Albert (1998) postuliert in seiner Arbeit die „Marking Power“ von Stars und kommt zu dem Schluss, dass der Stareinsatz allein keinen Erfolg garantiert, dass dieser aber einem Muster unterliegt, das die Erfolgswahrscheinlichkeit eines Films ex ante berechenbar macht.

Einige Studien postulieren, dass Stars aufgrund ihrer Reputation Qualitätssignale aussenden, die von den Konsumenten wahrgenommen werden und damit einen Beitrag zur Reduktion der evidenten Informationsasymmetrien leisten (Elliott/Simmons 2006).

Auch Ravid (1999), Neelamegham/Chintagunta (1999), Hennig-Thurau/Wruck (2000), Gaitanides (2001), Basuroy et al. (2003), Elberse/Eliashberg (2003) sowie Ainslie et al. (2005) berichten in ihren Arbeiten von positiven Effekten des Einsatzes von Stars auf den Filmerfolg.

Andere Studien kommen zu dem Ergebnis, dass es keinen signifikanten Einfluss von Stars auf das Einspielergebnis gibt. Litman (1983) und Austin (1988) kommen zu dem Schluss, dass der Erfolg eines Filmes weniger von

den Stars, als vielmehr vom Word-of-Mouth abhängig ist. DeVany/Walls (1999) folgern, dass die meisten Stars keinen signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit eines Filmerfolgs haben. Sie führen eine Studie mit einem Sample von 2015 Filmen, die zwischen 1985 und 1996 uraufgeführt wurden, durch. Von diesen 2015 Filmen sind 1689 Filme, die keine Starpower und 326 Filme Starpower aufweisen, die in dem jeweiligen Erscheinungsjahr des Films unter den Top 100 Schauspielern Hollywoods waren. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass von ihnen lediglich 19 einen Filmerfolg marginal positiv beeinflussen. Des Weiteren dokumentieren sie, dass Stars über eine sogenannte „Opening Power“ und „Staying Power“ verfügen, da der Einsatz von Stars einen positiven Einfluss auf die Anzahl der Screens am Eröffnungswochenende und auf die Laufzeit des Films hat. Es kann jedoch kein Effekt auf den ROI gezeigt werden.

Grund für die unterschiedlichen Ergebnisse ist die Operationalisierung der Variablen „Star“. So wird zur Messung der Star Power zum Beispiel von Elberse/Eliashberg (2003) und Ainslie et al. (2005) der „Hollywoods Reporter's Star Power Survey“ herangezogen. Ravid (1999) klassifiziert hingegen Stars in zwei Kategorien. Die erste Kategorie umfasst dabei die ökonomische Reputation („economic reputation“), gemessen anhand der Box Office-Returns des jeweiligen Schauspielers und die künstlerische Reputation, die „artistic reputation“, die anhand der Oscar-Auszeichnung und wohlwollender Kritiken operationalisiert wird.

Der ökonomische Erfolg vorangehender Filme eines Schauspielers wurde bereits in verschiedenen Studien als Indikator für das zukünftige Erfolgspotenzial herangezogen (Litman/Kohl 1989, Sochay 1994, Lampel/Shamsie 2003 etc.). Der künstlerische Erfolg eines Schauspielers dient für Zuschauer, Studios, Kritiker, etc. als Qualitätssignal (Wallace et al. 1993, Elberse 2007).

Elberse (2007) greift in ihrer Arbeit die Klassifizierung von Ravid (1999)

auf und erläutert, dass beide Kategorien der Reputation als eine Dimension von Status interpretierbar sind. Ihrem Verständnis zufolge sind ökonomische und künstlerische Reputation ein Maß für Starpower.

In Anlehnung an Ravid (1999) und Elberse (2007) werden in der nachfolgenden Analyse die ökonomische Reputation und die künstlerische Reputation analysiert, jedoch ist die Operationalisierung der Variablen besonders im Hinblick auf die künstlerische Reputation mit der von Elberse und Ravid nicht identisch.

### 3.2 Datenbasis

Die Datenbasis dieser Untersuchung setzt sich aus den zwischen 1990 und 2007 in den deutschen Kinos uraufgeführten amerikanischen Filmen zusammen, welche mindestens in den Top 100 der FFA gelistet wurden. Im untersuchten Zeitraum sind 1252 Filme enthalten. Allerdings sind nicht für alle Variablen in jedem Jahr Daten verfügbar, was die Anzahl der Beobachtungen in der Stichprobe auf 597 im Modell „SexiestMan“ (künstlerische Reputation), beziehungsweise 556 Filme im Modell „StarEcon“ (ökonomische Reputation) verringert. Ein Großteil der Daten, insbesondere die Angaben zu den Besucherzahlen, Genre und Jahreszahl entstammen der Datenbank der FFA. Die Daten bezüglich der Oscars sind der AMPAS<sup>24</sup>-Datenbank entnommen. Die Budgetdaten sowie die schauspielerischen Daten wurden von der Internet Movie Database (IMDB) und der Box Office Mojo Datenbank bezogen. Die künstlerische Reputation wird anhand der Auszeichnung „Sexiest Man Alive“ operationalisiert. Die Verwendung dieser Variablen ist im Hinblick auf die Arbeiten von Ravid (1999) und Elberse (2007) nicht gleichzusetzen, da es sich bei der Variablen „Sexiest Man Alive“ nicht um die künstlerische Reputation im Sinne von Schauspielleistung handelt, sondern eher um die künstlerische Reputation im Sinne der

---

<sup>24</sup> Academy of Motion Picture Arts and Sciences

physischen Attraktivität. von Ravid (1999) und Elberse (2007) definieren künstlerische Reputation als schauspielerische Leistung, die durch die Verleihung eines Oscars oder eines Golden Globe gemessen wird. In dieser Analyse wird die künstlerische Reputation als die Fähigkeit eines Stars, durch sein äußeres Erscheinungsbild Aufmerksamkeit zu erzeugen und somit als „Zuschauermagnet“ zu fungieren, verstanden. Diese Fähigkeit wird anhand der „Sexiest Man Alive“ Auszeichnung gemessen. Der Sexiest Man Alive Award ist eine internationale Auszeichnung, die jährlich vom US-amerikanischen „People Magazine“ verliehen wird. Jedes Jahr gibt das „People Magazine“, in seiner November-Ausgabe bekannt, wen die Redaktion für den „Mann mit dem größten Sexappeal“ hält. Der Datensatz enthält 165 verschiedene Schauspieler, von denen zehn Schauspieler, die in 51 Filmen mitspielten, den Titel „Sexiest Man Alive“ erhielten. Die Dummy-Variable „Oscar“ beinhaltet, anders als bei Elberse und Ravid, die Nominierungen in jeder Kategorie, da diese in der Analyse nicht den Stareffekt widerspiegeln, sondern eher als Kontrollvariable dienen. Die Operationalisierung der ökonomischen Reputation erfolgt über den durchschnittlichen amerikanischen Box Office-Return der letzten fünf Filme eines Schauspielers. Um genrespezifische Einflüsse nicht zu vernachlässigen, werden die Genres als Dummy-Variablen inkludiert. Zusätzlich werden Jahres-Dummies verwendet. Die nachfolgende Tabelle 3-1 zeigt einen Überblick der Mittelwerte, Standardabweichungen und der Minimal- und Maximalwerte der verwendeten Variablen.

Variable	Operationalisierung	Mean	Min	Max	SD
InAdmission	Logarithmierte Besucherzahl	13,91	12,01	16,71	0,87
InBudget	Logarithmiertes Budget	17,64	11,01	19,41	0,75
year_InBudget	Interaktionsterm year*InBudget	0,07	-3,38	1,06	0,47
Age	Alter der Schauspieler	39,29	10	74	11,86
Age <sup>2</sup>	Quadriertes Alter der Schauspieler	1683,96	100	5476	1049,69
Sex	Geschlecht (Dummy; weiblich=1)	0,21	0	1	-/-
Oscar	Oscar-Auszeichnung oder Nominierung (Dummy; ja=1)	0,13	0	1	-/-
year_Oscar	Interaktionsterm year*Oscar	1,05	0	18	3,31
SexiestMan	Sexiest Man Alive (Dummy; ja=1)	0,09	0	1	-/-
year_SexiestMan	Interaktionsterm year*SexiestMan	0,91	0	18	3,19
StarEcon	Durchschnittlicher ökonomischer Erfolg des Hauptdarstellers in \$ Millionen	62,21	0,10	226,57	36,68
year_StarEcon	Interaktionsterm year*StarEcon	666,69	0,90	4078,25	572,43
SexiestM_StarEcon	Interaktionsterm SexiestMan*StarEcon	6.68	0	226,57	23.61
Action	Actionfilm (Dummy; ja=1)	0,33	0	1	-/-
Drama	Drama (Dummy; ja=1)	0,22	0	1	-/-
Thriller	Thriller (Dummy; ja=1)	0,06	0	1	-/-
SciFi	Science-Fiction (Dummy; ja=1)	0,02	0	1	-/-
Comedy	Komödie (Dummy; ja=1)	0,28	0	1	-/-
FanAdv	Fantasy- oder Abenteuerfilm (Dummy; ja=1)	0,07	0	1	-/-
Horror	Horrorfilm (Dummy; ja=1)	0,03	0	1	-/-
Quartal1	Quartal 1 (Januar-März)	0,27	0	1	-/-
Quartal2	Quartal 2 (April-Juni)	0,16	0	1	-/-
Quartal3	Quartal 3 (Juli-September)	0,22	0	1	-/-
Quartal4	Quartal 4 (Oktober-	0,35	0	1	-/-

	Dezember)				
year	Beobachtungszeitpunkt im Sample	9,95	1	18	4,49

Tabelle 3-1: Deskriptive Statistik „SexiestMan“ und „StarEcon“

Vor der eigentlichen empirischen Analyse, die den Einfluss der künstlerischen und ökonomischen Determinanten der Besucherzahlen eruiert, wird in Abbildung 3-1 die Verteilung der Besucherzahlen visualisiert. Es wird deutlich, dass die Besucherzahlen einer rechtsschiefen Verteilung unterliegen, d.h. im Sample gibt es wenige Filme mit extrem hohen Besucherzahlen und sehr viele Filme mit eher niedrigen Besucherzahlen. Aufgrund der rechtsschiefen Verteilung wird in den nachfolgenden Analysen die Variable „Besucherzahl“ transformiert und daher in den Analysen die logarithmierte Besucherzahl „lnAdmission“ verwendet.<sup>25</sup>

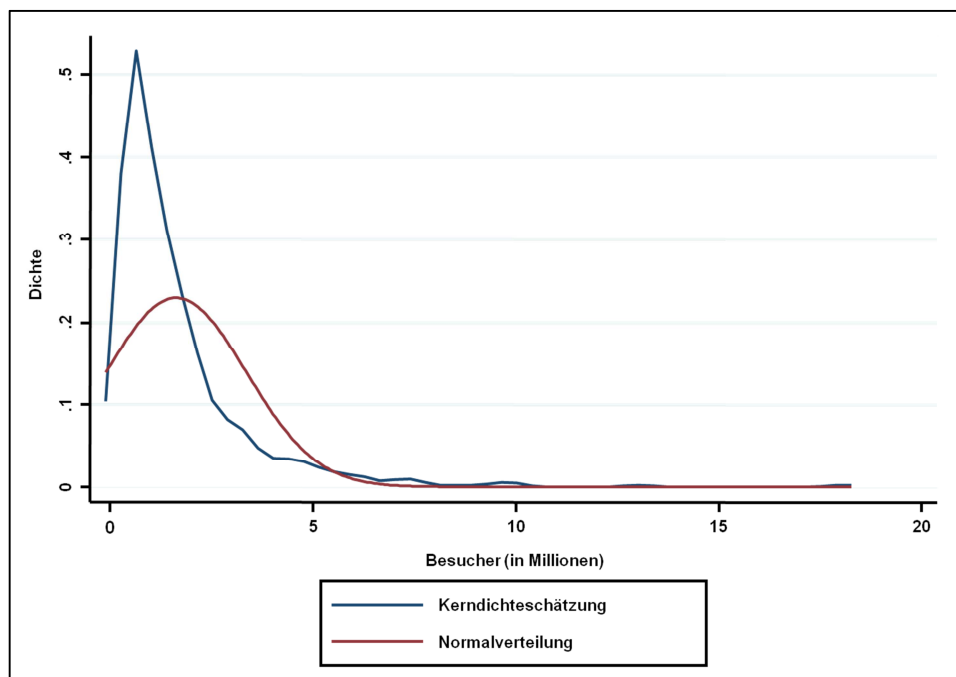


Abbildung 3-1: Kerndichteschätzung der Besucher in Millionen

<sup>25</sup> Die Transformation durch Logarithmieren sowohl für die Besucherzahlen als auch für das Budget wurde nach dem „gladder“ und „ladder“ Befehl in Stata gewählt.

### 3.3 Empirische Analyse

Zur Identifikation der Effekte durch den „Sexiest Man Alive“ und die ökonomische Reputation wird in diesem Abschnitt die Methode der Regression mit und ohne Interaktionseffekt angewendet und zusätzlich ein simultanes OLS-Modell geschätzt. Weiterhin werden zwei weitere Modelle geschätzt, die den Zeittrend beinhalten um zu überprüfen, ob die Effekte der Variablen „Oscar“, „SexiestMan“ und „StarEcon“ über die Zeit hinweg konstant sind.

Die zu schätzenden Modelle haben die folgende allgemeine Form:

$$\begin{aligned}
 \ln(Admission)_{SexiestMan} &= \beta_0 + \beta_1 \ln Budget + \beta_2 Age + \beta_3 Age^2 \\
 &+ \beta_4 Sex + \beta_5 Oscar + \beta_6 SexiestMan \\
 &+ \beta_7 Action + \beta_8 Drama + \beta_9 Thriller \\
 &+ \beta_{10} SciFi + \beta_{11} Comedy + \beta_{12} FanAdv \\
 &+ \beta_{13} Quartal1 + \beta_{14} Quartal2 + \beta_{15} Quartal4 \\
 &+ \varepsilon
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \ln(Admission)_{StarEcon} &= \beta_0 + \beta_1 \ln Budget + \beta_2 Age + \beta_3 Age^2 \\
 &+ \beta_4 Sex + \beta_5 Oscar + \beta_6 StarEcon + \beta_7 Action \\
 &+ \beta_8 Drama + \beta_9 Thriller + \beta_{10} SciFi \\
 &+ \beta_{11} Comedy + \beta_{12} FanAdv + \beta_{13} Quartal1 \\
 &+ \beta_{14} Quartal2 + \beta_{15} Quartal4 + \varepsilon
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& \ln(\text{Admission})_{\text{SexiestM\_StarEcon}} \\
&= \beta_0 + \beta_1 \ln\text{Budget} + \beta_2 \text{Age} + \beta_3 \text{Age}^2 \\
&+ \beta_4 \text{Sex} + \beta_5 \text{Oscar} + \beta_6 \text{SexiestMan} \\
&+ \beta_7 \text{StarEcon} + \beta_8 \text{SexiestM\_StarEcon} \\
&+ \beta_9 \text{Action} + \beta_{10} \text{Drama} + \beta_{11} \text{Thriller} \\
&+ \beta_{12} \text{SciFi} + \beta_{13} \text{Comedy} + \beta_{14} \text{FanAdv} \\
&+ \beta_{15} \text{Quartal1} + \beta_{16} \text{Quartal2} + \beta_{17} \text{Quartal4} \\
&+ \varepsilon
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& \ln(\text{Admission})_{\text{SexiestMan\_year}} \\
&= \beta_0 + \beta_1 \ln\text{Budget} + \beta_2 \text{year\_lnBudget} \\
&+ \beta_3 \text{Age} + \beta_4 \text{Age}^2 + \beta_5 \text{Sex} + \beta_6 \text{Oscar} \\
&+ \beta_7 \text{year\_Oscar} + \beta_8 \text{SexiestMan} \\
&+ \beta_9 \text{year\_SexiestMan} + \beta_{10} \text{Action} + \beta_{11} \text{Drama} \\
&+ \beta_{12} \text{Thriller} + \beta_{13} \text{SciFi} + \beta_{14} \text{Comedy} \\
&+ \beta_{15} \text{FanAdv} + \beta_{16} \text{Quartal1} + \beta_{17} \text{Quartal2} \\
&+ \beta_{18} \text{Quartal4} + \beta_{19} \text{year} + \varepsilon
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& \ln(\text{Admission})_{\text{StarEcon\_year}} \\
&= \beta_0 + \beta_1 \ln\text{Budget} + \beta_2 \text{year\_lnBudget} \\
&+ \beta_3 \text{Age} + \beta_4 \text{Age}^2 + \beta_5 \text{Sex} + \beta_6 \text{Oscar} \\
&+ \beta_7 \text{year\_Oscar} + \beta_8 \text{StarEcon} \\
&+ \beta_9 \text{year\_StarEcon} + \beta_{10} \text{Action} + \beta_{11} \text{Drama} \\
&+ \beta_{12} \text{Thriller} + \beta_{13} \text{SciFi} + \beta_{14} \text{Comedy} \\
&+ \beta_{15} \text{FanAdv} + \beta_{16} \text{Quartal1} + \beta_{17} \text{Quartal2} \\
&+ \beta_{18} \text{Quartal4} + \beta_{19} \text{year} + \varepsilon
\end{aligned}$$



Um heteroskedastische Störterme auszuschließen, wurde die OLS-Schätzung mit der Option „Robust“ vorgenommen (White 1980). In Tabelle 3-2 sind die Resultate der Regression ersichtlich. Die erste Spalte zeigt diejenigen des „SexiestMan“-Modells, die zweite Spalte die des „SexiestMan“-Modells mit verringerter Fallzahl (aufgrund fehlender Werte) und die dritte Spalte enthält die Resultate des „StarEcon“-Modells. Die Ergebnisse der Simultanschätzung sind in den Spalten drei und vier aufgeführt, in Spalte fünf ist das Resultat der Schätzung mit dem Interaktionsterm (SexiestM\*StarEcon) ersichtlich. Tabelle 3-3: Modellschätzungen SexiestMan und StarEcon mit Zeittrend zeigt die Ergebnisse der OLS-Schätzung mit dem Zeittrend.

	Modell 1 SexiestMan	Modell 2 SexiestMan2	Modell 3 StarEcon	Modell 4 Sim_SexiestMan	Modell 5 Sim_Starecon	Modell 6 Interaktion
Variable	Koeffizienten					
InBudget	0,3787 (5,32)***	0,5143 (8,70)***	0,4763 (7,38)***	0,3787 (5,46)***	0,4763 (7,59)***	0,4763 (7,19)***
Age	- 0,0680 (-4,95)***	- 0,0742 (-4,15)***	- 0,0719 (-4,03)***	- 0,0679 (-5,09)***	- 0,0719 (-4,15)***	- 0,0732 (-4,06)***
Age <sup>2</sup>	0,0007 (4,36)***	0,0007 (3,57)***	0,0007 (3,50)***	0,0006 (4,48)***	0,0007 (3,61)***	0,0007 (3,54)***
Sex	0,0193 (0,25)+	0,1135 (1,42)+	0,1376 (1,71)+	0,0193 (0,25)+	0,1376 (1,76)*	0,1566 (1,92)*
Oscar	0,4998 (4,38)***	0,5018 (4,26)***	0,5153 (4,40)***	0,4998 (4,50)***	0,5153 (4,53)***	0,5200 (4,44)***
SexiestMan	<b>0,2067 (2,16)**</b>	<b>0,1872 (2,05)**</b>	-/-	<b>0,2067 (2,22)**</b>	-/-	<b>0,2526 (1,24)+</b>
StarEcon	-/-	/	<b>0,0022 (2,08)**</b>	-/-	<b>0,0022 (2,14)**</b>	<b>0,0023 (2,13)**</b>
SexiestM_StarEcon	-/-	-/	-/-	-/-	-/-	- <b>0,0009 (-0,31)+</b>
Action	0,2007 (1,28)+	0,3537 (2,06)**	0,3615 (2,14)**	0,2007 (1,31)+	0,3614 (2,20)**	0,3588 (2,14)**
Drama	- 0,0187 (-0,12)+	0,0893 (0,52)+	0,0478 (0,28)+	- 0,0187 (-0,12)+	0,0478 (0,29)+	0,0547 (0,32)+
Thriller	0,1183 (0,63)+	0,2007 (0,99)+	0,1973 (1,00)+	0,1183 (0,65)+	0,1973 (1,03)+	0,1919 (0,97)+
SciFi	0,4646 (1,75)*	0,6428 (2,50)**	0,6442 (2,64)**	0,4646 (1,80)*	0,6442 (2,71)**	0,6464 (2,59)**
Comedy	0,1970 (1,28)+	0,3250 (1,91)**	0,2927 (1,75)*	0,1970 (1,32)+	0,2927 (1,81)*	0,3064 (1,85)*
FanAdv	0,4622 (2,16)**	0,4797 (2,30)**	0,4772 (2,32)**	0,4622 (2,22)**	0,4772 (2,39)**	0,4584 (2,23)**
Quartal1	0,0242 (0,26)+	0,0467 (0,48)+	0,0454 (0,46)+	0,0242 (0,26)+	0,0454 (0,48)+	0,0534 (0,54)+
Quartal2	- 0,0782 (-0,73)+	- 0,0269 (-0,25)+	- 0,0481 (-0,45)+	- 0,0782 (-0,75)+	- 0,0481 (-0,46)+	- 0,0271 (-0,25)+
Quartal4	- 0,0471 (-0,55)+	- 0,0722 (-0,82)+	- 0,0914 (-1,04)+	- 0,0471 (-0,56)+	- 0,0914 (-1,08)+	- 0,0763 (-0,87)+
Jahres-Dummies	inkludiert					
R <sup>2</sup>	0,236	0,265	0,267			0,271
N	597	556	556	597	597	556

\*p&lt;.05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.

(t-Werte bzw. z-Werte in Klammern)

**Tabelle 3-2: Modellschätzungen SexiestMan und StarEcon**

	<b>Modell 7</b>	<b>Modell 8</b>
	<b>SexiestMan_year</b>	<b>StarEcon_year</b>
<b>Variablen</b>	<b>Koeffizienten</b>	
lnBudget	0.4309 (5.16)***	0.5439 (8.24)***
year_lnBudget	0.0021 (0.18)+	0.1178 (0.96)+
Age	- 0.0705 (-5.36)***	- 0.0774 (-4.53)***
Age <sup>2</sup>	0.0007 (4.76)***	0.0008 (3.92)***
Sex	0.0326 (0.42)+	0.1324 (1.58)+
<b>Oscar</b>	<b>0.4138 (4.01)***</b>	<b>0.4215 (4.04)***</b>
<b>year_Oscar</b>	<b>- 0.0297 (-1.47)+</b>	<b>- 0.0236 (-2.00)**</b>
<b>SexiestMan</b>	<b>0.2042 (2.11)**</b>	<b>-/-</b>
<b>year_SexiestMan</b>	<b>0.0157 (0.66)+</b>	<b>-/-</b>
<b>StarEcon</b>	<b>-/-</b>	<b>0.0024 (2.24)**</b>
<b>year_StarEcon</b>	<b>-/-</b>	<b>- 0.0004 (-1.63)+</b>
Action	<b>0.1409 (0.89)+</b>	<b>0.3091 (1.83)*</b>
Drama	- 0.0317 (-0.20)+	0.0953 (0.57)+
Thriller	0.1009 (0.56)+	0.2371 (1.23)+
SciFi	0.3901 (1.46)+	0.5689 (2.27)**
Comedy	0.1635 (1.08)+	0.2808 (1.71)*
FanAdv	0.4197 (1.86)*	0.4522 (2.15)**
Quartal1	0.0289 (0.31)+	0.0363 (0.37)+
Quartal2	- 0.0582 (-0.55)+	- 0.0378 (-0.35)+
Quartal4	- 0.0420 (-0.49)+	- 0.0889 (-0.99)+
year	- 0.0306 (-3.38)***	- 0.0410 (-4.68)***
R <sup>2</sup>	0.224	0.264
Number of obs	597	556

\*p < .05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.  
(t-Werte bzw. z-Werte in Klammern)

**Tabelle 3-3: Modellschätzungen SexiestMan und StarEcon mit Zeittrend**

Da die Signifikanzlevels der entscheidenden Variablen für die Modellspezifikation „SexiestMan“, „SexiestMan2“, „StarEcon“, „Sim\_SexiestMan“, „Sim\_StarEcon“ und „SexiestM\_StarEcon-Interaktion“ sowie „SexiestMan\_year“ und „StarEcon\_year“ nahezu identisch sind, werden folgend nur die Ergebnisse der OLS-Schätzung vorgestellt.

Die Varianzaufklärung der logarithmierten Besucherzahlen liegt im ersten Modell bei 0,236, d.h. durch die exogenen Variablen können 24 Prozent der Varianz erklärt werden.

Die OLS-Schätzung zeigt, dass Stars, die ex ante mit dem „Sexiest Man Alive“ Award ausgezeichnet wurden, einen auf dem 5 Prozent Niveau signifikanten positiven Einfluss auf die Besucherzahlen aufweisen. Die Ergebnisse des Modells bestätigen somit die Hypothese, dass der Einsatz eines Sexiest Man Alive-Stars einen positiven Einfluss auf den Besuchererfolg aufweist. Die von Hamermesh/Biddle (1994) entwickelte Theorie, dass schöne Menschen auf dem Arbeitsmarkt mehr verdienen können, lässt sich durch dieses Resultat auch auf die Filmstars übertragen. Die Studie von Johnston (2010) unterstützt ebenfalls die Ergebnisse der empirischen Analyse. Wirkt in einem Film ein „Sexiest Man Alive“ mit, so erhöht dies die Besucherzahl um mehr als 20 Prozent. Auch die von Mobius/Rosenblatt (2006) dokumentierten Eigenschaften, die schöne Menschen ausmachen, können anhand der Resultate im Sinne der Reputations- und Signaltheorie als Produktivitäts-, Qualitäts- und Kompetenzeigenschaften eines Stars respektive eines Films interpretiert werden.

Die Ergebnisse spiegeln weiterhin einen U-förmigen Verlauf des Alters-Besucherzahl-Profiles wieder. Die Besucherzahl sinkt zunächst mit steigendem Alter der Stars und steigt dann wieder. Der Wendepunkt für das steigende Alter beträgt 52 Jahre. Der Verlauf lässt sich dadurch begründen, dass die Filmbranche sehr kurzlebig ist und ein natürlicher Selektionsmechanismus greift und somit am Markt die talentierten Stars überleben. Frick (2001) beschreibt dies für den professionellen Teamsport wie folgt: *„Ältere Spieler, über deren Qualitäten keine nennenswerte Unsicherheit mehr besteht, und solche, denen aufgrund ihrer Leistungen im College-Bereich besondere Fähigkeiten attestiert werden, verdienen unter sonst gleichen Bedingungen mehr als jüngere und weniger talentierte Spieler.“* (Frick 2001, S. 92)

Es sind nur wenige Stars, die ihren erworbenen Status über Jahre hinweg halten können. Diese Stars sind aufgrund ihrer Erfahrung und Reputation in der Lage, auch mit steigendem Alter eine entsprechende Zahl an Besuchern zu generieren. Beispielhaft seien hier Sean Connery, Robert DeNiro, Clint

Eastwood und Harrison Ford genannt.

Der Koeffizient des logarithmierten Budgets zeigt, dass dieser ebenfalls einen signifikant positiven Einfluss auf die Besucherzahlen hat. Der Koeffizient ist auf dem 1-Prozent-Niveau signifikant und weist einen Wert von 0,3787 auf. Das Ergebnis ist nicht überraschend, viele der existierenden Studien kommen zu vergleichbaren Befunden (Ravid 1999, Hennig-Thurau/Wruck 2000 u.a.). Das Produktionsbudget impliziert, dass die Qualität bezüglich der inhaltlichen, künstlerischen und technischen Umsetzung eines Films gewährleistet werden (Litman 1983).

Hinsichtlich der Dummy-Variablen für das Quartal, in dem ein Film uraufgeführt wird, sind im Vergleich zur Referenzkategorie „Quartal 3“ keine signifikanten Ergebnisse ersichtlich. Die Schätzergebnisse sind etwas überraschend und widersprechen den Befunden von Litman (1983), Radas/Shugan (1998), Sorenson/Waguespack (2005), Ainslie et al. (2005) und anderen, die signifikante Ergebnisse bezüglich des Release-Zeitpunkts feststellen.

Bei den Genres weisen lediglich Science-Fiction- und Fantasy- beziehungsweise Abenteuerfilme im Vergleich zur Referenzkategorie „Horror“ signifikante Ergebnisse auf. Alle anderen Genres weisen keine signifikant von Null verschiedenen Einflüsse auf die Besucherzahlen aus.

Modell 3 „StarEcon“ analysiert den Einfluss des ökonomischen Erfolgs eines Stars auf das Einspielergebnis. Erwartungsgemäß hat der frühere ökonomische Erfolg eines mitwirkenden Schauspielers einen signifikant positiven Einfluss auf die Besucherzahl. Eine Erhöhung des ökonomischen Erfolgs eines Stars um einen Dollar erhöht die Besucherzahl um 0,22 Prozent. Dies lässt den Schluss zu, dass Stars, die in wirtschaftlich erfolgreichen Filmen mitgespielt haben, den Zuschauern signalisieren, besonders gute Filme zu drehen. Weiterhin zeigen die Ausprägungen der Genres „Action“, und „Comedy“ einen signifikant von Null verschiedenen Einfluss auf die Besu-

cherzahlen auf.

Das Modell „SexiestM\_StarEcon“ analysiert zusätzlich den Einfluss der Interaktion von künstlerischer und ökonomischer Reputation (SexiestMan\*StarEcon = künstlerische Reputation\*ökonomischer Reputation). Der Koeffizient des Interaktionsterms ist nicht statistisch signifikant. Die Ausprägung der Variable „StarEcon“ zeigt einen von Null verschiedenen Einfluss auf die Besucherzahlen, d.h. dass die Erhöhung des ökonomischen Erfolgs eines Stars eine Erhöhung der Besucherzahlen mit sich bringt.

In den Modellen „SexiestMan\_year“ und „StarEcon\_year“ wurde im Unterschied zu den anderen Modellen ein Zeittrend integriert, der in Interaktion mit den Variablen „Oscar“, „SexiestMan“ und „StarEcon“ analysiert wird. Die Ergebnisse zeigen hinsichtlich des „SexiestMan“ und „StarEcon“ keine signifikanten Effekte. Der Effekt des Oscar hat jedoch im Zeitverlauf einen signifikant negativen Effekt. Dieser Effekt ist wahrscheinlich darauf zurück zu führen, dass im Laufe der Zeit die Erstveröffentlichung der Filme sich immer mehr an dem amerikanischen angleicht, so dass die Oscar-Nominierung bzw. –Auszeichnung erst nach der Veröffentlichung bekannt wird. Weiterhin lässt sich festhalten, dass über die Zeit hinweg ein Rückgang der Besucherzahlen beobachtbar ist. Das Ergebnis ist insoweit nicht verwunderlich, da die Besucherzahlen in den letzten Jahren eher rückläufig sind (siehe auch Tabelle 2-2: Kinoergebnisse 2004-2009 (Quelle: FFA Filmförderungsanstalt 2010)). Der Rückgang der Besucherzahlen ist u.a. auch durch die Filmpiraterie und den technischen Fortschritt im „Home-Cinema“-Segment begründet.

Da die Regressionsanalyse voraussetzt, dass keine unabhängige Variable eine Linearkombination von anderen Variablen darstellt, wurde im Anschluss an die Regression zur Identifizierung eventuell vorliegender Multikollinearität der Variance-Inflation-Factor (VIF) berechnet. Der VIF misst den Anstieg der Varianz im Vergleich zu einer orthogonalen Basis (Chatter-

jee/Price 1977). Hohe VIF-Werte von über 10 deuten auf Multikollinearität hin (Gujarati/Porter 2009). Dies bereitet für den Datensatz keine Probleme. Die VIF-Werte aller unabhängigen Variablen, mit Ausnahme des Alters und des quadrierten Alters, weisen Werte von unter 10 auf. Ein Multikollinearitätsproblem kann somit für das vorliegende Sample ausgeschlossen werden. Die Tabelle der Variance-Inflation-Factor Analyse ist im Anhang 8.1 einsehbar.

Nachfolgend wird die Quantilsregression verwendet, um die Zusammenhänge der Kovariaten über verschiedene Stellen der Besucherverteilung zu prognostizieren und um die Effekte der künstlerischen und ökonomischen Reputation differenziert zu betrachten. Außerdem bietet die Quantilsregression bei rechtsschiefen Verteilungen gegenüber der klassischen OLS-Schätzung den Vorteil, dass sie gegenüber Ausreißern robuster ist und bei schiefen Verteilungen zusätzliche Informationen liefert. Ein weiterer Vorteil, den Quantilsregressionen mit sich bringen ist, dass sie bei endogenen Kovariaten nicht wie bei der klassischen Regression signifikant verzerrte Ergebnisse liefern, da bei der Quantilsregression die absolute Differenz zu einem Quantil und nicht die quadrierte Differenz zum arithmetischen Mittel minimiert wird.<sup>26</sup>

In Tabelle 3-3 sind für die erste Modellspezifikation die Quantilsregressionen ersichtlich. Die Referenzkategorien bezüglich des Genres und Saison sind dieselben wie bei der OLS-Schätzung. Da die Koeffizienten bis auf wenige Ausnahmen über die Perzentile weitgehend konstant sind, lässt sich schlussfolgern, dass der Einfluss der erklärenden Variablen auf die Besucher an verschiedenen Stellen der Verteilung nahezu identisch ist.

---

<sup>26</sup> [http://tobias-lib.uni-tuebingen.de/volltexte/2004/1469/pdf/Schulze\\_-\\_Applied\\_Quantile\\_Regression.pdf](http://tobias-lib.uni-tuebingen.de/volltexte/2004/1469/pdf/Schulze_-_Applied_Quantile_Regression.pdf)

Quantilsregression Modell SexiestMan					
Variable	0,1 Quantil	0,25 Quantil	0,5 Quantil	0,75 Quantil	0,9 Quantil
lnBudget	0,3014***	0,4162***	0,5175***	0,4907***	0,3932***
Age	- 0,0590***	- 0,0468*	- 0,0845***	- 0,0759***	- 0,0726***
Age <sup>2</sup>	0,0006***	0,0004+	0,0008***	0,0007***	0,0007***
Sex	0,1961*	0,1719+	0,0514+	- 0,1603+	- 0,1952+
Oscar	0,3707**	0,4973**	0,6015***	0,4750***	0,8381***
<b>SexiestMan</b>	<b>0,3971**</b>	<b>0,3876**</b>	<b>0,1603+</b>	<b>0,0047+</b>	<b>0,2462+</b>
Action	0,0685+	0,1827+	0,0526+	0,1088+	0,1442+
Drama	- 0,1650+	- 0,2005+	- 0,2983+	0,2672+	0,3113+
Thriller	0,0444+	- 0,0012+	- 0,0155+	0,0946+	0,0420+
SciFi	0,1887+	0,2403+	0,3977+	0,5279+	0,4055+
Comedy	0,0184+	0,1254+	- 0,0168+	0,2942+	0,3943+
FanAdv	0,1041+	0,1157+	0,1831+	0,4674+	0,5377+
Quartal1	- 0,0478+	0,0232+	0,1268+	- 0,0603+	- 0,0448+
Quartal2	- 0,2510+	- 0,0780+	0,1988+	- 0,1421+	0,0581+
Quartal4	- 0,1724+	- 0,1768+	0,1227+	- 0,0529+	- 0,0496+
Pseudo R <sup>2</sup>	0,137	0,144	0,140	0,166	0,221
N	597				
Raw Sum of Dev.	165,16	327,45	425,27	339,50	187,74
Min Sum of Dev.	142,60	280,32	365,78	283,31	146,17

\*p<.05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.

**Tabelle 3-4: Quantilsregression: SexiestMan**

Der Einfluss der „SexiestMan“-Variable ist auf den ersten beiden Quantilen signifikant positiv und bestätigt die Vermutung, dass Stars, die diese Auszeichnung erworben haben, einen entscheidenden Einfluss auf die Besucherzahlen nehmen. Im Medianperzentil und den höheren Perzentilen mag der insignifikante Koeffizient des „Sexiest Man Alive“-Dummies zunächst verwundern, jedoch bietet sich hierfür folgende Erklärung: Filme, die in den höchsten Perzentilen vorzufinden sind und somit höhere Besucherzahlen aufweisen, generieren ihre Zuschauerzahl nicht primär über den Personaleinsatz, sondern eher über die bekannte Vorlage oder auch durch den Einsatz kostenaufwendiger „Special Effects“, beispielsweise sind das Filme, wie Harry Potter, Herr der Ringe, Fluch der Karibik etc. Der Budget-



Koeffizient ist in allen Quantilen auf dem 0,1-Prozent- Niveau signifikant positiv – dies entspricht in etwa dem Koeffizienten aus der OLS-Schätzung.

Tabelle 3-5 zeigt analog die Ergebnisse der Quantilsregression des Modells „StarEcon“.

Quantilsregression Modell StarEcon					
Variable	0,1 Quantil	0,25 Quantil	0,5 Quantil	0,75 Quantil	0,9 Quantil
lnBudget	0,3259***	0,4309***	0,5617***	0,5771***	0,6455***
Age	- 0,0681***	- 0,0715**	- 0,0760***	- 0,0924***	- 0,0786***
Age <sup>2</sup>	0,0007***	0,0007***	0,0008**	0,0010***	0,0008***
Sex	0,4275***	0,2884***	0,1399+	- 0,0398+	- 0,1267+
Oscar	0,4323***	0,5463***	0,5676***	0,5141***	0,7568***
<b>StarEcon</b>	<b>0,0021*</b>	<b>0,0024*</b>	<b>0,0019+</b>	<b>0,0013+</b>	<b>- 0,0006+</b>
Action	0,5542*	0,3222+	0,2663+	0,1917+	0,3010+
Drama	0,1134+	- 0,1935+	- 0,1757+	0,3161+	0,5168*
Thriller	0,1358+	- 0,0860+	0,0556+	0,1050+	0,2337+
SciFi	0,7853*	0,8772**	0,5193+	0,2672+	0,5528*
Comedy	0,2343+	0,0977+	0,1201+	0,3124+	0,5792**
FanAdv	0,3271+	0,3479+	0,3460+	0,3549+	0,5493*
Quartal1	0,1847+	- 0,0325+	0,1033+	- 0,0237+	- 0,1229+
Quartal2	0,0762+	- 0,1152+	0,1437+	- 0,0451+	- 0,0997+
Quartal4	0,2379*	- 0,2553**	0,0133+	- 0,0929+	- 0,1237+
Pseudo R <sup>2</sup>	0,154	0,165	0,162	0,184	0,242
N	556				
Raw Sum of Dev.	153,18	306,89	398,45	316,11	173,73
Min Sum of Dev.	129,60	256,35	333,85	257,89	131,75

\*p< .05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.

**Tabelle 3-5: Quantilsregression: StarEcon**

Die Ausprägung der Variable „StarEcon“ zeigt einen ähnlichen Verlauf wie die Koeffizienten der Variable „SexiestMan“ im ersten Modell. Auch hier hat die entsprechende Variable ab dem Medianperzentil keinen signifikant von Null verschiedenen Einfluss, welches – wie bereits erwähnt – daran liegen mag, dass die in den oberen Quantilen vorhandenen Filme ihre Per-

formance (Zuschauerzahl) über die bekannte Vorlage, Special Effects etc. generieren.

Die Koeffizienten des Oscars sind in beiden Modellen über die Perzentile hinweg signifikant von Null verschieden. Dies lässt sich dadurch erklären, dass Filme, die mit einem Oscar prämiert wurden, bis auf wenige Ausnahmen erst nach der Oscar-Zeremonie in Deutschland uraufgeführt werden und somit mehr Zuschauer anlocken, da der Oscar gemeinhin als Signal für die Qualitätseigenschaften eines Films interpretiert wird (Nelson et al. 2001).

### 3.4 Zusammenfassung

In diesem Kapitel wurde gezeigt, dass der Einsatz von Stars ein wichtiger Faktor ist, um die Konsumentenscheidung oder die Konsumabsicht der Kinobesucher zu beeinflussen. Die Wirksamkeit eines Stareinsatzes hängt allerdings auch von anderen Faktoren ab. Im Rahmen der Untersuchung lag das Hauptaugenmerk auf den Star-Variablen, die einerseits durch den „Sexiest Man Alive“, andererseits durch den vorherigen ökonomischen Erfolg eines Stars beschrieben wurden. Beide Variablen haben in der OLS-Schätzung ein signifikant positives Ergebnis, welches allerdings in der Quantilsregression in den höheren Perzentilen nicht bestätigt werden konnte. Es bleibt festzuhalten, dass beide Faktoren die Besucherzahl eines Films beeinflussen. Die Art des Einflusses eines Stars kann anhand der durchgeführten Analyse nicht eindeutig bestimmt werden. Es ist zu erwarten, dass der Einfluss sowohl im Sinne der „Marking Power“ und der „Opening“- und „Staying-Power“ ausgeübt wird.

Ein Indiz für die „Marking Power“ ist der Einfluss der Variablen „StarEcon“, die den ökonomischen Erfolg des jeweiligen Stars erfasst. Der von Albert (1998) eingeführte Begriff „Marking Power“ meint, dass der Stareinsatz allein zwar keinen Erfolg garantiert, dass dieser aber einem Muster un-

terliegt, das die Erfolgswahrscheinlichkeit eines zukünftigen Films berechenbar macht. Der ökonomische Erfolg eines Stars kann als das von Albert (1998) dokumentierte Muster interpretiert werden, welches den Erfolg berechenbar macht. Die „Opening Power“ und die „Staying Power“ eines Stars sind nach DeVany/Walls (1999) so zu interpretieren, dass der Einsatz von Stars einen positiven Einfluss auf die Anzahl der Screens am Eröffnungswochenende und auf die Laufzeit des Films hat. Stars mit einem bedeutenden Image, z.B. als „Sexiest Man Alive“ oder als „bestverdienender Star“, sind in Bezug auf die Filmwahl von Konsumenten meist wichtiger als Stars, die vom Publikum nicht als vergleichbar bedeutend beurteilt werden.

Die Ergebnisse der Quantilsregression zeigen eindeutig, dass Filme wie z.B. Herr der Ringe, Harry Potter oder auch Titanic nicht abhängig vom Stareinsatz sind, sondern aufgrund ihrer bereits vorhandenen Popularität, sei es durch eine bekannte Vorlage oder auch durch den historischen oder epischen Hintergrund, beim Publikum besonders gefragt sind. Filme wie die „Oceans“ Trilogie oder der jüngst erschienene „The Tourist“ sind Beispiele, bei dem der Stareinsatz für den Filmerfolg von Bedeutung ist. Daher wäre es empfehlenswert, dass Produzenten und Studios den Einsatz und damit auch die Entlohnung der Stars in Abhängigkeit vom jeweiligen Filmprojekt regeln. Allerdings sollten auch Stars bei der Auswahl ihrer Filmprojekte darauf bedacht sein, dass diese ihrer Reputation nicht schaden (können). Dies ist im Hinblick auf die Reputation, Attraktivität und somit auf den Marktwert eines Stars von Bedeutung, da das Mitwirken in einem schlecht performenden Film einen Reputationsschaden bewirken kann.

Die Mitwirkung von Stars kann andere Erfolgsfaktoren nicht ersetzen. Die Ergebnisse der Untersuchung verdeutlichen, dass das Gelingen eines Filmes nicht nur von der eingesetzten Starpower abhängig ist. Aufgrund dessen wird im nächsten Kapitel die Analyse der Erfolgsfaktoren weitergeführt, indem die „Staying Power“ von Filmen anhand eines Hazardratenmodells analysiert wird.

#### **4 „Live long and prosper“<sup>27</sup> – Die Verweildauer von Filmen**

„And the oscar goes to...“ ist wohl der wichtigste Satz in der Filmbranche, wenn es um die Verleihung des Academy Awards (Oscar) geht. Der Oscar wurde zum ersten Mal am 16. Mai 1929 von der AMPAS verliehen. Aktuell werden für 23 Kategorien jeweils fünf Filme nominiert.<sup>28</sup> Die Nominierungen finden jährlich im Februar statt, ca. fünf Wochen später erfolgt die Verleihung. Die Oscar-Zeremonie ist in der Filmbranche ein bedeutendes Ereignis; der Oscar gilt als die höchste Auszeichnung. Die Ausstrahlung der Preisverleihung wird von Zuschauern auf der ganzen Welt verfolgt. Die Medien – seien es Zeitungen, Magazine oder Internetforen – berichten ausführlich in Sondersendungen oder -heften über die Oscar-Veranstaltung. Auch die Wettanbieter sind eingebunden und bieten Wettquoten für den Ausgang der Preisverleihung an. Dieses Ansehen und der Einfluss auf die verschiedenen Bereiche vor, während und nach der Preisverleihung lassen darauf schließen, dass eine Nominierung respektive die Auszeichnung mit dem Oscar einen entsprechenden Einfluss auf den Filmerfolg haben. Aus Sicht der Konsumenten könnte der Oscar als Unsicherheit reduzierendes und Informationsasymmetrien abbauendes Signal in der Entscheidungsphase der Konsumenten wirken. Empirische Studien, wie die von Nelson et al. (2001) haben gezeigt, dass der durch die Academy verliehene Preis als Qualitätssignal gewertet wird. Weiterhin ist der Oscar durch die Signalwirkung auf die Konsumenten als Instrument der Filmwerbung seitens der Studios einsetzbar, um damit eine höhere Nachfrage zu erzeugen und eine Steigerung der Kinoumsätze sicher zu stellen. Empirischen Studien zufolge werden die Kinoumsätze auch durch die zur Verfügung stehenden Screens beeinflusst. Durch die Nominierung steigt die Erwartung der Kinobetreiber, so dass die Studios mit einem nominierten oder ausgezeichneten Film mehr

---

<sup>27</sup> Der Ausspruch wurde durch Leonard Nimoy, der in der Serie und dem Film „Star Trek“ den Halb-Vulkanier Mr. Spock verkörpert, berühmt.

<sup>28</sup> Die Anzahl der Kategorien hat sich im Laufe der Jahre erhöht. Die erste Oscar-Nominierung beziehungsweise -Verleihung ging mit 12 Kategorien vonstatten.

Screens akquirieren können, um bereits zum Filmstart die kritische Masse an Zuschauern zu erreichen und somit die „Staying Power“ zu erhöhen. Auch der eventuelle Wiedereinstieg eines Films wird durch eine Oscar-Nominierung begünstigt (Doods/Holbrook 1988; Nelson et al. 2001, Eliashberg et al. 2001). Es ist davon auszugehen, dass der durch den Oscar generierte Effekt die Anzahl der Screens erhöht beziehungsweise den abnehmenden Verlauf der Screens verlangsamt und damit vermutlich zu einer längeren Verweildauer im Kino führt. Abbildung 4-1 zeigt für alle Filme den aggregierten Verlauf der Besucher pro Screen für die ersten 20 Wochen nach der Erstaufführung. Es wird deutlich, dass die Besucherzahl über den Zeitverlauf kontinuierlich abnimmt – während in der ersten Woche noch durchschnittlich 737 Besucher pro Screen in den Kinos waren, sind es bereits in der zweiten weniger als die Hälfte. Nach 20 Wochen werden nur noch etwa 70 Besucher pro Screen attrahiert.

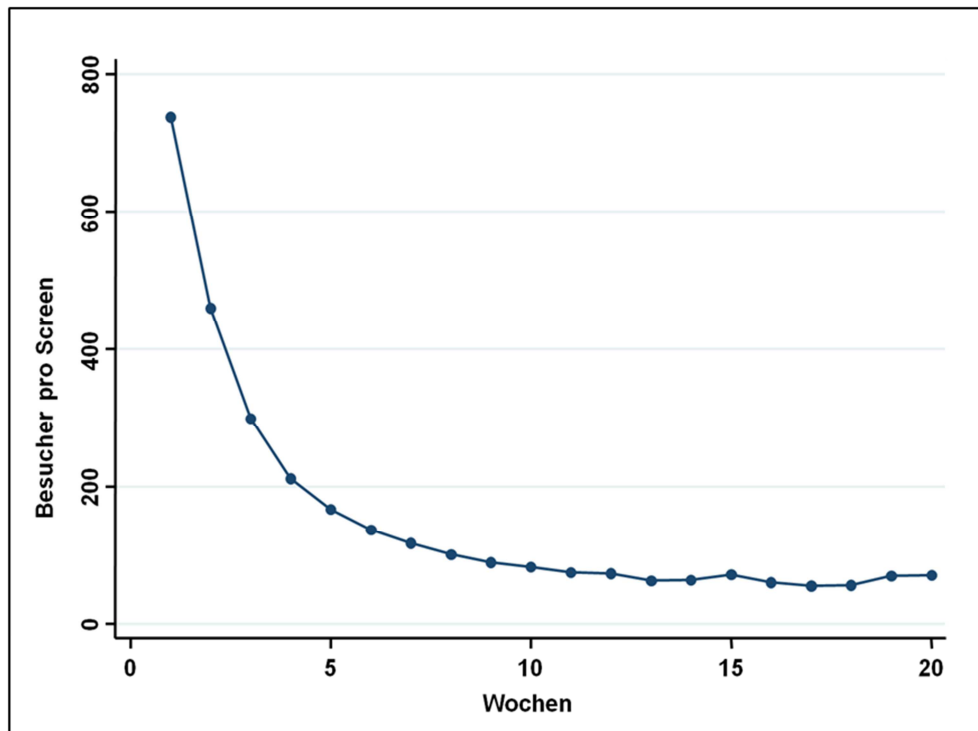
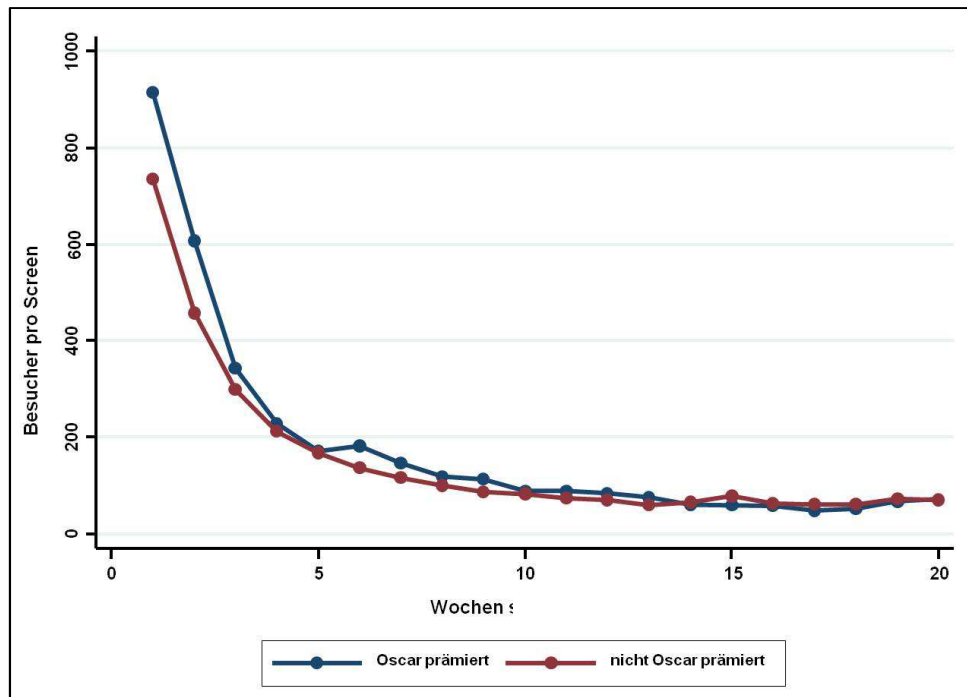


Abbildung 4-1: Durchschnittliche Besucherzahl pro Screen

In Abbildung 4-2 wird der Zusammenhang der durchschnittlichen Besucherzahl pro Screen von Oscar-prämierten und nicht Oscar-prämierten Filmen visualisiert. Auch hier lässt sich der oben genannte Verlauf wiederfinden, die Unterschiede sind nur zu Beginn der Laufzeit signifikant.



**Abbildung 4-2: Durchschnittliche Besucherzahl pro Screen für Oscar prämierte und nicht prämierte Filme**

DeVany/Walls (1997) dokumentieren bezüglich des Lebensverlaufs von Kinofilmen: „...because each film is unique and plays in its own way, its life as a commercial product in the theatrical market is hazardous. Indeed most motion pictures have short and unpredictable lives because audiences must discover what they like and films compete against an ever-changing cast of competitors.“ (DeVany/Walls 1997, S. 784).

Filme konkurrieren also jede Woche aufs Neue um die Anzahl der Screens und somit auch um die Gunst der Zuschauer. Des Weiteren konkurrieren sie um die Auszeichnung mit einem Award, wie dem Oscar oder auch dem Golden Globe.

In Anlehnung an DeVany/Walls (1997) und Nelson et al. (2001) lässt sich der Wettbewerb um Screens, Kinozuschauer und Oscars als Turnier modellieren. Filme müssen sich, sobald sie im Kino anlaufen, dem Vergleich mit anderen Filmen, die bereits laufen oder noch anlaufen, stellen. Erreichen Filme schon in der ersten Releasewoche eine hohe Zuschauerzahl, lösen sie oftmals den so genannten „bandwagon-effect“ aus. Der „bandwagon-effect“ hat die Wirkung, dass sich der Film bereits zu Beginn seiner Laufzeit in den Kinocharts hoch platziert und sich damit eine hohe Anzahl an Screens sichert, welche wiederum das Überleben für die nächste Woche begünstigen. Schafft es ein Film hingegen schon zu Beginn nicht, die breite Masse an Zuschauern zu attrahieren, so wirkt sich das negativ auf die Platzierung und die Screens aus.

Vor diesem Hintergrund beschäftigt sich dieses Kapitel mit der Analyse der Verweildauer von Filmen in deutschen Kinos. Es wird der Einfluss von Screens und Auszeichnungen auf die Überlebenswahrscheinlichkeit von Kinofilmen examiniert. Von besonderem Interesse bei der Untersuchung ist die Rolle des Oscar (Academy Awards) und die damit verbundene Distribution der Screens.

## **4.1 Datenbasis**

Zur Bestimmung der Einflussfaktoren der Überlebensdauer eines Films im Kino werden Daten der IMDB, Mediabiz-Datenbank, FFA-Datenbank sowie der AMPAS-Datenbank herangezogen. Der zugrunde liegende Datensatz beinhaltet die in den Jahren 2000 bis 2007 in Deutschland uraufgeführten amerikanischen Kinofilme, die mindestens in den Top 100 der Jahrescharts vertreten waren. Weiterhin sind sowohl Daten zur Laufzeit pro Film in Wochen, Screens, Einnahmen und Besucher pro Film und Woche, als auch Angaben zu den Genres und zu den Auszeichnungen wie den Oscars und Golden Globes enthalten. Die Oscar-Variablen wurden mit „OscarNom“ und „Oscar“ chiffriert, wenn der Film in irgendeiner der Katego-

rien nominiert respektive ausgezeichnet wurde und auch nach Kategorien getrennt kodiert. Die Variablen „OscarNom1“ und „Oscar1“ umfassen die Kategorie „bester Film“, „bester Hauptdarsteller“ und „beste Regie“, die Variablen „OscarNom2“ und „Oscar2“ beinhalten die Kategorien „beste Nebendarsteller“, „beste Musik“ und „bestes Drehbuch“. Der Datensatz umfasst 493 Filme; davon wurden 91 verschiedene Filme für den Oscar nominiert, von denen wiederum 40 Filme mit dem Oscar ausgezeichnet wurden. Für den Golden Globe wurden 64 Filme nominiert; davon erhielten 32 Filme den Golden Globe-Award. Sowohl die Oscars als auch die Golden Globes wurden im Datensatz für den Zeitpunkt der Bekanntgabe der Nominierungen und für den Zeitpunkt der Verleihung kodiert. Der Release der Filme verteilt sich auf vier Quartale. Zusätzlich wurden noch zwei Dummy-Variablen „Feiertag“ und „Weihn“ aufgenommen, die die Filme identifizieren, die in einer einen Feiertag beinhaltenden Woche respektive in der Weihnachtswoche laufen.

Empirische Studien wie die von Litman (1983), Radas/Shugan (1998) und Sorenson/Waguespack (2006) zeigen, dass der Zeitpunkt des Release eines Films große Bedeutung hat, da weder die Anzahl der Besucher über das Jahr konstant ist, noch die Konkurrenzsituation. Sorenson/Waguespack (2006) zeigen anhand eines Saisonkalenders, dass in den USA besonders Feiertage wie der „Memorial Day“ oder der „Unabhängigkeitstag“ Potenzial für hohe Zuschauerzahlen bieten. Die im Sample enthaltenen Filme teilen sich wie folgt auf die Quartale auf: 197 Filme starten in den Winter- und Frühlingsmonaten, die den Zeitraum von Januar bis April umfassen, 110 Filme im Sommer im Zeitraum von Mai bis August, 166 im Herbst von September bis 12. Dezember (89 der Filme im Winter, Sommer und Herbst laufen an einen oder mehrere Feiertagen) und 20 Filme laufen in der Weihnachtswoche, die die Zeitspanne vom 13. Dezember bis 02. Januar umfasst. Jeder Film wird mit dem Start im Kino und den dazugehörenden Screens in den Datensatz aufgenommen und scheidet mit Beendigung der Laufzeit im Kino wieder aus. Es ergibt sich eine Gesamtzahl von 5686 Wochen-Beobachtungen. Wie



in Abbildung 4-3 ist bei der Verteilung der Screens eine rechtsschiefe Verteilung zu beobachten.

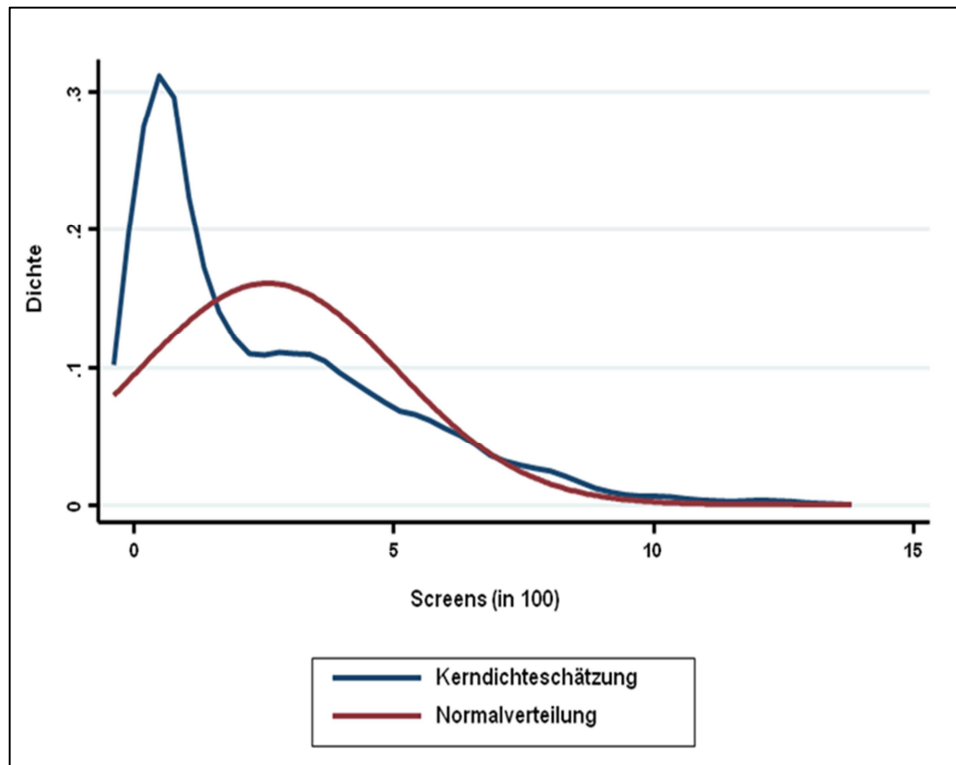


Abbildung 4-3: Kerndichteschätzung Screens

Im Folgenden wird die Operationalisierung der Einflussfaktoren in Tabelle 4-1 zusammengefasst, wobei jeweils die Mittelwerte, Standardabweichungen sowie die Minimal- und Maximalwerte angegeben werden.

Variable	Operationalisierung	Mean	Min	Max	SD
Wochen	Verweildauer in Wochen	7,79	1	47	6,10
Screens	Anzahl der Leinwände bzw. Kopien	257,63	1	1341	249,04
Rank	Top 100 Platzierung	21,73	1	92	19,22
InBudget	Logarithmiertes Budget	17,61	11	19,51	0,96
Sequel	Fortsetzungen (Dummy; ja=1)	0,13	0	1	-/-
Reentry1	erster Wiedereinstieg (Dummy; ja=1)	0,01	0	1	-/-
Reentry2	zweiter Wiedereinstieg (Dummy; ja=1)	0,00	0	1	-/-
Feiertag	Woche mit Feiertag (Dummy; ja=1)	0,18	0	1	-/-
WinFr	Winter-Frühling Saison (Dummy; ja=1)	0,43	0	1	-/-
Sommer	Sommer Saison (Dummy; ja=1)	0,25	0	1	-/-
Herbst	Herbst Saison (Dummy; ja=1)	0,28	0	1	-/-
Weihn	Weihnachtszeit (Dummy; ja=1)	0,04	0	1	-/-
OscarNom	Oscar-Nominierung (Dummy; ja=1)	0,04	0	1	-/-
Oscar	Oscar –Auszeichnung (Dummy; ja=1)	0,09	0	1	-/-
Oscar1Nom	Oscar-Nominierung (bester Film, beste Darsteller, Regisseur) (Dummy; ja=1)	0,01	0	1	-/-
Oscar1	Oscar-Auszeichnung (bester film, beste Darsteller, Regisseur)(Dummy; ja=1)	0,05	0	1	-/-
Oscar2Nom	Oscar-Nominierung ( beste Nebendarsteller, beste Musik etc.) (Dummy; ja=1)	0,01	0	1	-/-
Oscar2	Oscar-Auszeichnung ( beste Nebendarsteller, beste Musik etc.) (Dummy; ja=1)	0,04	0	1	-/-
GGNom	Golden Globe-Nominierung (Dummy; ja=1)	0,03	0	1	-/-
GG	Golden Globe (Dummy; ja=1)	0,11	0	1	-/-
Action	Actionfilm (Dummy; ja=1)	0,18	0	1	-/-

Drama	Drama (Dummy; ja=1)	0,23	0	1	-/-
Thriller	Thriller (Dummy; ja=1)	0,07	0	1	-/-
SciFi	Science-Fiction (Dummy; ja=1)	0,05	0	1	-/-
Comedy	Komödie (Dummy; ja=1)	0,31	0	1	-/-
FanAdv	Fantasy- oder Abenteuerfilm (Dummy; ja=1)	0,09	0	1	-/-

**Tabelle 4-1: Deskriptive Statistik Survivalanalyse**

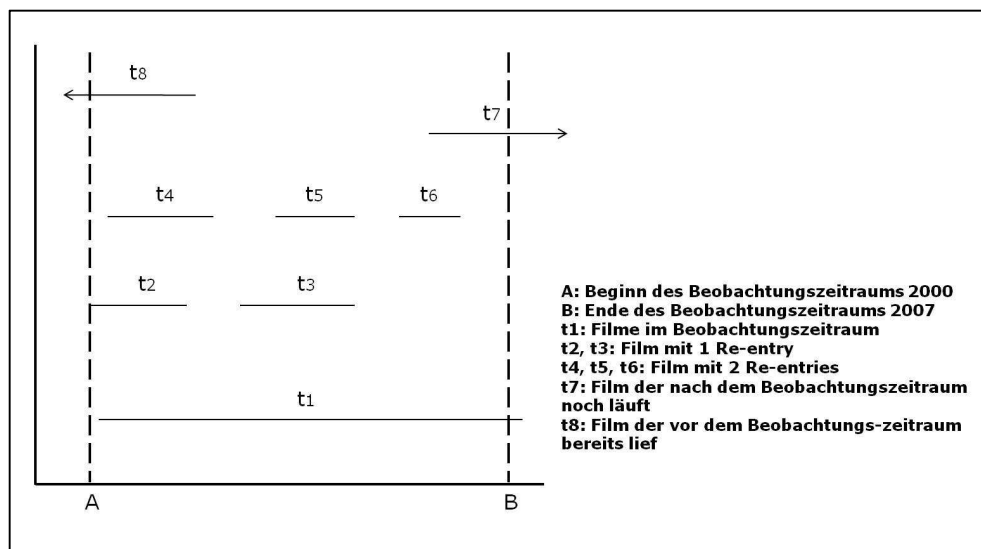
Die Unabhängigkeit der Einflussfaktoren voneinander wird in den Modellen vorausgesetzt. Um eventuelle Abhängigkeiten zwischen den Determinanten sowie deren Ausmaß offenzulegen, wird die Korrelationsmatrix der Determinanten berechnet und in Anhang 8.2 dargestellt. Die Korrelationstabelle liefert keine Hinweise auf das Vorliegen von Multikollinearität. In der Literatur werden zum Teil sehr unterschiedliche Werte der bivariaten Korrelationskoeffizienten als kritisch angesehen, die Spanne reicht hier von 0,5 bis 0,9. Bei der bivariaten Analyse ergibt sich, dass keine Korrelation zwischen den Einflussfaktoren größer als 0,8 ist. Der einzige Korrelationskoeffizient mit 0,7 kann in diesem Fall vernachlässigt werden, da es sich um die Korrelation von „Oscar“ und „Oscar1“ handelt, die getrennt in die Modelleschätzungen eingehen.

## 4.2 Schätzverfahren

In diesem Abschnitt wird zunächst ein kurzer Überblick über die Verweildaueranalyse gegeben. Es folgt zum besseren Verständnis eine kurze Einführung in das statistische Grundkonzept der Verweildaueranalyse, um dann in den nächsten Schritten die nicht-parametrischen, semi-parametrischen und parametrischen Modelle zur Beantwortung der aufgeworfenen Frage „Wie wirken sich Auszeichnungen auf die Verweildauer der Filme im Kino aus“ anzuwenden

Die Verweildaueranalyse (Ereignis- und Verlaufsdatenanalyse) untersucht, in diesem Fall, wie lange sich ein Film in einem bestimmten Zustand (Laufzeit im Kino) befindet und welche Faktoren diese Verweildauer bestimmen (Allison 1984). Die Verweildaueranalyse ist besonders im Hinblick darauf, dass sie für die Untersuchung von zensierten Daten konzipiert ist, von Vorteil. Die Daten können sowohl links- als auch rechtszensiert vorliegen. Abbildung 4-4 stellt diesen Sachverhalt für den zugrunde liegenden Datensatz graphisch dar. Bei linkszensierten Daten ist unbekannt, zu welchem Zeitpunkt links von A der Untersuchungsgegenstand im Kino angelaufen ist. Bei rechtszensierten Daten hingegen ist der Zeitpunkt der Beendigung der Laufzeit nicht bekannt (Shen 2005).

Für Filme, die bereits vor dem Beginn des Beobachtungszeitraums (entspricht in der Abbildung t8) im Kino angelaufen sind, wurden in dem hier verwendeten Datensatz die entsprechenden Informationen für die Vorperioden ergänzt.<sup>29</sup>



**Abbildung 4-4: Zensierung der Ereignisdaten**

<sup>29</sup> Auf die Darstellung von trunkierten Fällen wurde in der Abbildung verzichtet, da es selbstverständlich ist, dass sowohl vor als auch nach dem Beobachtungszeitraum Filme im Kino verfügbar waren beziehungsweise sind.

Für die Analyse wird ein Verweildauermodell mit stetiger Zeitmessung verwendet. Die Filme  $i = 1, \dots, n$  laufen zum Zeitpunkt  $t=1$  im Kino an und beenden ihre Laufzeit in  $T = t \in \{1,2,3, \dots\}$ . Die Dichtefunktion der Verweildauer  $T(T \geq 0)$  ist wie folgt definiert (Blossfeld/Hamerle/Mayer 1986):

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t}$$

Daraus ergibt sich folgende Verteilungsfunktion der Verweildauern

$$F(t) = P(T \leq t) = \int_0^t f(u) du$$

Und an allen Stellen, an denen  $F(t)$  differenzierbar ist, gilt:

$$f(t) = F'(t)$$

Die für die Verweildaueranalyse zentrale Funktion stellt die Hazard-Rate dar, die wie folgt definiert ist:

$$\lambda(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{dF(t)}{dt} \quad (\Delta t > 0)$$

Die Hazard-Rate wird interpretiert als der Grenzwert der bedingten Wahrscheinlichkeit, dass die Episode, die zu Beginn des Intervalls noch andauert, im Intervall  $[t, t + \Delta t)$  zu Ende geht (Blossfeld/Hamerle/Mayer 1986, S.31ff).

Eine weitere Funktion, die bei Verweildauern besondere Aufmerksamkeit genießt, ist die Survivalfunktion:

$$S(t) = P(T \geq t)$$

Sie gibt die Wahrscheinlichkeit an, dass ein Film nach  $t$  Wochen seine Laufzeit im Kino noch nicht beendet hat (Kalbfleisch/Prentice 1980).

Für kontinuierlich gemessene Zeitdauern gilt (Blossfeld/Hamerle/Mayer 1986):

$$S(t) = 1 - F(t)$$

Die Sterbetafel-Methode und die Kaplan-Meier-Schätzung sind nicht-parametrische Hazard-Raten-Modelle, die den Eintritt der Ereignisse, wie Tod, Beendigung eines Arbeitsverhältnisses etc. in deskriptiver Form darstellen. Nicht-parametrische Modelle sind solche, bei denen keine Annahme über die Verteilung der Zeit gemacht wird. Der wesentliche Unterschied zwischen diesen beiden nicht-parametrischen Verfahren ist, dass die Sterbetafel-Schätzung für gruppierte Zeiten und die Kaplan-Meier-Schätzung (Produkt-Limit-Schätzung) für diskrete Zeiten konzipiert ist. Errechnet werden die Survivalfunktion zu Beginn des jeweiligen Intervalls, sowie für jedes Intervall die Dichte- und Hazardfunktion (und deren Standardfehler).

Im Anhang wird die Methode der Sterbetafel veranschaulicht. Die Sterbetafel ist eine Datenstruktur für Beobachtungen, welche nach ihrer Lebenszeit gruppiert sind (Diekmann/Mitter 1984). Der Vorteil dieser Methode gegenüber den parametrischen Modellen ist, dass sie eine einfache und leicht zu berechnende Methode ist, bei der der Einfluss der exogenen Merkmale nicht expliziert modelliert wird (Hamerle/Tutz 1989).

Bei der Kaplan-Meier-Schätzung hingegen ist es nicht notwendig, die Zeiten in Intervalle zusammenzufassen, die Zeiten werden direkt verwendet. Die Risikomenge wird für jeden Zeitpunkt, an dem ein Ereignis stattfindet, berechnet (Kaplan/Meier 1958). Die folgende Abbildung 4-5 zeigt die Kaplan-Meier-Schätzung der Survivalfunktion für die 493 Filme im hier verwendeten Datensatz. Der Verlauf der Survivalfunktion ist von abnehmender und konvexer Natur. Es wird deutlich, dass die Überlebensdauer kurz nach dem Release bereits stark abnimmt, in der zehnten Woche ist noch etwa die

Hälfte der Filme im Kino verfügbar. Besonders stark ist der Rückgang der Filme in den Wochen 6 bis 12, wobei in den ersten sechs Wochen jeweils rund 6 Prozent der Filme aus dem Programm genommen werden und in der zehnten Woche bereits 12,5 Prozent.

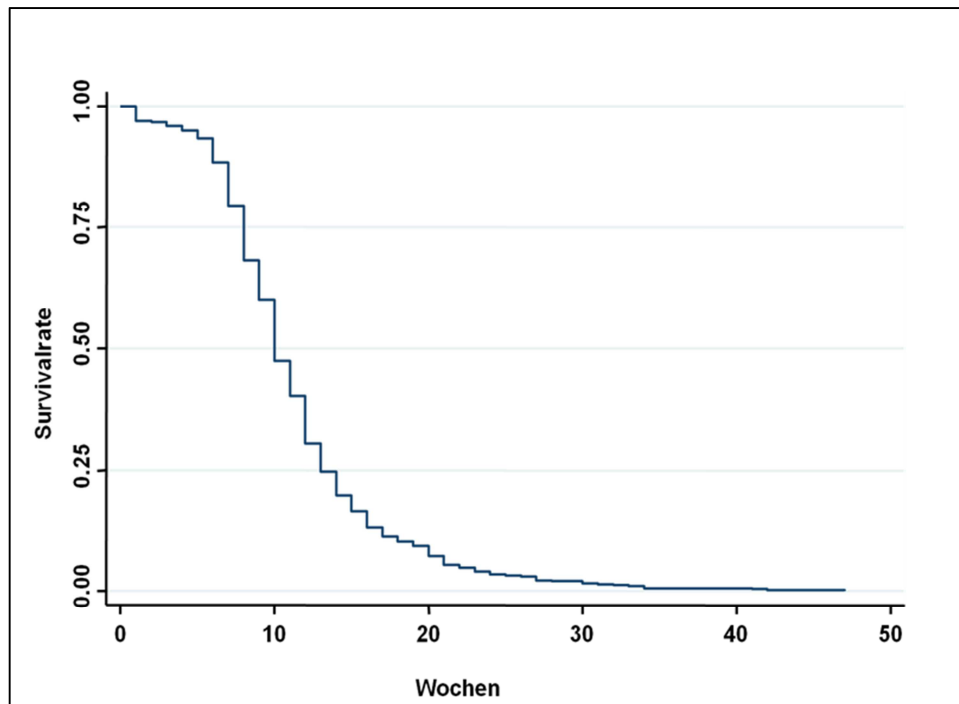


Abbildung 4-5: Kaplan-Meier-Schätzung der 493 untersuchten Filme

Mit den beiden nicht-parametrischen Ansätzen wurde unabhängig von der Zeitverteilung gezeigt, wann ein Film aus dem Kinoprogramm genommen wird. Allerdings ist weder aus der Sterbetafel noch aus der Kaplan-Meier-Grafik ersichtlich, wie dieser Ereigniseintritt zu erklären ist, d.h. welche Faktoren die Absetzung eines Films beeinflussen.

#### 4.2.1 Cox-Proportional-Hazard-Modell

Im Folgenden wird zur Analyse des Datensatzes das semi-parametrische-Verfahren „Cox-Proportional-Hazard-Modell“ von D. R. Cox (1972) herangezogen. Bei diesem Verfahren wird der Einfluss der erklärenden Kovariaten auf die Hazard-Rate modelliert.

$$\lambda(t|x) = \lambda_0(t) * \exp(x_n \beta_n)$$

Hierbei ist  $\lambda(t|x)$  die von den Merkmalen  $x$  abhängige Hazard-Rate,  $\lambda_0(t)$  ist die sogenannte „baseline hazard“, die Hazard-Rate unter der Bedingung, dass die Ausprägung aller Merkmale der erklärenden Kovariaten null ist. Im Ausdruck  $\exp(x_n \beta_n)$  werden die Einflüsse der Kovariaten formuliert. Das Modell wird aufgrund der unbekannten Baseline-Hazardrate  $\lambda_0(t)$  und der unbekannten Parameter  $\beta$  nicht mit der Maximierung der Likelihood-Funktion, sondern mit einer Maximierung der Partial-Likelihood-Funktion geschätzt. Die Partial-Likelihood-Funktion wird dabei wie in Abhängigkeit von  $\beta$  maximiert und hat folgende Form (Blossfeld/Hamerle/Mayer 1986, S.76 f.):

$$PL(\beta; x_1, \dots, x_n) = \prod_{i=1}^k \frac{\exp(x_i \beta)}{\sum_{l \in R(t_i)} \exp(x_l \beta)}$$

Die in dem Modell aufzunehmenden Kovariaten wurden vor der Modellschätzung mittels des Log-Rank-Tests auf Gleichheit der Survivalfunktion getestet. Für jede der Kovariaten konnte die Nullhypothese  $H_0: S_1(t) = S_2(t)$  abgelehnt werden.

Tabelle 4-2 zeigt die Ergebnisse der geschätzten Cox-Modelle. Geschätzt wurden zwei Modelle, die sich hinsichtlich der Inkludierung der „Oscar-Variablen“ unterscheiden. In Modell 1 wurden die Oscar-Nominierung und der Oscar-Award als aggregierte Größe aufgenommen. In Modell 2 wird die aggregierte Größe „Oscar“ in zwei Kategorien unterteilt. Die erste Kategorie erfasst dabei die Oscar-Nominierungen respektive -Auszeichnungen in den Sparten „Bester Film“, „bester Darsteller“ beziehungsweise „beste Darstellerin“ und „beste Regie“, Kategorie zwei umfasst die Sparten „beste Musik“, „beste Nebenrollen“, „bester Schnitt“ und andere.<sup>30</sup>

---

<sup>30</sup> Z.B. bestes Originaldrehbuch, adaptiertes Drehbuch, Szenenbild, Kostümdesign, Make-



Die Einbeziehung der Kovariaten in das Modell erweist sich als sinnvoll, da das vollständige Modell gegenüber dem Null-Modell (ohne Einbeziehung der Kovariaten) einen besseren Fit ausweist.

<b>Cox-Proportional-Hazard-Modell</b>				
	<b>Modell 1</b>		<b>Modell 2</b>	
<b>Variable</b>	<b>Hazard-Ratio</b>	<b>z-Wert</b>	<b>Hazard-Ratio</b>	<b>z-Wert</b>
Screens	0,9959	(-4,71)***	0,9956	(-4,68)***
Rank	1,0103	(3,33)***	1,0114	(3,64)***
InBudget	1,2147	(3,44)***	1,1351	(2,67)***
Sequel	0,9585	(-0,11)+	1,0401	(0,23)+
Reentry1	10,9995	(7,14)***	5,7568	(5,25)***
Reentry2	26,3849	(4,25)***	12,8099	(3,30)***
Feiertag	0,9457	(-0,64)+	0,9271	(0,61)+
WinFr	1,4802	(3,44)***	1,4525	(3,16)***
Sommer	0,7686	(-1,49)+	0,8294	(-1,43)+
Weihn	1,4488	(1,59)+	1,5790	(1,92)*
OscarNom	0,2444	(-2,85)***	-/-	-/-
Oscar	0,5979	(-2,15)**	-/-	-/-
Oscar1Nom	-/-	-/-	0,2289	(-1,53)+
Oscar1	-/-	-/-	0,5179	(-2,71)***
Oscar2Nom	-/-	-/-	2,4428	(1,29)+
Oscar2	-/-	-/-	0,5938	(-2,10)**
GGNom	0,9810	(0,19)+	-/-	-/-
GGaw	0,3064	(-5,88)***	-/-	-/-
Action	0,6700	(-1,84)*	0,7691	(-1,42)+
Drama	0,3535	(-5,16)***	0,2760	(-6,66)***
Thriller	0,5387	(-2,51)**	0,6503	(-2,01)**
SciFi	0,4365	(-2,73)***	0,4718	(-2,46)**
Comedy	0,4017	(-5,05)***	0,4059	(-5,21)***
FanAdv	0,3257	(-4,90)***	0,3551	(-4,79)***
N	5686		5686	
Zahl der Ausfälle	493		493	
LL Null-Modell	-3516,478		-3516,478	
LL Voll- Modell	-3317,756		-3344,201	
Wald	441,3		417,24	
AIC	6675,513		6728,403	

\*p < .05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.

**Tabelle 4-2: Cox-Proportional-Hazard-Modell**

up, bester Ton, Tonschnitt, Song , beste visuelle Effekte, Filmmusik.

Wie erwartet zeigt die Schätzung mit Hazardraten unter 1 sowohl für die Screens als auch für die Awards einen signifikant positiven Einfluß auf die Verweildauer von Filmen. Dieser Einfluß der Screens und Awards auf die Überlebensdauer eines Films wurde auch von DeVany/Walls (1997) und Nelson et al. (2001) dokumentiert. Die Effekte der Genres wirken im Vergleich zur Referenzkategorie (Horror) durchweg positiv auf die Überlebensdauer, alle geschätzten Hazardraten weisen statistisch signifikante Werte auf. Die Unterschiede zwischen den Genres sind nicht signifikant, die Abbildung 4-6 zeigt die Survivalraten in graphischer Form. Es ist zu erkennen, dass Filme, die den Dramen zugeordnet werden, die längste Überlebensdauer mit über 40 Wochen aufweisen, wohingegen Actionfilme und Thriller mit bis zu 23 Wochen die kürzesten Maximallebensspannen haben.

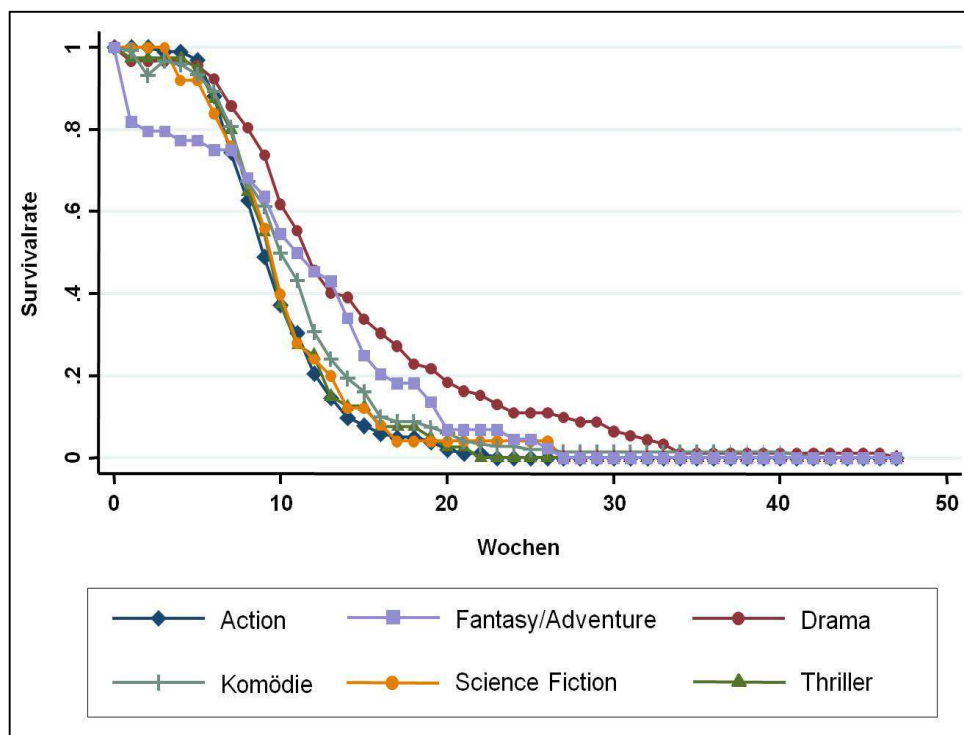


Abbildung 4-6: Überlebensdauern der Genres

Die Hazardrate mit über 1 für die Variable „Rank“ indiziert einen signifikant negativen Einfluss auf die Überlebensdauer. Ein steigender Wert der „Rank“ Variable impliziert eine schlechtere Platzierung in den Charts, d.h.

mit der Verschlechterung der Platzierung steigt die Ausfallwahrscheinlichkeit an. DeVany/Walls (1997) kommen ebenfalls zu dem Ergebnis, dass eine schlechte Platzierung aufgrund der konvexen Struktur der Besucherverteilung die Überlebensdauer verringert: Da der Film bereits nach wenigen Wochen einige Plätze verliert, besteht die Gefahr, dass dieser von den Kinobetreibern durch einen neuen Film ersetzt wird. Re-Entries haben, wie sich vermuten lässt, einen signifikant positiven Effekt auf die Ausfallwahrscheinlichkeit. Die Ausfallwahrscheinlichkeit ist sowohl beim ersten, als auch beim zweiten Re-Entry mit geschätzten Hazardraten von über 10 verhältnismäßig groß. Beispielhaft für den Einsatz von Re-Entries sind die „Herr der Ringe“-Trilogie oder aber auch Mehrteiler wie „Saw“, deren Vorgänger zum Release des Sequels meistens in den ersten zwei Wochenend-Vorführungen als Specials in den Kinos erneut aufgeführt werden. Auch die Saison-Variablen Winter/Frühling und die Weihnachtszeit haben einen positiven Effekt auf die Ausfallwahrscheinlichkeit. Filme die im Winter und Frühling beziehungsweise zur Weihnachtszeit anlaufen haben eine 44 bis 48 Prozent geringere Überlebensdauer. Das lässt den Schluss zu, dass die Filme in diesen Monaten starker Konkurrenz ausgesetzt sind, da viele Filme gleichzeitig in den Kinos anlaufen. Ein besonderer Grund für den verstärkten Wettbewerb in diesen Monaten sind unter anderem auch die anstehenden Golden Globe-Verleihungen und die Oscar-Nominierungen (Nelson et al. 2001). Filme, die an Feiertagen und in den Sommermonaten in den Kinos uraufgeführt werden haben keinen signifikanten Einfluss auf die Verweildauer.

Dem hier geschätzten Cox-Modell liegt die Annahme proportionaler Risiken zugrunde, d.h. dass die relativen Einflüsse der Kovariaten über die Zeit gleich sind. Eine Verletzung der Proportionalitätsannahme des Cox-Modells kann zu verzerrten Schätzungen führen. Aus diesem Grund wird in einem weiteren Analyseschritt eine Überprüfung der Proportionalität des Einflusses aller Kovariaten vorgenommen. Die Überprüfung der Annahme erfolgt über die Analyse der Schoenfeld-Residuen für das Gesamtmodell und der

skalierten Schoenfeld-Residuen für einzelne Kovariaten.

Sowohl der Global-Test als auch die Koeffizienten für Re-Entry, Saison (Winter/Frühling, Sommer), Budget, Platz, Oscar-Nominierung, Genre-Kovariaten (Action, Science-Fiction, Komödie und Fantasy/Adventure) sind statistisch signifikant und verletzen somit die Proportionalitätsannahme.<sup>31</sup> Zur Vermeidung von verzerrten Schätzergebnissen werden im nächsten Abschnitt parametrische Verfahren angewendet.

#### **4.2.2 Parametrischer Ansatz**

Die parametrische Spezifikation geht von der Annahme spezieller Wahrscheinlichkeitsverteilungen für die Episodendauer aus. Sie werden meist als Accelerated-Failure-Time (AFT) Modell verwendet (Jenkins 2005). Von Vorteil bei den parametrischen Modellen ist dabei, dass für die Baseline-Hazardrate eine Verteilungsannahme getroffen wird (Cox/Oakes 1984). Durch die Annahme einer geeigneten Verteilung für die Baseline-Hazard können die Einflüsse der Kovariaten direkt auf die Verweildauer ermittelt werden. Den AFT-Modellen liegt die log-lineare Form der Zeitdauer zugrunde. Möglich sind aber auch Modelle, die proportionale Hazardraten (PH) unterstellen oder eine Kombination von AFT- und PH-Modellen. Die Schätzungen der parametrischen Ansätze erfolgen, anders als beim Cox-Proportional-Hazard-Modell, nicht mittels der Partial-Likelihood-Funktion, sondern direkt mittels der Likelihood-Funktion. Die gebräuchlichsten parametrischen Ansätze sind der Exponential-, Weibull-, Log-Normal- und Log-logistische-Ansatz.

Verwendet wird für den zugrunde liegenden Datensatz ein AFT-Modell mit der log-logistischen Verteilung der Hazardrate.<sup>32</sup> Die Hazardrate für das

---

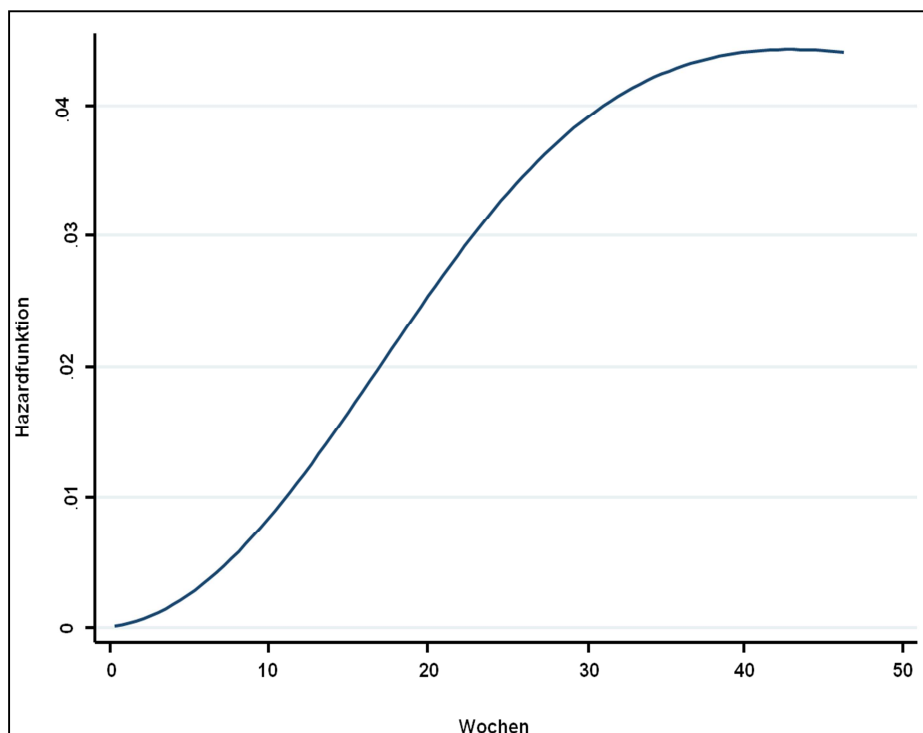
<sup>31</sup> Die detaillierten Testergebnisse des Proportionalitätstest sind im Anhang zu finden.

<sup>32</sup> Zusätzlich geschätzt wurden darüber hinaus das Gompertz-, Exponential- und Weibull-Modell als auch das Log-Normal- und das Gamma-Modell (die Modellschätzungen sind im Anhang zu finden). Verwendet wird aufgrund des besseren Akaike Informationskriteriums das log-logistische Modell.

log-logistische Modell wird wie folgt definiert:

$$\lambda(t|x) = \frac{\alpha * \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots \beta_k x_k)^\alpha t^{\alpha-1}}{1 + (\alpha * \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots \beta_k x_k) t)^\alpha}$$

Mit diesem Modell kann zunächst eine steigende, dann eine fallende Hazardrate modelliert werden, wie sie für die zugrunde liegenden Daten in Abbildung 4-7 dargestellt ist. Der Verlauf zeigt deutlich, dass die Ausfallwahrscheinlichkeit mit zunehmender Zeit monoton ansteigt, bis sie ihr Maximum erreicht und dann wieder abfällt.



**Abbildung 4-7: Log-logistische Hazardratenfunktion**

In Tabelle 4-3 sind die Ergebnisse des AFT-Modells mit zugrundeliegender log-logistischer Verteilung aufgeführt. Geschätzt wurden wie beim Cox-PH-Modell zwei Modellvarianten.

log-logistische Regression				
Modell 1			Modell 2	
Variable	Koeffizienten	z-Wert	Koeffizienten	z-Wert
Screens	0,0014	(4,42)***	0,0016	(4,34)***
Rank	- 0,0040	(-3,02)***	- 0,0049	(-3,48)***
InBudget	- 0,0883	(-3,82)***	- 0,0759	(-3,34)***
Sequel	0,0320	(0,52)+	0,0150	(0,23)+
Reentry1	- 0,9636	(-6,35)***	- 0,8714	(-5,27)***
Reentry2	- 1,2997	(-5,04)***	- 1,0489	(-3,80)***
Feiertag	0,0162	(0,31)+	0,0242	(0,45)+
WinFr	- 0,1719	(-3,61)***	- 0,1781	(-3,51)***
Sommer	0,0901	(1,69)*	0,0964	(1,68)*
Weihn	- 0,1785	(-1,73)*	- 0,2158	(-2,07)**
OscarNom	0,4468	(2,31)**	-/-	-/-
Oscar	0,2314	(2,56)**	-/-	-/-
Oscar1Nom	-/-	-/-	0,5358	(1,50)+
Oscar1	-/-	-/-	0,3349	(3,34)***
Oscar2Nom	-/-	-/-	- 0,2374	(-0,91)+
Oscar2	-/-	-/-	0,2701	(2,68)***
GGNom	- 0,0104	(-0,06)+	-/-	-/-
GG	0,5365	(5,91)***	-/-	-/-
Drama	0,4036	(5,20)***	0,5811	(7,25)***
Thriller	0,2261	(2,56)**	0,2011	(2,20)**
SciFi	0,3014	(2,64)***	0,2874	(2,43)**
Comedy	0,3469	(5,20)***	0,3664	(5,19)***
FanAdv	0,4503	(5,15)***	0,4569	(5,13)***
Gamma	0,3426		0,3613	
N	5686		5686	
Zahl der Ausfälle	493		493	
LL Null- Modell	-1326,307		-1236,307	
LL Voll- Modell	-1099,287		1130,019	
Wald	435,45		444,00	
AIC	2242,573		2304,039	

\*p < .05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.

**Tabelle 4-3: AFT-Modell mit log-logistischer Verteilung**

Die Parameter zur Abbildung der Modellgüte zeigen im Vergleich zu denen im Anhang 8.3, dass das Log-logistische-Modell die empirischen Beobachtungen am besten abbildet. Der Vergleich mit dem Nullmodell offenbart, dass die Einbindung der Kovariaten zu einer besseren Anpassung des Modells führt, d.h. die einbezogenen Determinanten tragen zur Erklärung der

Überlebensdauer der Filme bei. Die Interpretation der Koeffizienten ist gegenüber dem Cox-Proportional-Hazard-Modell konträr. Während bei dem proportionalen Modell ein positiver Koeffizient eine kürzere Überlebensdauer bedeutet, signalisieren positive Koeffizienten im parametrischen log-logistischen Modell längere Überlebensdauern. Anders als beim Cox-PH-Modell werden für das log-logistische Modell die Koeffizienten und die dazugehörigen z-Werte in Tabelle 4-3 visualisiert. Zur Beurteilung der Stärke der Kovariaten werden die geschätzten Koeffizienten als prozentuale Veränderung der Hazardrate mit

$$\Delta\lambda(t|x) = (\exp(\beta_n) - 1) * 100$$

und als prozentuale Veränderung der mittleren Verweildauer mit

$$\Delta E(T|X) = \left( \frac{1}{\exp(\beta_n)} - 1 \right) * 100$$

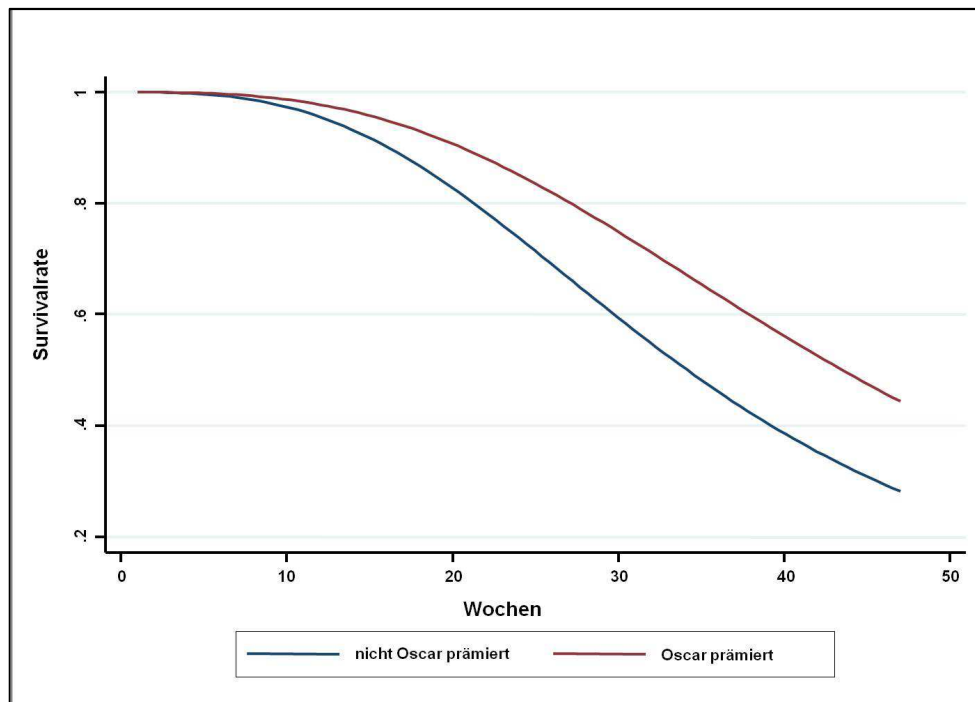
interpretiert (Litfin 2000).

Für die geschätzten Werte bedeutet dies, dass die Wirkung der Screens gegenüber dem Cox-Modell leicht abgeschwächt wird, jedoch trotzdem statistisch hochsignifikant bleibt. Bei einer Erhöhung der Screens um eine Einheit – bei Konstanthaltung aller anderen Ausprägungen – verringert sich die Hazardrate um 0,13 Prozent und somit erhöht sich die mittlere Verweildauer von 7,79 Wochen um 0,14 Prozent. Die Schätzergebnisse für Re-Entries sind auch in diesem Modell eindeutig, sie vermindern die mittlere Verweildauer um 4,82 beziehungsweise 5,66 Wochen.

Anders als im Cox-PH-Modell sind die geschätzten Saison-Koeffizienten für Sommer und die Weihnachtszeit mit der log-logistischen Verteilung statistisch signifikant, die Vorzeichen der Koeffizienten bleiben allerdings gleich. Wie bereits bei der Interpretation der Ergebnisse des Cox-Proportional-Modells scheinen die negativen Koeffizienten für die Winter-

Frühling-Saison und die Weihnachtszeit an der verstärkten Konkurrenz zu liegen. Die Studios versuchen in diesen Monaten verstärkt, Filme auf den Markt zu bringen, um einerseits die gut frequentierte Kinosaison zu buchen und andererseits den Film für die bevorstehenden Golden Globe- und Oscar-Verleihungen zu promoten. Filme, die zu den genannten Zeiten im Kino anlaufen und eine Nominierung aufweisen, haben eine größere Wahrscheinlichkeit, auch noch in der Folgewoche im Kino zu verweilen. Die Ergebnisse für die Oscar-Nominierung oder -Auszeichnung und die Golden Globe-Awards haben ausnahmslos einen positiven und statistisch signifikanten Effekt auf die Verweildauer. Eine Oscar-Nominierung erhöht die mittlere Verweildauer von 7,79 auf 12,18, die Auszeichnung mit dem Oscar auf 9,81 Wochen und die Auszeichnung mit dem Golden Globe sogar auf 13,26 Wochen. Dass die Golden Globe- Auszeichnung den stärksten Effekt hat, mag daran liegen, dass zum einen die Golden Globe-Verleihung zeitlich vor der Oscar-Verleihung liegt und zum anderen in der Branche davon ausgegangen wird, dass der Golden Globe-Award ein Signal für die bevorstehende Oscar-Nominierung und damit die Oscar-Auszeichnung ist. Abbildung 4-8 zeigt die Survivalkurven von Filmen, die mit einem Oscar ausgezeichnet wurden und solchen, die keine Oscar-Auszeichnung erhalten haben, im Vergleich.





**Abbildung 4-8: Survivalrate nach Oscar-Auszeichnung**

Die Ergebnisse des Modells 2 entsprechen zum größten Teil denen von Modell 1. Die Kategorisierung der Oscars hat lediglich auf die Koeffizienten der Actionfilme einen Einfluss. Die Ausprägung der Genres gegenüber dem Referenzgenre Horror wird im gesplitteten<sup>33</sup> Modell statistisch insignifikant, was darauf schließen lässt, dass das Genre „Action“ in den populären Oscar-Kategorien keine Beachtung findet und eher in den Randkategorien wie beispielsweise „best visual effect“ etc. bedacht wird. Interessanterweise sind die Nominierungskoeffizienten im gesplitteten Modell deutlich geringer, während die für den Award deutlich gestärkt sind. Der Koeffizient der Nominierungen für die Kategorie 2 ist negativ, was eine kürzere Verweildauer impliziert, während der Koeffizient der Nominierung für die Kategorie 1 positiv ist und damit eine längere Verweildauer impliziert. Der Effekt der No-

<sup>33</sup> Das gesplittete Modell betrachtet die Oscars nach Kategorien getrennt. Die Oscars werden dabei in eine Hauptkategorie (bester Film, bester Hauptdarsteller, beste Regie) und in eine Nebenkategorie (bester Nebendarsteller, bestes Drehbuch, beste Filmmusik etc.) unterteilt.

minierungen ist in beiden Fällen statistisch insignifikant. Sobald die Oscar-Zeremonie stattfindet und die Preise für beide Kategorien verliehen werden, nimmt auch die Verweildauer zu. Die Koeffizienten sind sowohl für die Awards der Kategorie 1 als auch für die Awards der Kategorie 2 auf dem 1%-Niveau statistisch signifikant. Die mittlere Verweildauer nimmt im Falle eines Awards für den „besten Film“, den „besten Darsteller (w/m)“ und für die „beste Regie“ um 3,11 Wochen und für den Award für die Sparten der Kategorie 2 um 2,41 Wochen zu. Zu ähnlichen Ergebnissen kommen auch Nelson et al. (2001): Sie zeigen, dass Filme, die mit einem Oscar für den „besten Film“ ausgezeichnet wurden, eine Wahrscheinlichkeit von 38,3% aufweisen, auch in den Wochen nach der Oscar-Zeremonie im Kino zu laufen.

Die Hazardraten für die Genre-Kovariaten fallen im Vergleich zum proportionalen Modell etwas geringer aus. Während die Kovariaten im Cox-Modell noch Verminderungen der Hazardraten um 33 bis 67% anzeigten, wird der Effekt auf die Hazardraten im log-logistischen Modell mit Werten um 12 bis 36% deutlich abgeschwächt, was darauf schließen lässt, dass die Genre-Kovariaten im Cox-PH-Modell überschätzt werden. Wie auch beim proportionalen Modell fallen Actionfilme im Vergleich schneller aus dem Programm, Dramen und Fantasy-/Abenteuerfilme weisen c.p. eine um 50% beziehungsweise um 57% höhere Verweildauer auf.

### **4.3 Zusammenfassung**

Die in diesem Kapitel durchgeführten empirischen Analysen haben gezeigt, dass die Verweildauer von Filmen in den Kinos von verschiedenen Einflussfaktoren abhängt. Die nicht-parametrischen Methoden der Sterbetafel und der Kaplan-Meier-Schätzung zeigen, wie das Risiko des Ausfalls mit der Zeit variiert: Ist das Risiko zu Beginn der Verweildauer noch relativ niedrig, steigt es bereits nach wenigen Wochen überproportional an. Die Ergebnisse des semi-parametrischen Modells und die des parametrischen Modells of-

fenbaren, dass der Oscar und auch die Anzahl an Screens wie vermutet die Verweildauer der Filme erhöhen. Die Modellschätzungen implizieren weiterhin, dass eine Auszeichnung mit dem Golden Globe einen positiven Einfluss auf die Überlebenswahrscheinlichkeit hat. Der positive Effekt der Golden Globe- und Oscar-Auszeichnung kann auch dadurch erklärt werden, dass der Filmstart in Deutschland dem amerikanischen Release zeitlich deutlich nachgelagert ist, so dass die Nominierung beziehungsweise die Preisverleihung der Awards bereits einige Wochen/Monate vorher oder auch unmittelbar vor dem Release in Deutschland bekannt ist. Auch spielt der Zeitpunkt des Release bezüglich der Awards in Deutschland keine so bedeutende Rolle wie auf dem amerikanischen Markt. Während Filme zum 31.12. des jeweiligen Jahres auf dem amerikanischen Markt gestartet sein müssen, um für die Oscars in Frage zu kommen, trifft diese Einschränkung auf den deutschen Markt nicht zu. Die Release-Strategie der Studios sollte also für den amerikanischen Markt lauten, dass ein Start im letzten Quartal des Jahres vollzogen werden sollte, wenn der Film am „Oscars-Turnier“ teilnehmen soll (Nelson et al. 2001). Diese Strategie hat auch einen Einfluss auf den außeramerikanischen Markt, da sich in Folge dieser Release-Strategie der Startzeitpunkt für den deutschen Markt ebenfalls nach hinten verlagert und somit die Wahrscheinlichkeit erhöht wird, dass zum Release bereits zumindest die Nominierungen bekannt sind.

Das Risiko, dass ein Film bereits nach kurzer Zeit aus dem Kinoprogramm genommen wird, erhöht sich stark mit dem „Absteigen“ in den Charts. Filme werden aufgrund einer schlechteren Platzierung von den Kinobetreibern aus dem Programm genommen oder nur noch auf wenigen Leinwänden gezeigt. Die Folge sind weiter abnehmende Besucherzahlen. Die Varianz der Besucherzahlen ist sehr groß. Nur wenige der Top 100 Filme sind in der Lage, hohe Besucherzahlen zu erreichen. Weiterhin ist auch festzuhalten, dass eine lange Verweildauer keinen Besuchererfolg garantiert. Der Film mit der längsten Verweildauer im Datensatz „Bowling for Columbine“ lief 47 Wochen und erreichte eine Besucherzahl von 1.135.755. Im Gegensatz

dazu attrahierte der Film „Was Frauen wollen“ mit einer Verweildauer von 19 Wochen 6.326.976, also fast sechsmal so viele Zuschauer in weniger als der Hälfte der Verweildauer. Die Top-Ten Filme mit der längsten Verweildauer im Datensatz, mit Laufzeiten von 30 bis 47 Wochen, erreichten Besucherzahlen von maximal 2.961.749. Die Filme mit der kürzesten Verweildauer hingegen erreichen gerade einmal 494.338 Zuschauer. Die Top-Ten der meist besuchten Filme erreichen dagegen Besucherzahlen von 6.015.507 bis 12.287.607 Zuschauer mit einer Laufzeitspanne von 14 bis 29 Wochen. Dieses Verhältnis ist nicht überraschend, da Filme wie „Bowling for Columbine“ nicht darauf abzielen, schnell ein breites Publikum anzusprechen, sondern sich eher mit wenigen Start-Screens (57 in der ersten Woche) über ihre lange Verweildauer hinweg entwickeln. Im Vergleich dazu werden Filme wie „Harry Potter und der Stein der Weisen“ mit 1.226 Screens uraufgeführt, schöpfen in den ersten Wochen den Großteil der Umsätze ab und platzieren sich über Wochen auf den vorderen Chartpositionen. In der untersuchten Datenbasis sind viele Filme mit ähnlich hohen Produktionskosten und vergleichbarer Starbesetzung. Diese Fakten können als ein Maß für die Qualität des Films angesehen werden. Betrachtet man ihren Box Office-Return, ist eine breite Streuung feststellbar.

Die durchgeführte empirische Analyse in diesem Abschnitt hat gezeigt, dass der Oscar und die Screens einen entscheidenden Einfluss auf die Verweildauer haben. Während Nelson et al. (2002) und Deuchert et al. (2005) für den US-Markt zeigen konnten das nur Filme die, eine Oscar-Auszeichnung oder -Nominierung in den Hauptkategorien bekommen, die Überlebensdauer erhöhen, können hier zweierlei Wirkungen gezeigt werden. Einerseits wird den Modellschätzungen zufolge ein eindeutig positiver Einfluss sowohl der Nominierung und Auszeichnung, unabhängig von der Kategorie, festgestellt und andererseits konnte in einer zweiten Modellschätzung der Einfluss eines Oscars auf die Verweildauer sowohl in der Hauptkategorie als auch in Nebenkategorie festgestellt werden. Für die Nominierungen hingegen konnten weder in der Hauptkategorie noch in der Nebenkategorie signi-

fikante Koeffizienten ermittelt werden. Die Nominierung für einen Golden Globe hat keine statistisch signifikanten Einfluss auf die Verweildauer. Der Gewinn eines Golden Globe indessen erhöht die Wahrscheinlichkeit einer längeren Laufzeit. Dies ist, wie bereits erwähnt, darauf zurückzuführen, dass der Golden Globe in der Branche gemeinhin als Signal für die Oscars gilt. Zu einem ähnlichen Ergebnis kommt auch Kaplan (2006), der dokumentiert, dass für einen Film in der Kategorie „Drama“ der mit dem Golden Globe ausgezeichnet wird, die Wahrscheinlichkeit einer Oscar-Auszeichnung erheblich zunimmt. Weiterhin bleibt festzuhalten, dass die Ergebnisse der durchgeführten Analyse den Effekt des Oscars unterschätzen könnten, da die verwendeten Daten einer Positivselektion unterstehen. Es ist zu vermuten, dass bei einer Datengrundlage der Top 200 ein stärkerer Oscareffekt auftritt. Filme die nicht in den Top 100 vertreten sind aber einen Oscar vorweisen, wirken vermutlich für die Kinobetreiber als Anreiz, die Filme länger im Programm zu führen.

## **5 „Fluch der Kritiken?“ – Der Einfluss von Filmkritiken**

Kritiken werden in verschiedenen Bereichen, wie z.B. auf dem Film-, Buch- und Musikmarkt oder aber bei anderen Gütern, wie z.B. Computer, Kosmetika, etc. für Konsumententscheidungen herangezogen. Besonders in der Filmindustrie spielen Kritiken eine wichtige Rolle, da sie zur Beurteilung der Qualität der Filme herangezogen werden können. Anders als z.B. bei Musik- und Computerspielkritiken, die meist in fachspezifischen Magazinen und Sendungen publiziert werden, sind Filmkritiken wöchentlich in Tageszeitungen, Radio- und Fernsehsendungen verfügbar. Ausgehend von dieser Besonderheit wird im Folgenden die Bedeutung von Kritiken in der Filmindustrie betrachtet. Der Fokus auf die Filmindustrie ist damit zu begründen, dass einerseits gerade auf diesem Gebiet Kritiken üblich sind und andererseits die Kritiken für die potenziellen Zuschauer als Qualitätssignal fungieren. Aufgrund der weiten Verbreitung von Filmkritiken ist auch die Verfügbarkeit der benötigten Daten für die empirische Analyse gegeben.

Filme sind, wie bereits in Kapitel zwei erörtert, Erfahrungsgüter mit hedonischem Charakter, die durch einen hohen Grad an Unsicherheit bezüglich ihrer Qualität gekennzeichnet sind. Aufgrund der hedonischen Eigenschaften und vor dem Hintergrund unvollständiger Informationen ist die Bewertung vor dem Filmkonsum für Individuen problematisch. Die Schwierigkeit der Beurteilung ist insbesondere in der subjektiven Wahrnehmung von Filmen begründet. Zur Reduktion oder gar Beseitigung dieser Informationsasymmetrien können unter anderem Trailer, Werbung aber auch Kritiken beziehungsweise Filmbewertungen einen Beitrag leisten. Nach Eliashberg/Shugan (1997) wird besonders bei hedonischen Gütern den Kritiken eine höhere Glaubwürdigkeit eingeräumt.

Unter einer Filmkritik wird im Allgemeinen die Bewertung eines Films nach z.B. künstlerischen, technischen und ökonomischen Aspekten verstanden.

Kritiken scheinen eine Vielzahl von Funktionen zu besitzen: Nach Cameron (1995) können Kritiken Filme bewerben, über Filme informieren, Reputation aufbauen, Konsumerfahrung generieren und Präferenzen beeinflussen.

Kritikerurteile sind Bewertungen eines Films durch Filmjournalisten von Zeitungen, Zeitschriften und elektronischen Medien, die der Öffentlichkeit zugänglich sind (Wyatt/Badger 1988). Sie werden in der Regel kurz vor oder unmittelbar zum Release publiziert. Sie stellen für den Kinobesucher ex ante eine Hilfestellung bei der Beurteilung der Qualität des Films dar. Kritiken können sowohl kurzfristige als auch langfristige Auswirkungen auf den Filmerfolg haben. Kurzfristig wirken sich die Kritiken auf den Kassenerfolg im Kino positiv oder negativ aus, langfristige Auswirkungen machen sich auf den nachfolgenden Verwertungsstufen<sup>34</sup> bemerkbar. Die langfristigen Auswirkungen sind besonders durch die weitreichende Verfügbarkeit im Internet von Bedeutung, da hier veröffentlichte Kritiken über längere Zeitdauern, in einigen Fällen über mehrere Jahre, abrufbar sind. Nicht nur die Reichweite hat sich mit dem Internet vergrößert, sondern die Kritiken können auch gezielter abgerufen werden. Durch das gezielte Abrufen von Kritiken und Informationen über einen Film kann sich dieser Prozess auf die Konsumententscheidung der Individuen für oder gegen einen Film auswirken (Edwards 2006).

Durch das Internet kommen auch noch andere Formen der Filmkritik respektive -bewertung zum Tragen; die sogenannten Word-of-Mouth Mechanismen und Informationskaskaden. Diverse Filmforen tragen dazu bei, die Informationslücken bezüglich des Inhalts, der Besetzung und der Qualität eines Films zu schließen. Da der Erfolg von Filmen auch von positiver Mundpropaganda abhängen kann, ist diese Form der Kritik beziehungsweise Beurteilung neben der klassischen Filmkritik besonders im Hinblick auf die Reichweiten (Internet) ein ernstzunehmender Faktor.

---

<sup>34</sup> Unter den Verwertungsstufen werden hier der DVD/Video-Verleih/-Verkauf und die TV-Ausstrahlung verstanden

Der Zusammenhang von Kritiken und Einspielergebnis eines Kinofilms wurde bisher von diversen US-amerikanischen Autoren analysiert. Austin (1988) schreibt, dass Kritiken als Informations- und Entscheidungshilfe für beziehungsweise gegen einen Film fungieren und als Kommunikationsmittel in sozialen Netzwerken<sup>35</sup> dienen. Weiterhin formuliert Austin, dass das Interesse an einem Film größer ist, wenn die Kritik vom Publikum adaptiert wird. Litman (1983) kommt in seiner Analyse zu dem Ergebnis, dass bessere Kritiken (gemessen mit Hilfe einer „Sterneskala“) einen signifikant positiven Einfluss auf das Box Office-Return haben. Auch die Studien von Litman/Kohl (1989) und Prag/Casavant (1994) bestätigen diese These. Ravid (1999) analysiert in seiner Arbeit die Effekte von positiven Kritiken auf das Box Office-Return und die Umsätze auf dem Videomarkt und findet keine signifikanten Einflüsse.

Eliashberg/Shugan (1997) sprechen den Kritiken zwei Funktionen zu. Die sogenannte „Influencer“- und die „Predictor“-Funktion. Von Influencer wird gesprochen, wenn die Kritik die Konsumententscheidung in den ersten Wochen der Laufzeit eines Films beeinflusst und von Predictor, wenn die Kritik die Konsumententscheidung prognostiziert. Eliashberg/Shugan (1997), die diese Funktionen unterschieden und empirisch analysiert haben, kommen zu dem Schluss, dass Kritiken weniger als Influencer, sondern vielmehr als Predictor fungieren.

Basuroy/Chatterjee/Ravid (2003) folgen teilweise den Ausführungen von Eliashberg/Shugan (1997) und untersuchen die Wirkungsweise der Kritiken unter drei Aspekten: Sie prüfen den Aspekt der Influencer- und Predictor-Funktion, die Wirkung von positiven und negativen Kritiken und die Wirkung von Starpower und Budget, die den Einfluss der Kritiken auf das Box Office-Return charakterisieren. Im Ergebnis kommen sie zu dem Schluss, dass Kritiken sowohl als Influencer, wie auch als Predictor fungieren und

---

<sup>35</sup> Unter sozialen Netzwerken wurde 1988 noch nicht die digitale Form, wie beispielsweise Facebook etc. verstanden.



weisen nach, dass negative Kritiken in den ersten Wochen einen höheren negativen Effekt aufweisen als die positiven Kritiken Nutzen bezüglich des Box Office-Return bedeuten. Bezüglich der Starpower und des Budgets dokumentieren sie, dass diese zwar die Kritiken moderieren, aber eine gute Besetzung beziehungsweise ein hohes Produktionsbudget nicht zwingend notwendig sind, um gute Kritiken zu bekommen.

Reinstein/Snyder (2005) unterscheiden ebenfalls die Kritiken als „Influencer“ und „Predictor“. In der Studie werden die Kritiken zweier amerikanischer Star-Kritiker analysiert. Sie dokumentieren einen kausalen Zusammenhang zwischen dem Box Office-Return und den Kritiken und identifizieren diesen als einen „Influencer“-Effekt.<sup>36</sup>

Alle erwähnten Studien untersuchen die Rolle der Kritiken auf die Besucherzahl respektive das Box Office-Return. Die Arbeiten konzentrieren sich ausschließlich auf den amerikanischen Markt und verwenden dementsprechend amerikanische Box Office-Daten. Weiterhin werden die Kritiken ausschließlich als Erfolgsdeterminante untersucht und eine Analyse der Einflussfaktoren von Kritikerurteilen bleibt unbeachtet. Die Analyse der Einflussfaktoren von Kritikerurteilen scheint aber besonders aufgrund der hohen finanziellen Risiken, die mit einer Filmproduktion einhergehen, als sinnvoll, da die Kenntnis darüber, welche Faktoren die Kritiker zur einer positiven respektive negativen Bewertung veranlassen bereits im Produktionsprozess berücksichtigt werden könnten. Dieser Forschungslücke widmet sich dieses Kapitel. Zur Analyse wird eine Datenbasis für den deutschen Markt zugrunde gelegt, für die in einem ersten Schritt die Einflussfaktoren der Kritiken examiniert werden, um dann den Einfluss von Kritiken auf den Filmerfolg in Deutschland zu analysieren.

---

<sup>36</sup> Weitere Studien die den Einfluss von Kritiken thematisieren sind beispielsweise Sochay (1994), Shawney/Eliashberg (1996), Collins et al. (2002), Elberse/Eliashberg (2003), Ravid/Basuroy (2004), Chang/Ki (2005) und Brewer et al. (2008).

## 5.1 Datenbasis

Um den Einfluss von Kritiken auf den Erfolg von Filmen zu untersuchen, wurden US-amerikanische Kinoproduktionen beziehungsweise US-amerikanische Co-Produktionen zur Analyse herangezogen. Die Datenbasis umfasst 828 Kinofilme, die im Zeitraum von 1990 bis 2005 in Deutschland uraufgeführt wurden und in den Top 100 der Jahresliste der Filmförderungsanstalt (FFA) aufgelistet waren. Die Datenbasis verringert sich aufgrund fehlender Kritiken für einige Filme in den multivariaten Modellschätzungen auf 650 im Falle des Filmjahrbuchs, respektive auf 655 für die Cinema-Schätzung. Weiterhin umfasst die Datenbasis Informationen zu den Besucherzahlen, Budgetdaten, Informationen zum Verleiher, Genreklassifizierungen und Auszeichnungen. Die jährlichen Auszeichnungen Oscar und Sexiest Man Alive werden als Dummy-Variable aufgenommen. Die Daten für den Oscar stammen aus der AMPAS-Datenbank und die des Sexiest Man Alive vom People Magazin. Um einerseits deren Einfluss auf die Filmkritiken und andererseits den Einfluss der Filmkritiken auf den Filmerfolg zu analysieren, wurden Kritiken aus dem Filmjahrbuch und der Cinema-Zeitschrift erhoben. Als Vergleichswerte für die deutschen Kritikerurteile, die kulturellen Unterschiede und zur Überprüfung der Qualitätssignale wurden amerikanische Kritikerurteile und Userkritiken mit in die Schätzung aufgenommen. Diese stammen aus der Datenbank „metacritic.com“. Die „Metacritic“ ist die ermittelte durchschnittliche Kritik von unterschiedlichen Kritikern aus Print und Medien.<sup>37</sup> Die Werte variieren zwischen 0 und 100 Punkten, wobei mit steigender Punktzahl eine bessere Bewertung einher-

---

<sup>37</sup> [www.metacritic.com](http://www.metacritic.com); Diese Internetseite umfasst Kritiken von: Arizona Republic, Austin Chronicle, Baltimore Sun, Boston Globe, Boxoffice Magazine, Charlotte Observer, Chicago Reader, Chicago Sun-Times, Chicago Tribune, Christian Science Monitor, Dallas Observer, Empire, Entertainment Weekly, The Hollywood Reporter, LA Weekly, Los Angeles Times, Miami Herald, Movieline, New Orleans Times-Picayune, The New Republic, New York Daily News, New York Magazine, New York Post, New York Times, The New Yorker, New York Observer, Newsweek, NPR, The Onion (A.V. Club), Orlando Sentinel, Philadelphia Inquirer, Portland Oregonian, Premiere ReelViews, Rolling Stone Salon.com, San Francisco Chronicle, Slate St. Louis Post-Dispatch, St. Petersburg Times, Time, Time Out New York, Toronto Globe and Mail, USA Today, Variety, Village Voice, Wall Street Journal, Washington Post.

geht. Ebenfalls auf der Seite „metacritic.com“ werden die „Usercritic“ zur Verfügung gestellt. Die „Usercritic“ ist der Durchschnittswert der abgegebenen Bewertungen durch die Nutzer der Webseite „metacritic“, deren Wertebereich zwischen 0 und 10 liegt, wobei auch hier mit einer höheren Punktzahl eine bessere Bewertung einhergeht.

Das Filmjahrbuch erscheint seit 1979 jährlich und enthält hauptsächlich Kritiken aus den folgenden Zeitungen und Zeitschriften: AZ München, epd-Film, Filmecho/Filmwoche, Schnitt-Das Filmmagazin, Süddeutsche Zeitung, Der Tagesspiegel, Multimedia, tip und Zitty. Ebenfalls enthalten sind die Prädikate der Deutschen Film- und Medienbewertung (FBW).<sup>38</sup> Jeder der Filme wird auf einer Skala mit 1 bis 5 Sternen bewertet, wobei eine höhere Anzahl an Sternen mit einer besseren Bewertung des Filmes einhergeht. Der Film wird im Vergleich zu anderen Filmen des Genres bewertet (Just 1991-2005).

Die Cinema ist eine seit 1975 monatlich erscheinende deutsche Film- und Kino-Zeitschrift. Die dort enthaltenen Kritiken sind aufgeteilt in Redaktions- und Community-Kritiken. Die Bewertung der Filme durch die Redaktion erfolgt prozentual. Jeder Film kann eine Bewertung von 0, 25, 50, 75 oder 100% erhalten, wobei 0% für besonders schlechte Filme und 100% für besonders gut Filme vergeben wird.<sup>39</sup>

## 5.2 Einflussfaktoren von Kritikerurteilen

In den folgenden Ausführungen werden die Hypothesen und die Modell-schätzungen der Kritikerurteile sowohl für das Filmjahrbuch als auch für die Cinema vorgestellt.

---

<sup>38</sup> bis 2009: Filmbewertungsstelle Wiesbaden

<sup>39</sup> <http://www.cinema.de/>

### 5.2.1 Hypothesenformulierung

Mit den folgenden Hypothesen wird untersucht, ob bestimmte Faktoren die Wahrscheinlichkeit erhöhen, eine bessere beziehungsweise schlechtere Bewertung durch die Filmjahrbuch- und Cinemakritiken zu erhalten.

**Hypothese 1:** Eine bessere MetaCritic-Bewertung erhöht die Wahrscheinlichkeit einer besseren Bewertung durch das Filmjahrbuch beziehungsweise die Cinema.

Grundsätzlich ist davon auszugehen, dass die amerikanischen Kritiken, die durch die Variable MetaCritic abgebildet werden, eine entsprechende Wirkung auf die deutschen Kritiken ausüben, da die amerikanischen Kritiken zeitlich vorgelagert sind, können sie als eine Art Vorselektion angesehen werden.

**Hypothese 2:** Je größer das Filmbudget, desto höher die Wahrscheinlichkeit einer besseren Bewertung durch das Filmjahrbuch beziehungsweise die Cinema.

Im Hinblick auf das Filmbudget wird ein signifikant positiver Einfluss erwartet. Diese Vermutung ist dadurch begründet, dass hohe Filmbudgets z.B. auf ein großes Staraufgebot hinweisen (können), welches wiederum als ein Qualitätssignal fungieren kann.

**Hypothese 3:** Wird ein Film über ein Major-Studio vertrieben, erhöht dies die Chance einer besseren Bewertung durch das Filmjahrbuch beziehungsweise die Cinema.

Die Major-Studios sind aufgrund ihrer marktbeherrschenden Stellung in der Lage, ihre Filme mit beträchtlichen Werbeetats auszustatten und diese gegenüber den Independent-Studios am Markt zu etablieren.

**Hypothese 4:** Eine Oscar-Auszeichnung erhöht die Wahrscheinlichkeit einer besseren Bewertung durch das Filmjahrbuch beziehungsweise die Cinema.

Die Erwartungshaltung an Oscar prämierte Filme ist sehr hoch. Da diese bereits vor einer Fachjury bestanden haben, wird aus deutscher Sicht eine entsprechende Auszeichnung beziehungsweise eine Nominierung als Qualitätssignal gewertet, so dass davon ausgegangen werden kann, dass der Gewinn eines Oscars einen signifikant positiven Einfluss auf die Filmjahrbuch- und Cinemabewertungen ausübt.

**Hypothese 5:** Das Genre hat einen signifikanten Einfluss auf die Bewertung durch das Filmjahrbuch beziehungsweise die Cinema.

Es wird erwartet, dass Dramen, Thriller und Komödien aufgrund ihrer inhaltlichen, spannenden und amüsanten Stoffauswahl einen signifikant positiven Einfluss auf die Bewertungen des Filmjahrbuchs und der Cinema haben. Bezüglich der Genres Action, Science-Fiction und Fantasy/Abenteuer wird kein signifikant von Null verschiedener Einfluss auf die Kritiken erwartet, da diese Genres keine mit Dramen, Thriller und Komödien vergleichbare Resonanz beim deutschen Publikum erwarten lassen.

**Hypothese 5a:** Dramen haben im Vergleich zur Referenzkategorie „Horror“ eine erhöhte Wahrscheinlichkeit einer besseren Bewertung durch das Filmjahrbuch beziehungsweise die Cinema.

**Hypothese 5b:** Thriller haben im Vergleich zur Referenzkategorie „Horror“ eine erhöhte Wahrscheinlichkeit einer besseren Bewertung durch das Filmjahrbuch beziehungsweise die Cinema.

**Hypothese 5c:** Komödien haben im Vergleich zur Referenzkategorie „Horror“ eine erhöhte Wahrscheinlichkeit einer besseren Bewertung durch das Filmjahrbuch beziehungsweise die Cinema.

**Hypothese 5d:** Actionfilme haben im Vergleich zur Referenzkategorie „Horror“ eine geringere Wahrscheinlichkeit einer besseren Bewertung durch das Filmjahrbuch beziehungsweise die Cinema.

**Hypothese 5e:** Science-Fiction-Filme reduzieren im Vergleich zur Referenzkategorie „Horror“ die Wahrscheinlichkeit einer besseren Bewertung durch das Filmjahrbuch beziehungsweise die Cinema.

**Hypothese 5f:** Fantasy/Abenteuer-Filme reduzieren im Vergleich zur Referenzkategorie „Horror“ die Wahrscheinlichkeit einer besseren Bewertung durch das Filmjahrbuch beziehungsweise die Cinema.

## **5.2.2 Filmjahrbuchkritiken Ordered Probit-Modell**

Für die folgende empirische Analyse wird als abhängige Variable die Filmjahrbuchkritik verwendet. Aufgrund der normalverteilten<sup>40</sup> Wahrscheinlichkeit für das Auftreten einer Ausprägung der ordinalen Variable, die es erlaubt, eine Rangordnung der Kategorien anzuwenden, liegt der folgenden Analyse methodisch eine „Ordered Probit Regression“ zugrunde. Das Modell wird anhand der Maximum-Likelihood-Methode geschätzt (Long/ Freese 2006, Backhaus et al. 2008).

### **5.2.2.1 Deskriptive Statistik**

Ein deskriptiver Überblick der erklärenden Variablen erfolgt in Tabelle 5-1. Bei den Genres dient „Horror“ als Referenzgröße.

---

<sup>40</sup> Die Normalverteilung wird durch den Skewness-Kurtosis-Test bestätigt.

Variable	Operationalisierung	Mean	Min.	Max.	SD
MetaCritic	Kritik der metacritic.com	55,48	12	94	17,15
UserCritic	Userkritik der metacritic.com	6,51	0	9,9	2,58
Major	Major Studio (Dummy; ja=1)	0,77	0	1	-/-
InBudget	Filmbudget logarithmiert	17,49	11	19,11	0,86
Oscar	Academy Awards Auszeichnung/Nominierung (Dummy; ja = 1)	0,14	0	1	-/-
SexiestMan	Sexiest Man Alive (Dummy; ja = 1)	0,10	0	1	-/-
Action	Actionfilm (Dummy; ja = 1)	0,28	0	1	-/-
Drama	Drama (Dummy; ja = 1)	0,21	0	1	-/-
Thriller	Thriller (Dummy; ja = 1)	0,07	0	1	-/-
SciFi	Science Fiction (Dummy; ja = 1)	0,04	0	1	-/-
Comedy	Komödie (Dummy; ja = 1)	0,30	0	1	-/-
Horror	Horrorfilm (Dummy; ja = 1)	0,06	0	1	-/-
FanAdv	Fantasy-oder Abenteuerfilm (Dummy; ja = 1)	0,06	0	1	-/-

**Tabelle 5-1: Deskriptive Statistik FJB-Kritik**

Die folgende Abbildung zeigt die prozentuale Häufigkeitsverteilung der Bewertungskategorien. Dass ein Film die Bewertung mit nur einem Stern bekommt, ist im Datensatz unter repräsentiert, die Häufigkeit liegt bei 0,24 Prozent.

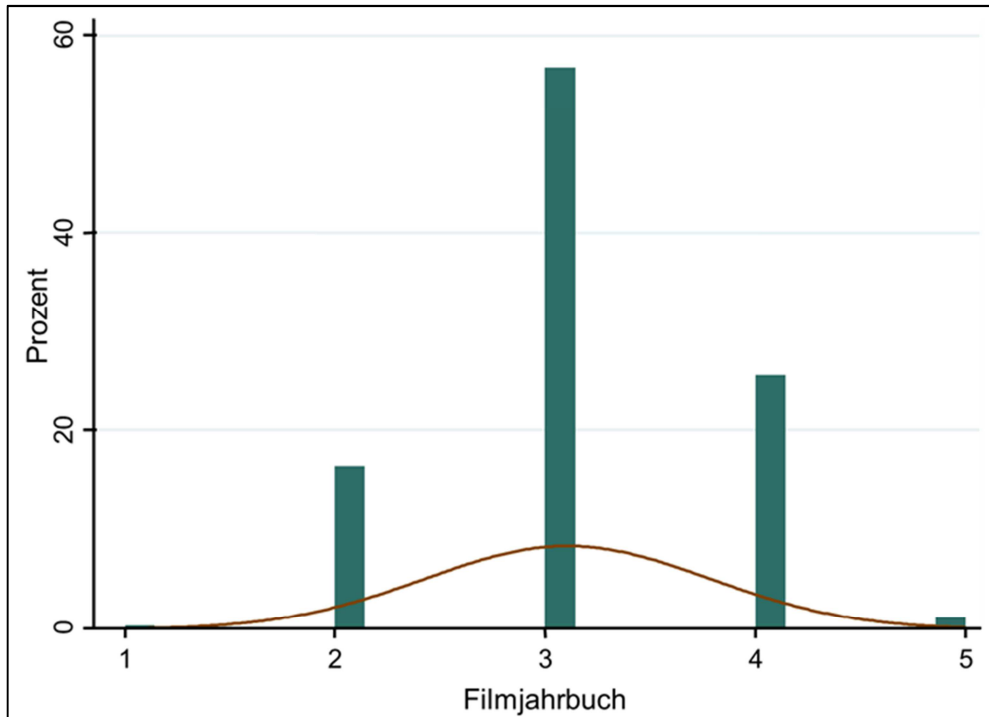


Abbildung 5-1: Histogramm der FJB-Kritiken

### 5.2.2.2 Multivariate Analyse: Ordered Probit-Modell

Dem ordinalen Regressionsmodell liegt das Konzept des latenten Variablenmodells zugrunde. Die latente Variable  $y_i^*$  leitet sich von der abhängigen Variable  $y_i$  (Filmjahrbuchkritiken) mit den Ausprägungen  $-\infty$  bis  $\infty$  ab. Die Strukturgleichung des Modells wird durch:

$$y_i^* = x_i\beta + \varepsilon_i$$

beschrieben, wobei  $x_i$  die unabhängigen Variablen des i-ten Films,  $\beta$  der Regressionsparameter und  $\varepsilon_i$  der Fehlerterm, der mit einem Mittelwert=0 und einer Varianz=1 um die Regressionslinie normalverteilt ist, sind. Es wird die Wahrscheinlichkeit eines beobachteten Wertes  $y_i = m$ , gegeben  $x_i$  berechnet. Die Wahrscheinlichkeit ist die standardisierte Normalverteilung, die mit  $\Phi$  denotiert wird. Die Wahrscheinlichkeit eines Films, in eine Kategorie m der Filmjahrbuchkritiken zu fallen, wird formal wie folgt beschrieben:



$$\Pr (FJB = m | x_i) = \Phi(\tau_m - x_i\beta) - \Phi(\tau_{m-1} - x_i\beta)$$

wobei  $m$  für die Kategorien 1 bis 5 steht und  $\tau_0 = -\infty$  und  $\tau_m = +\infty$ . Dabei geben die  $\tau$ -Werte die jeweiligen Schwellenwerte<sup>41</sup> an, die die einzelnen Kategorien voneinander trennen (Long/Freese 2006).

$$\begin{aligned} FJB = & \beta_0 + \beta_1 \text{MetaCritic} + \beta_2 \text{UserCritic} + \beta_3 \ln\text{Budget} \\ & + \beta_4 \text{Major} + \beta_5 \text{Oscar} + \beta_6 \text{SexiestMan} + \beta_7 \text{Action} \\ & + \beta_8 \text{Drama} + \beta_9 \text{Thriller} + \beta_{10} \text{SciFi} + \beta_{11} \text{Comedy} \\ & + \beta_{12} \text{FanAdv} + \varepsilon \end{aligned}$$

Die Anpassungsgüte des Modells wird durch folgende vier Gütemaße beurteilt:

**McFaddens-R<sup>2</sup>:** Beruht auf der Gegenüberstellung der LL-Werte des vollständigen und des Null-Modells und wird definiert als:

$$McFaddens R^2 = 1 - \frac{LL_V}{LL_0}$$

wobei:  $LL_V$  = LogLikelihood des vollständigen Modells  
 $LL_0$  = LogLikelihood des Nullmodells

Das McFaddens-R<sup>2</sup> ist ein Gütemaß, dass die relative Verbesserung des Modells gegenüber dem Nullmodell angibt (Backhaus et al. 2008).

**McKelvey & Zavoina R<sup>2</sup>:** Ist strukturell dem normalen Bestimmtheitsmaß nachempfunden. Es ergibt sich aus dem Quotienten der Differenz aus der

---

<sup>41</sup> Schwellenwerte werden in der Literatur auch als „cutpoints“ und „thresholds“ bezeichnet.

Varianz der latenten Variable und der Varianz des Störterms und der Varianz der latenten Variable.

$$McKelvey \& Zavoina R^2 = \frac{\text{Varianz}(y^*) - \text{Varianz}(\varepsilon)}{\text{Varianz}(y^*)}$$

**Nagelkerke  $R^2$ :** Das Nagelkerke  $R^2$  ist im Vergleich zum Bestimmtheitsmaß von Cox und Snell (Cox/Snell 1989) so definiert, dass auch der Maximalwert von 1 erreicht werden kann (Backhaus et al. 2008).

$$Nagelkerke R^2 = \frac{R^2}{R_{max}^2}$$

wobei  $R_{max}^2 = 1 - (L_0)^{\frac{2}{n}}$  und  $L_0$  = Likelihood des Nullmodells

**Akaike Informationskriterium:** Ist ein Maß zur Beurteilung der Güte von multivariaten Modellen, die auf Maximum Likelihood-Schätzungen basieren.

$$AIC = -2 LL + 2P$$

Dabei ist LL der Log-Likelihood des jeweiligen Modells und P die Zahl der Regressionsparameter (ohne Modellkonstante). Dabei ist die Anpassung an das Modell umso besser, je kleiner der Wert des AIC ist (von Auer 2007).

### 5.2.2.3 Ergebnisse

Tabelle 5-2 gibt einen Überblick über die geschätzten Modelle zu den Filmjahrbuchkritiken. Neben der Ordered Probit-Regression wurden als „robustness check“ sowohl das Ordered Logit-Modell als auch das einfache OLS-Modell geschätzt.

In der Tabelle werden die Ergebnisse der Probit-, Logit- und OLS-Schätzung mit der abhängigen Variable *Filmjahrbuchkritik* dokumentiert. Bei der Interpretation der Ordered-Probit und -Logit Modelle ist der Beson-

derheit Beachtung zu schenken, dass deren Betrag keine Aussage, wie bei den Betakoeffizienten des OLS-Modells, über die Stärke des Einflusses der entsprechenden Variable erlauben. Es ist lediglich die Richtung des Einflusses und dessen Signifikanz ablesbar. Neben den Werten der geschätzten Koeffizienten wird das jeweilige Signifikanzniveau ausgewiesen. Dabei bedeutet im Falle der OPR und OLR ein positiver Koeffizient, dass mit höheren positiven Werten der unabhängigen Variablen die Wahrscheinlichkeit einer besseren Filmjahrbuchkritik steigt. Umgekehrt sinkt diese Eintrittswahrscheinlichkeit mit höheren negativen Werten. Im Falle der OLS-Schätzung bedeuten die ermittelten positiven Koeffizienten, dass mit der Erhöhung der jeweiligen unabhängigen Variable der Wert der Filmjahrbuchkritik steigt und negative Koeffizienten die Filmjahrbuchkritik entsprechend mindern.

Modell FJB			
Koeffizienten			
Variablen	OPR	OLR	OLS
MetaCritic	0,0491***	0,0896***	0,0204***
UserCritic	0,0004+	0,0016+	0,0001+
lnBudget	0,1200+	0,1841+	0,0497+
Major	- 0,2272*	- 0,3965*	- 0,0955*
Oscar	0,3139*	0,5587*	0,1220*
SexiestMan	0,0435+	0,0928+	0,0188+
Action	0,3832+	0,6156+	0,1571+
Drama	1,3038***	2,2720***	0,5394***
Thriller	0,9416***	1,5141***	0,3798***
SciFi	0,6227*	1,0257*	0,2570*
Comedy	0,5349**	0,8121*	0,2159**
FanAdv	0,7087*	1,1529*	0,2876*
Log-Likelihood	- 472,869	- 467,770	-
LR	365,833***	376,032***	-
Wald	285,08***	271,73***	-
Mc Fadden's R <sup>2</sup>	0,279	0,287	-
McKelvey & Zavoina R <sup>2</sup>	0,528	0,530	-
Nagelkerkes R <sup>2</sup>	0,496	0,507	-
Adjusted R <sup>2</sup>	-	-	0,425
R <sup>2</sup>	-	-	0,436
AIC	1,504	1,489	-
N	650		

\*p < .05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.

**Tabelle 5-2: Multivariate Analyse und Regression der FJB-Kritiken**

Aus den Ergebnissen geht hervor, dass wie in *Hypothese 1* angenommen, der Koeffizient der MetaCritic, mit einem p-Wert von  $p \leq .001$ , einen signifikant positiven Einfluss auf die Bewertung durch das Filmjahrbuch hat. Mit einer besseren MetaCritic ist somit eine bessere Bewertung durch die Filmjahrbuchkritiken zu erwarten. Dies ist aufgrund des zeitverzögerten deutschen Release nicht überraschend, da die MetaCritic bereits unmittelbar vor beziehungsweise während des amerikanischen Release vorliegen. Die amerikanischen Kritiker fungieren somit als eine Art Signal für die Kritiker in Deutschland. Sie liefern den deutschen Kritikern einen ersten Anhaltspunkt für die Einordnung und die nachfolgende Bewertung eines Films.

*Hypothese 2* wird aufgrund der Ergebnisse abgelehnt. Die Ergebnisse zeigen keinen signifikanten Einfluss des Budgets. Das Ergebnis wirkt überraschend, da in der einschlägigen Fachliteratur dem Budget oftmals eine signifikante Bedeutung zugeschrieben wird (z.B. Litman 1983, Ravid 1999). Das lässt den Schluss zu, dass Kritiker ein hohes Budget nicht zwangsläufig als Qualitätsindikator beurteilen.

Der Modellschätzung zufolge muss auch *Hypothese 3* abgelehnt werden. Trotz der hohen Werbemaßnahmen durch die Majors beim Vertrieb ihrer Filme bleiben die Kritiker davon unbeeindruckt.

Die Ablehnung der Hypothesen zwei und drei sind eine eindeutige Absage an die Blockbuster, die vorrangig mit großen Budgets produziert und von den Majors vertrieben werden.

Eine Oscar-Auszeichnung erhöht die Wahrscheinlichkeit einer besseren Bewertung durch das Filmjahrbuch. *Hypothese 4* wird anhand der signifikanten Koeffizienten in allen drei Modellschätzungen bestätigt. Da die Kritiker zur Zeit des deutschen Releases in den meisten Fällen bereits über eine Oscar-Auszeichnung respektive -Nominierung informiert sind, ist es durchaus denkbar, dass die deutschen Kritiken dadurch beeinflusst werden bzw. beeinflussbar sind. Diese Art der Beeinflussung ist auf den Abbau von Informationsasymmetrien bzgl. der Qualität zurückzuführen, da die Oscar-Auszeichnung als eine Bewertung besonderer Filmqualität angesehen wird.

*Hypothese 5* wird durch die Analyse ebenfalls bestätigt. Die Einordnung in bestimmte Genres hat auf die Kritiker einen besonderen Einfluss. Sie ermöglichen den Kritikern, einen Film einzuordnen. Dramen, Thriller und Komödien erhöhen die Wahrscheinlichkeit einer besseren Bewertung durch das Filmjahrbuch und bestätigen somit die *Hypothesen 5a bis 5c*. Dass diese Genres einen signifikanten Einfluss auf die Filmjahrbuchkritik haben, lässt sich damit erklären, dass besonders in Deutschland Filme mit inhaltli-

cher Qualität und guten Dialogen geschätzt werden, während der US-Markt wahrscheinlich spektakuläre und actionreiche Filme bevorzugt. Überraschenderweise sind auch die Einflüsse der Science-Fiction- und Fantasy-Abenteuer-Genres positiv signifikant. Somit müssen die *Hypothesen 5e und 5f* verworfen werden. Ungeachtet der Tatsache, dass bei diesen Genres eher Bildgewalt und Spezialeffekte typischerweise im Vordergrund stehen, werden diese durch die Kritiker positiv wahrgenommen. Der positive Effekt der Ergebnisse wird dabei primär durch Filme wie „Star Wars“, „Herr der Ringe“ und „Fluch der Karibik“ getrieben. Im Falle von Stars Wars handelt es sich um eine Art „Kult“- beziehungsweise „Vorreiter-Film“, der erste erfolgreich umgesetzte Science-Fiction Film, der eine breite Masse an Zuschauern gewinnen konnte. „Herr der Ringe“ als Verfilmung einer berühmten Buchvorlage ist durch den besonderen Bekanntheitsgrad des Buches nicht von den Kritikern zu übersehen. Die Filmreihe „Fluch der Karibik“ ist durch seinen komödiantischen Abenteuercharakter und die Star-Power (Johnny Depp) ein Film, der sich der Beachtung durch die Kritiker nicht entziehen konnte.

*Hypothese 5d* muss verworfen werden. Konträr zur Hypothese zeigt die Modellschätzung eine positive Wirkung auf die Wahrscheinlichkeit einer besseren Bewertung im Vergleich zur Referenzkategorie „Horror“ durch das Filmjahrbuch.

### ***Güte des Modells***

Nach der Schätzung des Ordered-Probit-Modells muss nun überprüft werden, ob die verwendeten Daten durch das Modell auch hinreichend repräsentiert werden. Das Modell wird hierzu anhand der in Abschnitt 5.2.2.2 aufgeführten Gütemaße überprüft. Die Hypothese, dass die Koeffizienten sämtlicher unabhängiger Variablen gemeinsam gleich Null sind, wird aufgrund des hochsignifikanten Likelihood-Ratio Testwerts zurückgewiesen. Auch die Wald-Statistik zeigt, dass das Modell signifikant von Null verschieden ist, d.h. es lässt sich schlussfolgern, dass die unabhängigen Variab-

len einen signifikanten Einfluss auf die Kritikerbewertungen haben. Der McFadden-R<sup>2</sup>-Wert beträgt 0,279, welches für eine gute Modellschätzung spricht.<sup>42</sup> Das Nagelkerke R<sup>2</sup> beträgt 49,6%. Das Akaike Informationskriterium weist mit 1,504 ebenfalls eine gute Modellgüte aus.

### ***Interpretation der marginalen Effekte***

Ein Vergleich der marginalen Effekte erlaubt detailliertere Aussagen über die Wirkungszusammenhänge. Die diskreten respektive marginalen Effekte lassen sich als Veränderung der Wahrscheinlichkeit bei Variation der jeweiligen unabhängigen Variablen unter gleichzeitiger Konstanthaltung aller anderen unabhängigen Variablen interpretieren. Hierbei ist allerdings die Tatsache, dass ein direkter Vergleich der Größenordnungen der Variablen problematisch ist, nicht zu vernachlässigen. Während es sich bei den Auszeichnungs- und Genrevariablen um Dummy-Variablen handelt, die nur den Wert 0 oder 1 annehmen können, handelt es sich bei den Kritik- und Budgetvariablen um ordinal und metrisch skalierte Variablen, deren Effekte sich jeweils um eine Standardabweichung verändern. Die Tabelle 5-3 zeigt die durchschnittlichen respektive diskreten marginalen Effekte der Filmjahrbuchkritiken. Eine detailliertere Tabelle der marginalen beziehungsweise diskreten Effekte für jede einzelne Bewertungskategorie ist im Anhang zu finden.

---

<sup>42</sup> Laut Urban (1993, S. 62) ist bei Werten zwischen 0.2 und 0.4 von einer guten Modellschätzung auszugehen.

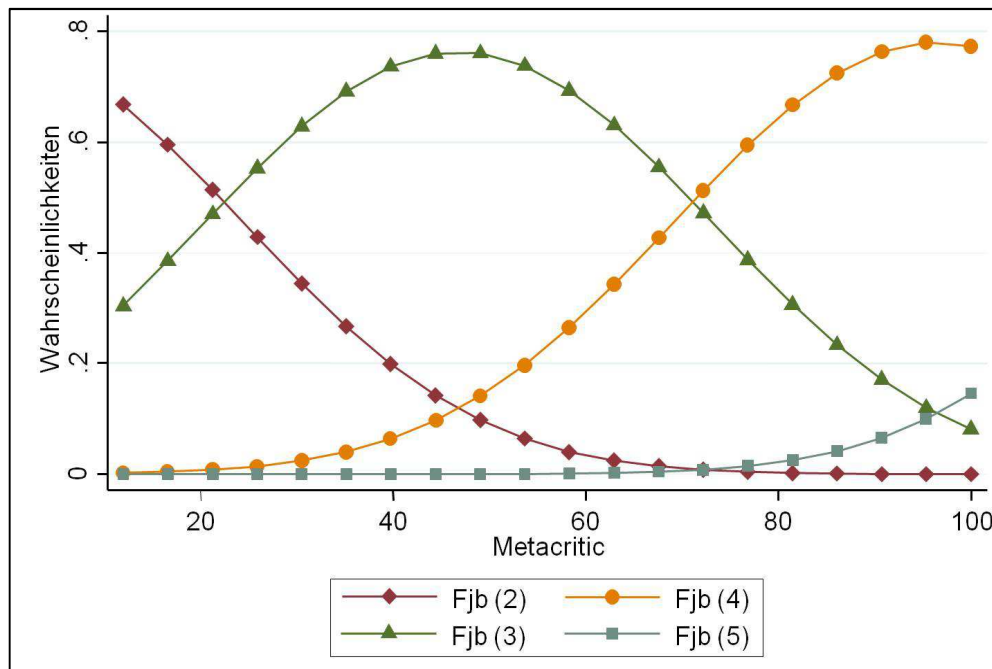
Modell FJB durchschnittliche/ diskrete Marginale Effekte	
Variablen	dy/dx
MetaCritic	0,0058***
UserCritic	0,0000+
lnBudget	0,0142+
Major	0,0282*
Oscar	0,0403*
SexiestMan	0,0052+
Action	0,0484+
Drama	0,1820***
Thriller	0,1365***
SciFi	0,0876*
Comedy	0,0683**
FanAdv	0,1004**

\*p < .05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.

**Tabelle 5-3: Marginale Effekte der FJB-Kritiken**

Für Filme, die eine um eine Einheit höhere Bewertung durch die MetaCritic erhalten, erhöht sich die Chance auf eine bessere Filmjahrbuchkritik um 0,58%. Eine Oscar-Auszeichnung erhöht die Chance auf eine bessere Bewertung im Filmjahrbuch um 4%. Besonders die Filmgenres haben einen Effekt auf die Bewertungen. Dramen erhöhen die Chance um 18% und Thriller um 13% im Vergleich zum Genre Horror. Auch die Genres Science-Fiction, Comedy und Fantasy beziehungsweise Abenteuer erhöhen die Chance einer besseren Bewertung durch das Filmjahrbuch. Zur Verdeutlichung der Ergebnisse der marginalen Effekte spiegelt die folgende Abbildung 5-2 exemplarisch die Wahrscheinlichkeiten der einzelnen Bewertungskategorien der Filmjahrbuchkritiken in Abhängigkeit der MetaCritic wider.





**Abbildung 5-2: Wahrscheinlichkeiten der FJB-Kritiken in Abhängigkeit der MetaCritic**

Die Filmjahrbuchbewertung 1 wird aufgrund ihrer verschwindend kleinen Anzahl an Beobachtungen in der Grafik nicht dargestellt. Die Abbildung illustriert das Ergebnis der Modellschätzungen. Es ist ersichtlich, dass mit steigendem Wert der MetaCritic die Bewertungen der Filmjahrbuchkritiken steigen. Auffällig ist die Kurve der Bewertungsstufe 4 der Filmjahrbuchkritik. Eine schlechtere Bewertung durch die MetaCritic schließt eine bessere Bewertung durch das Filmjahrbuch nicht grundsätzlich aus. Dies ist besonders gut im Bereich der MetaCritic-Werte 20 bis 40 zu sehen, in diesem Bereich steigt die Wahrscheinlichkeit, dass der Film im Filmjahrbuch die Bewertung 4 erhält, an. Getrieben wird das Ergebnis durch den Film „Basic Instinct“ aus dem Jahre 1992. Basic Instinct wurde im Durchschnitt von den amerikanischen Kritikern als eher schlecht eingestuft, welches bezogen auf die Filmjahrbuchkritiken der Kategorie 2 entsprechen würde. Allerdings wird der Film trotz des schlechten Wertes der MetaCritic mit einer 4 bewertet, was der zweitbesten Bewertung des Filmjahrbuchs entspricht. Die durchschnittlichen Werte der amerikanischen Kritiken könnten aus dem MPAA-Rating resultieren. DeVany (2004) konstatiert, dass Filme die mit

„R-rated“ bewertet werden, eine geringe Akzeptanz durch die Zuschauer erfahren. Basic Instinct wurde für den amerikanischen Markt mit R-rated (restricted) bewertet. Diese Einstufung erlaubt es Jugendlichen unter 17 Jahren nur in Begleitung eines Elternteils oder Erwachsenen, den Film zu besuchen. Nach Meinung des Bewertungsgremiums enthält dieser Film Material, das nur für Erwachsene geeignet ist. Ein mit "R" bewerteter Film kann anstößige Sprache, rohe Gewalt oder Nacktheit in sinnlichen Szenen, Drogenmissbrauch oder andere Elemente, oder eine Kombination aus einigen der vorangegangenen, beinhalten, so dass Eltern im Voraus geraten wird, diesen Wertungshinweis sehr ernst zu nehmen.<sup>43</sup>

Ein weiterer Punkt, der für die bessere Bewertung der durchschnittlichen deutschen Kritiken spricht, ist die Kenntnis darüber, dass Basic Instinct für zwei Oscars nominiert wurde. Zum Zeitpunkt der Ausstrahlung in den USA war die Nominierung noch nicht bekannt.

Anhand des geschätzten Ordered-Probit-Modells werden im Folgenden die Wahrscheinlichkeiten für die Filme, in eine der Filmjahrbuchkategorien 1 bis 5 zu fallen, in der Tabelle 5-4 veranschaulicht. Es ist deutlich zu sehen, dass die Wahrscheinlichkeit, in die Kategorie drei zu kommen, mit 72% am höchsten ist. Das bedeutet, dass fast drei Viertel der Filme in den deutschen Top 100 Jahres-Charts mindestens eine durchschnittlich gute Bewertung erhalten. Lediglich 5% der Filme werden als unterdurchschnittlich bewertet.

Wahrscheinlichkeiten der FJB			
	95% Konfidenzintervall		
Pr(FJB=1   x):	0,0000	[-0,0001,	0,0001]
Pr(FJB=2   x):	0,0542	[-0,0302,	0,1385]
Pr(FJB=3   x):	0,7232	[ 0,6582,	0,7881]
Pr(FJB=4   x):	0,2220	[ 0,2210,	0,2230]
Pr(FJB=5   x):	0,0006	[-0,0004,	0,0016]

**Tabelle 5-4: Gesamtübersicht der Wahrscheinlichkeiten der FJB-Kritiken**

<sup>43</sup> <http://www.mpaa.org/>

### **5.2.3 Cinemakritiken**

In diesem Modell wird als abhängige Variable die Bewertungen der Cinema Redaktion eingesetzt. Wie in Kapitel 5.2.2 erwähnt, handelt es sich hierbei um eine ordinale Variable. Zur besseren Vergleichbarkeit mit dem Filmjahrbuch wurden die prozentualen Bewertungen in Punkte umcodiert. Die Skala der Bewertungen kann Werte von 1 bis 5 annehmen, wobei eine höhere Zahl an Punkten für eine bessere Bewertung durch die Cinema steht. Wie im Falle der Filmjahrbuchkritiken erfolgt die empirische Untersuchung anhand der Maximum-Likelihood-Methode, jedoch wird hier vorrangig das multivariate Verfahren „Ordered Logit“ verwendet, da die Bewertungen der Cinema nicht normal, sondern logistisch verteilt sind.<sup>44</sup> Die Verteilung wird aus der Abbildung 5-3 ersichtlich. Die für die Cinemakritiken zu testenden Hypothesen entsprechen denen der Filmjahrbuchkritiken in Kapitel 5.2.1 und werden hier nicht nochmals gesondert aufgeführt.

#### **5.2.3.1 Deskriptive Statistik**

Im Folgenden werden die Operationalisierung sowie die Mittelwerte, Standardabweichungen und die Spannweite der unabhängigen Variablen aufgeführt.

---

<sup>44</sup> Daher wird die Normalverteilung durch den Skewness-Kurtosis-Test abgelehnt.

Variable	Operationalisierung	Mean	Min.	Max.	SD
MetaCritic	Kritik der metacritic.com	55,63	12	94	17,19
UserCritic	Userkritik der metacritic.com	6,52	0	9,9	2,57
Major	Major Studio (Dummy; ja=1)	0,77	0	1	-/-
InBudget	Filmbudget logarithmiert	17,49	11	19,11	0,87
Oscar	Academy Awards (Dummy; ja = 1)	0,15	0	1	-/-
SexiestMan	Sexiest Man Alive (Dummy; ja = 1)	0,10	0	1	-/-
Action	Actionfilm (Dummy; ja = 1)	0,28	0	1	-/-
Drama	Drama (Dummy; ja = 1)	0,21	0	1	-/-
Thriller	Thriller (Dummy; ja = 1)	0,07	0	1	-/-
SciFi	Science Fiction (Dummy; ja = 1)	0,04	0	1	-/-
Comedy	Komödie (Dummy; ja = 1)	0,30	0	1	-/-
Horror	Horrorfilm (Dummy; ja = 1)	0,06	0	1	-/-
FanAdv	Fantasy- oder Abenteuerfilm (Dummy; ja = 1)	0,06	0	1	-/-

**Tabelle 5-5: Deskriptive Statistik der Cinemakritiken**

Die folgende Abbildung zeigt die prozentuale Häufigkeitsverteilung der Cinemakritik-Kategorien. Die Cinemakritiken sind rechtssteil verteilt, d.h. die Bewertung mit 4 beziehungsweise 5 Punkten überwiegt im Datensatz.

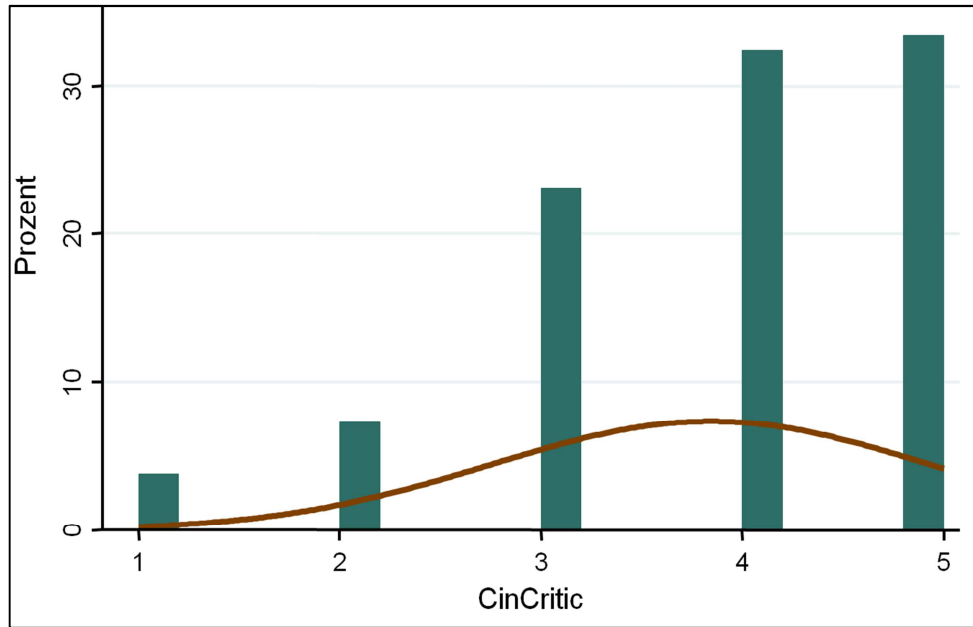


Abbildung 5-3: Histogramm der Cinemakritiken

### 5.2.3.2 Multivariate Analyse: Ordered Logit-Modell

Zur Schätzung des Einflusses der Kritiken wird in diesem Modell als abhängige Variable die Cinemakritik verwendet. Die Strukturgleichung des Modells wird durch

$$y_i^* = x_i\beta + \varepsilon_i$$

gegeben. Die Wahrscheinlichkeit eines beobachteten Wertes  $y_i = m$ , gegeben  $x_i$  wird wie in Abschnitt 5.2.2.2 ermittelt. Allerdings wird in diesem Modell die logistische Verteilungsfunktion zugrunde gelegt.

$$\begin{aligned} \text{CinCritic} = & \beta_0 + \beta_1 \text{MetaCritic} + \beta_2 \text{UserCritic} + \beta_3 \ln\text{Budget} \\ & + \beta_4 \text{Major} + \beta_5 \text{Oscar} + \beta_6 \text{SexiestMan} + \beta_7 \text{Action} \\ & + \beta_8 \text{Drama} + \beta_9 \text{Thriller} + \beta_{10} \text{SciFi} + \beta_{11} \text{Comedy} \\ & + \beta_{12} \text{FanAdv} + \varepsilon \end{aligned}$$

Die Anpassungsgüte des Modells wird durch die bereits in Kapitel 5.2.2.2 aufgeführten Gütemaße beurteilt.

### 5.2.3.3 Ergebnisse

Die geschätzten Wahrscheinlichkeiten der Cinemakritiken werden in der folgenden Tabelle 5-6 dokumentiert. Auch hier wurde als „robustness check“ zusätzlich das OPR und OLS geschätzt. Wie bereits beim Ordered Probit-Modell ist auch beim Ordered Logit-Modell eine Interpretation der Koeffizienten nur eingeschränkt möglich.

Im Falle der Cinemakritiken ist *Hypothese 1*, dass eine bessere MetaCritic die Cinemakritiken positiv beeinflussen, als bestätigt anzusehen. Die MetaCritic haben einen signifikant positiven Einfluss auf dem 0,1%-Niveau. Offenkundig übernimmt MetaCritic die Rolle einer „Voreinordnung“ für die deutschen Kritiken.

*Hypothese 2* muss demgegenüber eindeutig abgelehnt werden. Die Ergebnisse liefern einen signifikant negativen Einfluss des Budgets auf die Bewertung. Die Cinema-Redaktion ist bei ihrer Bewertung der Filme völlig unbeeindruckt von hohen Produktionsbudgets. Dies lässt den Schluss zu, dass z.B. hochbezahlte Starschauspieler sowie aufwendige Spezialeffekte und Filmkulissen bei der Bewertung eher negativ auffallen. Die signifikant negativen Werte werden in allen drei Modellschätzungen bestätigt.

*Hypothese 3* liefert keine statistisch signifikanten Koeffizienten für das Major, d.h. ein Film, der durch ein Major-Studio vertrieben wird, erhöht nicht die Wahrscheinlichkeit einer besseren Bewertung durch die Cinema.

Ein wiederum völlig gegensätzliches Ergebnis liefert eine Oscar-Auszeichnung. Diese erhöht, wie in *Hypothese 4* erwartet, die Wahrscheinlichkeit einer besseren Bewertung durch die Cinema.

Die Filmgenres weisen in dem Modell der Cinemakritiken zwar teilweise positive Effekte bei Actionfilmen, Dramen und Fantasy-/Abenteuerfilmen und negative Effekte bzgl. anderer Genres auf, jedoch ist der Einfluss für keines der Genres signifikant. Die *Hypothesen 5 und 5a bis 5f* müssen dementsprechend vor dem Hintergrund der Modellschätzungen verworfen werden.

Modell CinCritic			
Koeffizienten			
Variablen	OLR	OPR	OLS
MetaCritic	0,0739***	0,0408***	0,0329***
UserCritic	- 0,0389+	- 0,0224+	- 0,0209+
lnBudget	- 0,2576*	- 0,1561**	- 0,1040**
Major	0,0418+	0,0727+	0,0663+
Oscar	1,1645***	0,5907***	0,2186**
SexiestMan	0,1131+	0,1026+	0,0959+
Action	0,3997+	0,2336+	0,1839+
Drama	0,3159+	0,2011+	0,1204+
Thriller	- 0,0861+	- 0,0778+	- 0,0685+
SciFi	- 0,4884+	- 0,2522+	- 0,2388+
Comedy	- 0,2024+	- 0,0924+	- 0,0939+
FanAdv	0,3159+	0,1985+	0,1095+
Log-Likelihood	- 751,046	- 758,409	-
LR	317,035***	302,309***	-
Wald	203,94***	185,47***	-
Mc Fadden's Adj. R <sup>2</sup>	0,174	0,166	-
McKelvey & Zavoina R <sup>2</sup>	0,433	0,429	-
Nagelkerkes R <sup>2</sup>	0,409	0,394	-
Adjusted R <sup>2</sup>	-		0,334
R <sup>2</sup>	-		0,346
AIC	2,342	2,365	-
N		655	

\*p < .05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.

**Tabelle 5-6: Multivariate Analyse und Regression der Cinemakritiken**

Im Folgenden werden die Faktor- und Prozentänderungen aufgeführt, die eine bessere Interpretation der Wirkungszusammenhänge zulassen. Die Faktor- beziehungsweise Prozentangaben lassen sich als Veränderung der Wahrscheinlichkeiten bei Variation der jeweiligen unabhängigen Variablen

unter gleichzeitiger Konstanthaltung aller anderen unabhängigen Variablen interpretieren (Backhaus et al. 2008).

Hierbei geben die Werte in den Spalten die jeweilige Chance, eine höhere Bewertung zu erhalten, an. Es werden in Tabelle 5-7 wiederum, wie bereits bei den Filmjahrbuchkritiken, die durchschnittlichen Werte der Faktor- beziehungsweise Prozentänderungen angegeben.

Modell CinCritic		
	Faktor-/Prozentänderung	
Variablen	e <sup>b</sup>	%
MetaCritic	1,0767***	7,7***
UserCritic	0,9618+	- 3,8 +
lnBudget	0,7791*	- 2,7*
Major	1,0426+	4,3 +
Oscar	3,2043***	220,4***
SexiestMan	1,1197+	12,0 +
Action	1,4914+	49,1 +
Drama	1,3715+	37,1 +
Thriller	0,9175+	- 8,3 +
SciFi	0,6136+	- 38,6 +
Comedy	0,8168+	- 18,3 +
FanAdv	1,3716+	37,2 +
N	655	

\*p < .05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.

**Tabelle 5-7: Odds Ratios der Cinemakritiken**

Eine Erhöhung der MetaCritic um eine Einheit erhöht die Chance um den Faktor 1,08 (beziehungsweise um 7,7%), eine bessere Kritik durch die Cinema-Redaktion zu bekommen. Die Erhöhung des Produktionsbudgets um eine Einheit hingegen schmälert die Chance einer besseren Kritik um den Faktor 0,96 (3,8%). Eine Oscar-Auszeichnung erhöht wiederum die Chance um den Faktor 3,21 (221%). Die Effekte für jede einzelne Kategorie der Cinemakritik sind in Anhang 8.5 dokumentiert.



Abbildung 5-4 präsentiert den Zusammenhang der Cinemakritiken und der MetaCritic. Das Ergebnis der Modellschätzung, dass mit einer steigenden MetaCritic die Wahrscheinlichkeit einer besseren Bewertung durch die Cinema einhergeht, wird graphisch untermauert. Besonders deutlich wird dieser Zusammenhang durch die Bewertungskategorie „CinCritic=5“ und „CinCritic=1“: mit zunehmender MetaCritic steigt die Wahrscheinlichkeit der Bewertung mit „CinCritic=5“ respektive sinkt die Wahrscheinlichkeit einer Bewertung mit „CinCritic=1“.

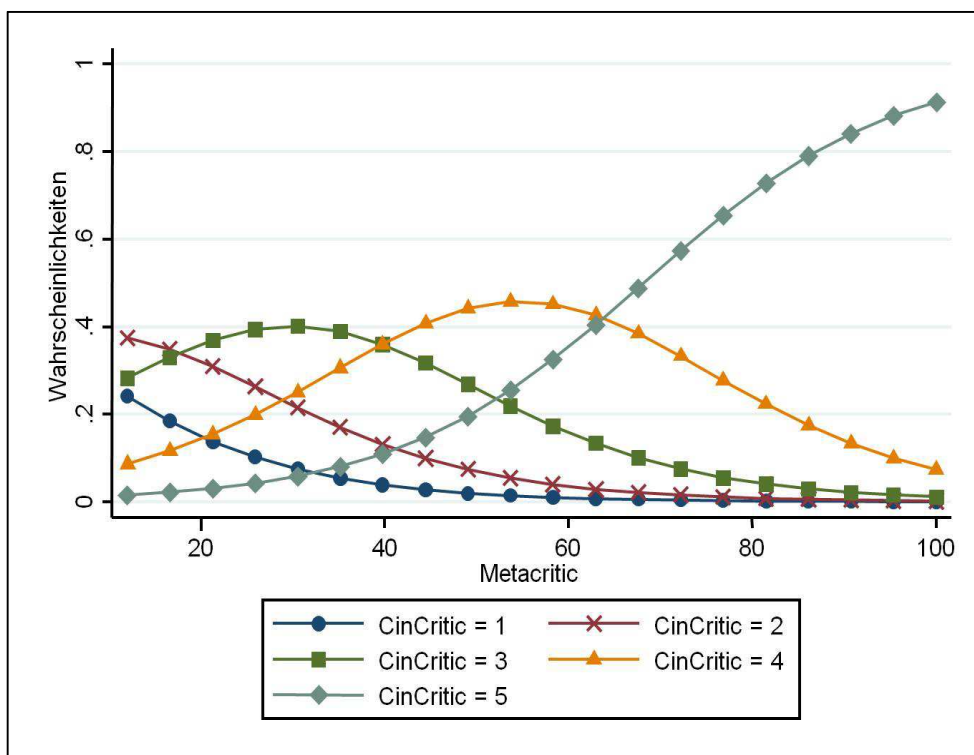


Abbildung 5-4: Wahrscheinlichkeiten der CinCritic in Abhängigkeit der MetaCritic

Wie bereits bei den Filmjahrbookkritiken werden nachfolgend zur Veranschaulichung die Wahrscheinlichkeiten für die Filme, in eine der Cinemakritik Kategorien 1 bis 5 zu fallen, dargestellt. Die Wahrscheinlichkeit der Bewertung mit vier Punkten ist am höchsten. Annähernd die Hälfte der Filme in den deutschen Top 100 wurden durch die Cinema Redaktion als überdurchschnittlich gut eingestuft und ca. ein Viertel als sehr gut.

Wahrscheinlichkeiten der CinCritic			
95% Konfidenzintervall			
$\Pr(\text{CinCritic}=1   x):$	0,0125	[ 0,0065,	0,0185]
$\Pr(\text{CinCritic}=2   x):$	0,0475	[ 0,0334,	0,0615]
$\Pr(\text{CinCritic}=3   x):$	0,1991	[ 0,1655,	0,2327]
$\Pr(\text{CinCritic}=4   x):$	0,4577	[ 0,4100,	0,5054]
$\Pr(\text{CinCritic}=5   x):$	0,2833	[ 0,2430,	0,3236]

Tabelle 5-8: Gesamtübersicht der Wahrscheinlichkeiten der Cinemakritik

### 5.3 Einfluss der Kritiken auf die Besucherzahl

Nachdem die Einflussfaktoren von Kritiken in den vorangegangenen Abschnitten empirisch untersucht wurden, soll nun der Einfluss der Kritiken auf den Erfolg der Filme empirisch überprüft werden. Hierzu wird als Erfolgsmaß die logarithmierte Besucherzahl herangezogen. Die Nutzung der Besucherzahl rührt einerseits aus der guten Verfügbarkeit dieser Größe und andererseits kann aufgrund der weitgehend konstanten Preise für Kinotickets auf den Umsatz geschlossen werden. Die FFA stellt diese in einem Jahresranking der erfolgreichsten Filme zur Verfügung. In der einschlägigen Fachliteratur wurde als Erfolgsgröße zumeist das logarithmierte Box Office-Return zugrundegelegt (DeVany/Walls 1999, Neelamegham/Chintagunta 1999, Gaitanides 2000, Clement 2004, u.a.). Da das Box Office-Return sich aus der Besucherzahl und dem Preis zusammensetzt, kann das hier zugrundeliegende Erfolgsmaß „Besucherzahl“ eine gute Vergleichbarkeit mit den existierenden Studien zeigen. Anzumerken bleibt jedoch, dass die Besucherzahlen noch keine Schlüsse über die Kostendeckung respektive Gewinnmarge zulassen. Als Erfolgsdeterminanten werden sowohl die Filmjahrbuch-, Cinema- und Community-Kritiken als auch die amerikanische Metacritic und Usercritic berücksichtigt. Das Genre, die Oscar-Auszeichnung bzw. -Nominierung, der Sexiest Man Alive Award und das Major-Studio werden in Form verschiedener Binärvariablen zur Analyse hinzugezogen.

Der nächste Abschnitt gibt zunächst einen deskriptiven Überblick über die verwendeten unabhängigen Variablen, bevor die Hypothesenformulierung folgt.

### 5.3.1 Deskriptive Statistik

Die verwendeten unabhängigen Variablen werden mit ihrem Mittelwert, der Standardabweichung und den Minimal- sowie Maximalwerten in Tabelle 5-9 ausgewiesen. Die Variablen der amerikanischen Kritiken werden anders als in Abschnitt 5.2 operationalisiert. In den nachfolgenden OLS-Schätzungen werden nicht mehr die ordinal skalierten Werte der amerikanischen Kritiken betrachtet. Die Metacritic und Usercritic werden als Dummy-Variable deklariert. Dabei entspricht die Variable „MCritic“ und „UCritic“ jeweils einer Dummy-Variablen, die den Wert 1 annimmt, wenn für einen Film eine Metacritic beziehungsweise Usercritic vorliegt. Die Variablen „SumM“ und „SumU“ geben an, wie viele Bewertungen in die Metacritic respektive Usercritic eingeflossen sind. Die Variablen können weiterhin nach der Art der Bewertung kategorisiert werden.<sup>45</sup> Dabei geben die Variablen „Mpositiv“, „MNegativ“, „UPositiv“ und „UNegativ“ jeweils den relativen Anteil positiver, negativer beziehungsweise neutraler Kritiken an, die wie folgt berechnet wurden.

$$MPositiv = \frac{\text{Summe der positiven Metacritic}}{\text{Summe der Metacritic}}$$

$$UPositiv = \frac{\text{Summe der positiven Usercritic}}{\text{Summe der Usercritic}}$$

Die Berechnung der negativen respektive der neutralen Kritiken werden analog berechnet.

---

<sup>45</sup> Die Kategorisierung in positive, negative und neutrale Bewertungen ist der metacritic.com Datenbank entnommen.

Die neutralen Urteile „MNeutral“ und „UNeutral“ werden als Referenzkategorie herangezogen. Bezüglich der Dummy-Variablen für das Genre wird wiederum der Filmtyp „Horror“ als Referenzkategorie verwendet.

Ein möglicherweise vorliegendes Endogenitätsproblem der erklärenden Variablen, insbesondere der Kritiken ist zu erwähnen. Hier wäre zu erwarten, dass die Besucherzahl die Kritik positiv beeinflusst und deshalb Filme mit höheren Besucherzahlen auch eine bessere Kritik bekommen.

Diese mögliche Endogenitäts-Problematik kann aber für die hier vorliegende Schätzung vernachlässigt werden, da die einbezogenen Kritiken bereits vor oder unmittelbar zum Filmstart vorliegen. Zum Teil werden Journalisten und Kritiker zu einem „Pre-Release-Screening“ eingeladen, damit Kritiken auch als Werbemittel zum Filmstart eingesetzt werden können. Die in diesem Datensatz zugrundeliegenden Kritiken stammen aus verschiedenen Quellen und sind dem potentiellen Endogenitätsproblem nicht ausgesetzt: Die amerikanischen Kritiken aus der Datenbank „[www.metacritic.com](http://www.metacritic.com)“ stehen bereits lange vor dem Filmstart in Deutschland zur Verfügung. Die Kritiken aus der Cinema sind überwiegend mindestens eine Woche vor dem Start online verfügbar<sup>46</sup>, auch hier kann eine Beeinflussung der zu erklärenden Variable ausgeschlossen werden. Auch für die Kritiken aus dem Filmjahrbuch kann das Vorliegen von Endogenität abgelehnt werden. Die Bewertungen des Filmjahrbuchs setzen sich aus verschiedenen Kritiken zusammen, welche jeweils unmittelbar zum Filmstart vorlagen.<sup>47</sup>

---

<sup>46</sup> Siehe [www.cinema.de](http://www.cinema.de)

<sup>47</sup> Die in der Bewertung enthaltenen Kritiken sind jeweils mit dem Erscheinungsdatum im Filmjahrbuch vermerkt.

Variable	Operationalisierung	Mean	Min.	Max.	SD
InBudget	Filmbudget logarithmiert	17,34	11	19,11	0,86
Major	Major Studio (Dummy; ja=1)	0,77	0	1	-/-
Oscar	Oscar-Auszeichnung oder Nominierung (Dummy; ja=1)	0,13	0	1	-/-
Sexiest Man	Sexiest Man Alive (Dummy; ja=1)	0,08	0	1	-/-
FJB	Kritiken Filmjahrbuch	3,11	1	5	0,68
CinCritic	Kritiken Cinema	3,84	1	5	1,08
ComCritic	Kritiken Cinema-Community	0,48	0	1	0,34
MCritic	Metacritic (Dummy; ja=1)	0,78	0	1	-/-
UCritic	Usercritic (Dummy; ja=1)	0,7	0	1	-/-
SumM	Summe der Metacritic	26,51	0	53	8,27
MPositiv	Anteil positiver Metacritic	0,49	0	1	0,27
MNegativ	Anteil negativer Metacritic	0,18	0	1	0,19
MNeutral	Anteil neutraler Metacritic	0,33	0	1	0,16
SumU	Summe der Usercritic	34,25	0	582	63,03
UPositiv	Anteil positiver Usercritic	0,73	0	1	0,22
UNegativ	Anteil negativer Usercritic	0,18	0	1	0,18
UNeutral	Anteil neutraler Usercritic	0,09	0	1	0,13
Action	Actionfilm (Dummy; ja = 1)	0,29	0	1	-/-
Drama	Dramen (Dummy; ja = 1)	0,19	0	1	-/-
Thriller	Thriller (Dummy; ja = 1)	0,06	0	1	-/-
SciFi	Science Fiction (Dummy; ja = 1)	0,03	0	1	-/-
Comedy	Komödien (Dummy; ja = 1)	0,31	0	1	-/-

Horror	Horrorfilm (Dummy;ja=1)	0,05	0	1	-/-
FanAdv	Fantasy- oder Abenteuerfilm (Dummy; ja = 1)	0,06	0	1	-/-

Tabelle 5-9: Deskriptive Statistik der OLS-Schätzung „Kritiken“

Nachfolgend wird ein Set an Hypothesen vorgestellt, die in der empirischen Analyse getestet werden.

### 5.3.2 Hypothesenformulierung

Mit den folgenden Hypothesen wird untersucht, ob die Kritiken einen Einfluss auf die Besucherzahl ausüben.

**Hypothese 1:** Positive Kritiken haben einen signifikant von Null verschiedenen positiven Einfluss auf die Besucherzahl.

Es ist davon auszugehen, dass die Kritiken einen Effekt auf das Besucherverhalten haben. Bei den berücksichtigten Kritiken handelt sich um für die Kinolandschaft bewährte Quellen, die langjährige Erfahrungen auf dem Gebiet der Filmbewertungen vorweisen können.

**Hypothese 1a:** Positive Bewertungen durch das Filmjahrbuch haben einen signifikant von Null verschiedenen positiven Einfluss auf die Besucherzahl.

**Hypothese 1b:** Positive Bewertungen durch die Cinema-Redaktion haben einen signifikant von Null verschiedenen positiven Einfluss auf die Besucherzahl.

**Hypothese 1c:** Positive Bewertungen durch die Cinema-Community haben einen signifikant von Null verschiedenen positiven Einfluss auf die Besucherzahl.

**Hypothese 2:** Ein höheres (logarithmiertes) Filmbudget geht mit einer höheren Besucherzahl einher.

Höhere Filmbudgets suggerieren dem Besucher ein gewisses Maß an Qualität. Ein größeres Budget impliziert u.a. sowohl den möglichen Einsatz von Starpersonal, welches das Interesse der Zuschauer auf sich zieht, als auch die eingesetzten Special-Effects (Lampel/Shamsie 2000).

**Hypothese 3:** Ein durch ein Major-Studio vertriebener Film weist signifikant höhere Besucherzahlen auf.

Major-Studios sind in der Lage, größere Werbeetats zur Vermarktung der Filme zur Verfügung zu stellen, welche dafür sorgen, dass Filme entsprechend „gepusht“ werden können, um die Aufmerksamkeit des potenziellen Publikums zu gewinnen (Elberse/Eliashberg 2003). Sie sind ebenfalls in der Lage, ihre Filme mit einer großen Anzahl an Screens zu starten, die zu einem hohen Zuschaueraufkommen am Startwochenende führen (Litman/Kohl 1989, Sochay 1994, Ainslie/Dreze/Zufryden 2005 u.a.).

**Hypothese 4:** Ein Oscar prämierter Film hat einen signifikant positiven Einfluss auf die Besucherzahlen.

**Hypothese 5:** Das Mitwirken eines „Sexiest Man Alive“ hat einen signifikant positiven Einfluss auf die Besucherzahl.

**Hypothese 6:** Das Vorhandensein einer Bewertung durch die amerikanischen Kritiken hat einen signifikant positiven Einfluss auf den Erfolg.

Bezüglich der in Kapitel 5.2 geschätzten Ergebnisse ist zu vermuten, dass die amerikanischen Kritiken auch auf die Besucherzahl in Deutschland einen vergleichbaren Einfluss haben.

**Hypothese 6a:** Das Vorhandensein einer Bewertung durch die Metacritic „MCritic“ hat einen signifikant positiven Effekt auf den Erfolg.

**Hypothese 6b:** Das Vorhandensein einer Bewertung durch die Usercritic „UCritic“ hat einen signifikant positiven Effekt auf den Erfolg.

**Hypothese 7:** Die Summe der vorhandenen amerikanischen Kritiken hat keinen signifikant von Null verschiedenen Einfluss auf das Besucherverhalten.

Da es sich um anderssprachige Kritiken beziehungsweise eine nicht deutsche Quelle handelt, ist es wahrscheinlicher, dass die Summe der Kritiken für das deutsche Kinopublikum nicht zur Reduktion der Qualitätsunsicherheit beiträgt.

**Hypothese 7a:** Die Summe vorhandener Metacritic „SumM“ hat keinen signifikant von Null verschiedenen Einfluss auf das Besucherverhalten in Deutschland.

**Hypothese 7b:** Die Summe vorhandener Usercritic „SumU“ hat keinen signifikant von Null verschiedenen Einfluss auf das Besucherverhalten in Deutschland.

**Hypothese 8:** Der Anteil positiver Metacritic „MPositiv“ beziehungsweise Usercritic „UPositiv“ hat im Vergleich zur Referenzkategorie neutraler Kritiken „MNeutral und UNeutral“ keinen von Null verschiedenen Einfluss auf das Besucherverhalten in Deutschland.

**Hypothese 9:** Der Anteil negativer Metacritic „MNegativ“ beziehungsweise Usercritic „UNegativ“ hat im Vergleich zur Referenzkategorie „MNeutral“ respektive „UNeutral“ keinen von Null verschiedenen Einfluss auf das Besucherverhalten in Deutschland.



### 5.3.3 Empirische Analyse

Zur Analyse der Wirkung von Kritiken auf das wirtschaftliche Erfolgsmaß „Besucherzahl“ werden die folgenden Modelle geschätzt, die sich dabei jeweils in der Berücksichtigung der Kritiken unterscheiden. In Modell 1 werden nur deutsche Kritiken einbezogen. In Modell 2 kommt die amerikanische Metacritic und in Modell 3 die amerikanische Usercritic hinzu. Die Analyse von drei Modellen ist notwendig, um die Effekte der deutschen und amerikanischen Kritiken separieren zu können.

Die zu schätzenden Modelle haben die allgemeine Form:

$$\begin{aligned}
 \ln(Admission)_1 &= \beta_0 + \beta_1 \ln Budget + \beta_2 Major + \beta_3 Oscar \\
 &+ \beta_4 SexiestMan + \beta_5 FJB + \beta_6 CinCritic \\
 &+ \beta_7 ComCritic + \beta_8 Action + \beta_9 Drama \\
 &+ \beta_{10} Thriller + \beta_{11} SciFi + \beta_{12} Comedy \\
 &+ \beta_{13} FanAdv + \varepsilon
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \ln(Admission)_2 &= \beta_0 + \beta_1 \ln Budget + \beta_2 Major + \beta_3 Oscar \\
 &+ \beta_4 SexiestMan + \beta_5 FJB + \beta_6 CinCritic \\
 &+ \beta_7 ComCritic + \beta_8 MCritic + \beta_9 Action \\
 &+ \beta_{10} Drama + \beta_{11} Thriller + \beta_{12} SciFi \\
 &+ \beta_{13} Comedy + \beta_{14} FanAdv + \varepsilon
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \ln(Admission)_3 &= \beta_0 + \beta_1 \ln Budget + \beta_2 Major + \beta_3 Oscar \\
 &+ \beta_4 SexiestMan + \beta_5 FJB + \beta_6 CinCritic \\
 &+ \beta_7 ComCritic + \beta_8 MCritic + \beta_9 UCritic \\
 &+ \beta_{10} Action + \beta_{11} Drama + \beta_{12} Thriller \\
 &+ \beta_{13} SciFi + \beta_{14} Comedy + \beta_{15} FanAdv + \varepsilon
 \end{aligned}$$

Die Ergebnisse der oben vorgestellten Modelle werden in der folgenden Tabelle 5-10 visualisiert.

	Modell 1	Modell 2	Modell 3
Variablen	Koeffizienten		
InBudget	0,2951 (5,49)***	0,2623 (5,09)***	0,2628 (5,16)***
Major	0,2678 (3,66)***	0,2912 (4,03)***	0,2879 (4,02)***
Oscar	0,4928 (4,69)***	0,4587 (4,43)***	0,4352 (4,19)***
SexiestMan	0,1780 (2,34)**	0,1384 (1,81)*	0,1392 (1,83)*
FJB	<b>0,0752</b> <b>(1,36)+</b>	0,0370 (0,66)+	0,0293 (0,52)+
CinCritic	<b>0,1417</b> <b>(4,58)***</b>	0,1548 (4,99)***	0,1618 (5,20)***
ComCritic	<b>0,0295</b> <b>(0,35)+</b>	0,0133 (0,16)+	0,0180 (0,22)+
MCritic	-/-	<b>0,3036</b> <b>(4,05)***</b>	0,0862 (0,75)+
UCritic	-/-	-/-	<b>0,2482</b> <b>(2,47)**</b>
Genre-Dummies	inkludiert		
Adjusted R <sup>2</sup>	0,220	0,236	0,240
R <sup>2</sup>	0,232	0,249	0,254
N	828		

\*p < .05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.  
(t-Werte bzw. z-Werte in Klammern).

**Tabelle 5-10: OLS mit robuster Option**

Im Modell 1 wird deutlich, dass die Kritiken unterschiedliche Effekte haben. Somit wird *Hypothese 1* verworfen. Die Bewertungen durch das Filmjahrbuch haben keinen signifikant von Null verschiedenen Einfluss auf die Besucherzahlen, so dass die *Hypothese 1a* verworfen werden muss. Die Kritiken der Cinema-Redaktion haben, wie in *Hypothese 1b* vermutet, einen signifikant positiven Einfluss auf die Anzahl der Besucher. Die Community-Bewertungen der Zeitschrift Cinema hingegen weisen keine signifikanten Effekte auf, d.h. *Hypothese 1c* muss verworfen werden. Die Empfehlungen durch das Filmjahrbuch und die Cinema-Community werden durch die potenziellen Kinobesucher offenbar nicht wahrgenommen. Jedoch nehmen die

Expertenkritiken der Cinema-Redaktion einen Einfluss auf das Besucherverhalten, potenzielle Zuschauer entscheiden sich also eher für Filme, die von der Cinema empfohlen werden. (vgl. Daamen 2008)

Die Betrachtung des logarithmierten Budgets zeigt, dass der Koeffizient erwartungsgemäß einen signifikant positiven Einfluss auf die logarithmierte Besucherzahl hat. Die Erhöhung des Budgets um einen Dollar geht je nach Modellschätzung mit einer 26 bis 30 prozentigen Erhöhung der Besucherzahlen einher. Somit wird *Hypothese 2* durch die Schätzungen belegt.

*Hypothese 3* kann ebenfalls nicht abgelehnt werden. Die Koeffizienten für das Major-Studio zeigen in allen drei Modellen einen positiven und von Null verschiedenen Einfluss auf die Besucherzahl. Das bedeutet, dass Major-Studios mit ihrer Vermarktungsstrategie in der Lage sind, mehr Besucher zu akquirieren.

*Hypothese 4 und 5* können bestätigt werden. Sowohl ein Oscar prämiertes Film als auch das Mitwirken eines „Sexiest Man Alive“ haben in allen fünf Modellen einen positiven Einfluss auf die Besucherzahlen.

Im Sinne der Signaltheorie können das Budget, die Produktion bzw. der Vertrieb durch ein Major-Studio, eine Oscar-Auszeichnung respektive Nominierung und das Mitwirken eines „Sexiest Man Alive“ als Instrument zur Reduzierung der Qualitätsunsicherheit interpretiert werden (Haucap 2006).

Die zweite Modellschätzung inkludiert die Variable „MCritic“. Die Ergebnisse unterscheiden sich bezüglich der Kritiken nur insofern, dass unter Hinzunahme der MCritic der Einfluss der Cinemakritiken gestärkt wird und die Kritiken des Filmjournals und der Cinema-Community insignifikant bleiben. Der Koeffizient der Metacritic ist auf dem 0,1% -Niveau signifikant und bestätigt somit die *Hypothese 6a*. D.h. das Vorhandensein einer Metacritic hat einen signifikant positiven Einfluss auf die Besucherzahlen.

Im dritten und letzten Modell wird zusätzlich die Variable „UCritic“ verwendet. Interessanterweise wird hier der gleiche Effekt wie in der vorherigen Modellschätzung beobachtet. Weiterhin wird durch die Hinzunahme der „UCritic“ der Einfluss der Metacritic. M.a.W. „Liegt eine amerikanische Kritik seitens der User vor, wird das Vorhandensein der MCritic absorbiert.“ Dies lässt den Schluss zu, dass das deutsche Publikum den amerikanischen Zuschauerkritiken eine höhere Glaubwürdigkeit einräumt als den Expertenkritiken der Metacritic. Die *Hypothesen 6, 6a* und *6b* können somit durch die Modellschätzungen 2 und 3 bestätigt werden.

Die Modellschätzungen 4 und 5 analysieren detaillierter die Wirkungsweise der Kritiken aus der Metacritic-Datenbank. Im Detail werden die Metacritic und Usercritic sowohl mit der Anzahl abgegebener Bewertungen als auch mit dem relativen Anteil positiver, negativer und neutraler Bewertungen analysiert. Geschätzt werden die folgenden Modelle:

$$\begin{aligned}
 \ln(Admission)_4 &= \beta_0 + \beta_1 \ln Budget + \beta_2 Major + \beta_3 Oscar \\
 &+ \beta_4 SexiestMan + \beta_4 FJB + \beta_5 CinCritic \\
 &+ \beta_6 ComCritic + \beta_7 SumM + \beta_8 MPositiv \\
 &+ \beta_9 MNegativ + \beta_{10} Action + \beta_{11} Drama \\
 &+ \beta_{12} Thriller + \beta_{13} SciFi + \beta_{14} Comedy \\
 &+ \beta_{15} FanAdv + \varepsilon
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \ln(Admission)_5 &= \beta_0 + \beta_1 \ln Budget + \beta_2 Major + \beta_3 Oscar \\
 &+ \beta_4 SexiestMan + \beta_4 FJB + \beta_5 CinCritic \\
 &+ \beta_6 ComCritic + \beta_7 SumU + \beta_8 UPositiv \\
 &+ \beta_9 UNegativ + \beta_{10} Action + \beta_{11} Drama \\
 &+ \beta_{12} Thriller + \beta_{13} SciFi + \beta_{14} Comedy \\
 &+ \beta_{15} FanAdv + \varepsilon
 \end{aligned}$$

Die Modelle verwenden jeweils mit „SumM“ und „SumU“ die Anzahl der abgegebenen Bewertung der Metacritic beziehungsweise Usercritic und die relativen Anteile der positiven und negativen Bewertungen an den abgegeben Metacritic bzw. Usercritic. Die Referenzkategorie bilden jeweils die neutralen Kritiken.

Die Ergebnisse der Analyse werden in Tabelle 5-11 dokumentiert. Erwartungsgemäß bleiben auch in diesen Modellen die Einflüsse der Filmjahrbuchkritiken insignifikant. Wie bereits in den Modellen 2 und 3 werden die Bewertungen des Filmjahrbuchs durch die amerikanischen Kritiken verdrängt. Der Einfluss der Anzahl amerikanischer Expertenkritiken auf das Besucherverhalten fällt in den Modellschätzungen unterschiedlich aus. Somit muss *Hypothese 7* abgelehnt werden. Interessanterweise erweist sich die Ausprägung der Metacritic, wie in Modell 4 dargestellt, auch negativ und bestätigt damit *Hypothese 7a*. Die Resultate aus Modell 5 liefern überraschende Ergebnisse. Die Anzahl der amerikanischen Usercritic ist im Hinblick auf die Besucherzahl auf dem 0,1%-Niveau signifikant positiv, dies führt zur Verwerfung von *Hypothese 7b* und lässt den Schluss zu, dass die von DeVany zitierte „Bose-Einstein-Kondensation“ (DeVany 2004, S.35) gilt. Diese besagt, dass die Zuschauer sich verhalten wie Atome, die sich im selben quantenmechanischen Zustand befinden, d.h. dass potenzielle Zuschauer sich für einen Film entscheiden, wenn andere bereits diese Entscheidung getroffen haben (DeVany 2004, DeVany/Walls 1996). Die Wahrscheinlichkeit, dass die Leser der Usercritic sich für den Film entscheiden, den der User empfiehlt, ist also höher als die Entscheidung für einen anderen Film. Dabei löst die Usercritic eine Informationskaskade aus, an der sich das deutsche Publikum orientiert.

Die *Hypothese 8* wird durch die Modellschätzung bestätigt, *Hypothese 9* hingegen muss abgelehnt werden. Der signifikant negative Koeffizient der negativen Metacritic und Usercritic ist ein Indiz für die „negativity-bias“-Theorie nach Ito et al. (1998), die bezogen auf die Filmkritiken besagt, dass

negative Kritiken einem Film mehr schaden, als ihm positive Beurteilungen helfen. Die Ergebnisse der Modellschätzungen 4 und 5 sind nicht überraschend, denn Basuroy et al. (2003) ermittelten bereits ähnliche Resultate. Daraus lässt sich schlussfolgern, dass wenige Unterschiede hinsichtlich der Bedeutung von positiven und negativen Kritiken, beim amerikanischen und deutschen Publikum herrschen.

	Modell 4	Modell 5
Variablen	Koeffizienten	
InBudget	0,2731 (4,29)***	0,2707 (4,23)***
Major	0,2675 (3,13)***	0,2553 (3,61)***
Oscar	0,5285 (4,61)***	0,4894 (4,32)***
SexiestMan	0,1590 (2,00)*	0,1580 (1,95)*
FJB	-0,0002 (-0,00)+	0,0106 (0,16)+
CinCritic	0,1323 (3,24)***	0,1569 (4,26)***
ComCritic	0,0036 (0,04)+	-0,0217 (-0,22)+
SumM	<b>-0,0028 (-0,60)+</b>	-/-
MPositiv	<b>0,3559 (0,18)+</b>	-/-
MNegativ	<b>-0,5001 (-1,92)*</b>	-/-
SumU	-/-	<b>0,0016 (3,61)***</b>
UPositiv	-/-	<b>0,1706 (1,21)+</b>
UNegativ	-/-	<b>-0,3778 (-1,90)*</b>
Genre-Dummies	inkludiert	
Adjusted R <sup>2</sup>	0,238	0,252
R <sup>2</sup>	0,257	0,270
N	648	

\*p < .05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.  
(t-Werte bzw. z-Werte in Klammern)

**Tabelle 5-11: OLS der positiven und negativen Meta- und Usercritic**

In den Modellschätzung 6 und 7 werden zusätzlich Zeiteffekte analysiert. Die zu schätzenden Modelle haben die folgende allgemeine Form:

$$\ln(Admission)_6$$

$$\begin{aligned} &= \beta_0 + \beta_1 \ln Budget + \beta_2 Major + \beta_3 Oscar \\ &+ \beta_4 SexiestMan + \beta_5 FJB + \beta_6 year\_FJB \\ &+ \beta_7 CinCritic + \beta_8 year\_CinCritic + \beta_9 ComCritic \\ &+ \beta_{10} year\_ComCritic + \beta_{11} Action + \beta_{12} Drama \\ &+ \beta_{13} Thriller + \beta_{14} SciFi + \beta_{15} Comedy + \beta_{16} FanAdv \\ &+ \varepsilon \end{aligned}$$

$$\ln(Admission)_7$$

$$\begin{aligned} &= \beta_0 + \beta_1 \ln Budget + \beta_2 Major + \beta_3 Oscar \\ &+ \beta_4 SexiestMan + \beta_5 FJB + \beta_6 CinCritic \\ &+ \beta_7 CinCritic + \beta_8 ComCritic + \beta_9 MCritic \\ &+ \beta_{10} year\_MCritic + \beta_{11} UCritic \\ &+ \beta_{12} year\_UCritic + \beta_{13} Action + \beta_{14} Drama \\ &+ \beta_{15} Thriller + \beta_{16} SciFi + \beta_{17} Comedy \\ &+ \beta_{18} FanAdv + \varepsilon \end{aligned}$$

In Modell 6 und 7 wird analysiert, ob die Effekte der Kritiken auf die Besucherzahl über die Zeit hinweg konstant sind. In der Modellschätzung 6 und 7 werden die deutschen und amerikanischen Kritikerurteile mit dem Zeittrend analysiert.

Den Schätzungen zufolge bleibt der Koeffizient für die Filmjahrbuchkritiken auch weiterhin insignifikant. Der signifikant positive Einfluss auf die Ticketnachfrage der Cinemakritiken bleibt über die Zeit hinweg konstant, der Effekt der Community-Kritiken hingegen verliert im Zeitverlauf an Bedeutung. Auch die amerikanischen Kritikerurteile sind zeitabhängig, während der Einfluss der Metacritic deutlich über die Jahre abnimmt, gewinnt die Usercritic beim deutschen Publikum an Bedeutung. Aufgrund der Ergebnisse kann vermutet werden, dass mit der Erreichbarkeit durch das Internet, eher Kritiken von Nicht-Experten, die bereits deutlich vor dem Kinostart verfügbar sind, bevorzugt werden.

	Modell 6	Modell 7
Variablen	Koeffizienten	
lnBudget	0.2908 (5.08)***	0.2889 (5.34)***
Major	0.2747 (3.70)***	0.2737 (3.86)***
Oscar	0.5074 (4.84)***	0.3901 (3.76)***
SexiestMan	0.1918 (2.52)**	0.1530 (1.99)**
FJB	<b>0.0816 (0.94) +</b>	<b>0.0402 (0.71) +</b>
year_FJB	- 0.0005 (-0.04) +	-/-
CinCritic	<b>0.1128 (1.89)*</b>	<b>0.1314 (4.13)***</b>
year_CinCritic	<b>0.0044 (0.54) +</b>	-/-
ComCritic	<b>0.2705 (1.92)*</b>	<b>0.0583 (0.70) +</b>
year_ComCritic	- 0.0534 (-2.33)**	-/-
MCritic	-/-	<b>0.5109 (2.65)**</b>
year_MCritic	-/-	- <b>0.1086 (-2.53)**</b>
UCritic	-/-	<b>0.0535 (0.27) +</b>
year_UCritic	-/-	<b>0.0693 (1.87)*</b>
Genre-Dummies	inkludiert	
R <sup>2</sup>	0.238	0.269
Number of obs	828	

\*p < .05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.  
(t-Werte bzw. z-Werte in Klammern)

**Tabelle 5-12: OLS mit Zeittrend**

## 5.4 Zusammenfassung

In diesem Kapitel wurden sowohl die Determinanten von Filmkritiken als auch der Einfluss der Kritiken auf die Besucherzahlen analysiert.

Bei der Verwendung der Kritiken aus dem Filmjahrbuch sind besonders die durchschnittlichen amerikanischen Kritiken als Hauptprädiktor zu identifizieren. In allen drei Modellen ist der Wert der „MCritic“ hoch signifikant. Das ist ein Indiz dafür, dass Expertenmeinungen keine starke Abweichung voneinander aufweisen. So lässt sich schlussfolgern, dass unter den Experten künstlerische Faktoren, wie z.B. die Auszeichnung mit einem Oscar oder Filme aus den nicht typischen Blockbuster-Genres wie Dramen, Thriller und Komödien eher auf Zustimmung stoßen als solche, die dem typischen Blockbuster-Genre „Action“ zu zuordnen sind. Auch die pekuniären Aspekte, wie beispielsweise das Produktionsbudget eines Films, scheinen bei den Bewertungen durch das Filmjahrbuchs keine besondere Beachtung zu fin-



den. Die Modellschätzungen ergeben für das Produktionsbudget keine signifikanten Werte und ein durch einen Major produzierter und vertriebener Film wirkt sogar negativ auf die Filmjahrbuchkritiken. Die signifikant negativen Koeffizienten für den Major sind ein weiteres Indiz dafür, dass die Bewertung des Filmjahrbuchs nicht von aufwendigen Werbemaßnahmen beeinflusst wird, sondern eher inhaltlich-künstlerische Aspekte bewertet. Die Schätzergebnisse der Cinemakritiken lassen ebenfalls darauf schließen, dass aufwendig produzierte Filme keine bessere Bewertung erhalten.

Im zweiten Teil der empirischen Untersuchung wurden die Auswirkungen von Kritiken auf die Besucherzahlen analysiert. Die Ergebnisse der fünf Modellschätzungen sind ähnlich. Die Cinemakritiken haben in allen Modellen signifikant positive Koeffizienten. Daher liegt der Schluss nahe, dass die Cinema eine gute Vorhersage bezüglich der nachgefragten Filme liefert. Der Einfluss der amerikanischen Expertenkritiken wird durch das statistisch signifikante Resultat der Variable „MCritic“ in Modell zwei bestätigt, die allerdings in Modell drei unter Hinzunahme der amerikanischen Userkritiken „UCritic“ deutlich abgeschwächt wird. Bei detaillierterer Betrachtung der amerikanischen Kritiken kann festgehalten werden, dass nur die gesamte Anzahl vorhandener Userkritiken und der Anteil der negativen Kritiken auf die Besucherzahl einen von Null verschiedenen Einfluss aufweisen, positive Kritiken hingegen keinen Einfluss auf die Besucherzahl haben. Dies lässt den Schluss zu, dass die deutschen Zuschauer nicht ausschließlich inhaltlichen Kritiken eine Bedeutung zumessen, vielmehr zeigt das Ergebnis, dass die Menge an Bewertungen ein bedeutenderes Maß beim Entscheidungsprozess der Zuschauer ist. Das Ergebnis impliziert ein „Nachahmen“ der Entscheidung der amerikanischen Zuschauer und somit das Vorhandensein von Informationskaskaden. Informationskaskaden treten immer dann auf, wenn Individuen ihre privaten Informationen vernachlässigen und andere imitieren (Banerjee 1992). D.h. die Zuschauer imitieren die Filmwahl der Amerikaner, weil sie durch das amerikanische Urteil, die Informationslücke z.B. bezüglich der Filmqualität überwinden.

Aufgrund der Resultate lässt sich den Kritiken die Funktion eines Instruments für weiterreichende Kommunikation zuschreiben. Dafür sprechen die durchweg statistisch signifikanten Koeffizienten der Cinemakritik und teilweise auch die der amerikanischen Userkritiken. Beide Kritikerurteile sind aufgrund ihrer Verfügbarkeit auf der jeweiligen Internet-Plattform geradezu prädestiniert, viele Konsumenten zu erreichen und somit einen Word-of-mouth/mouse Mechanismus in Gang zu setzen. Die Wirkung von Zuschauermeinungen und online-basierten Expertenmeinungen wird durch das Internet stark geprägt (Mabry/Porter 2010). Kritiken und Meinungen sind oft schon Monate vor dem Start im Web zu finden. Die zeitnahe und digitale Verfügbarkeit von Kritiken birgt sowohl Potential als auch Gefahren in sich. Meinungen über einen Film, die durch das Internet verbreitet werden, können diesen auch scheitern lassen, noch bevor er überhaupt ins Kino kommt. Diesem Aspekt sollten sich weitere anschließende Arbeiten widmen, indem zum Beispiel zur Analyse Daten herangezogen werden, die Aufschluss darüber geben, wie viele verschiedene Meinungsforen, Film- und Fanseiten existieren. Dies könnte beispielsweise durch die Erhebung von Google-Treffern geschehen, durch die Häufigkeit wie oft der Film über Suchmaschinen gesucht wurde oder aber auch durch die Sozialen Netzwerke, wie „StudiVZ“ und „Facebook“. Beispielsweise könnte über Facebook die Anzahl der „Facebook-Gefällt mir“ eines Films erhoben werden.

## 6 Fazit und Ausblick

Die folgenden Ausführungen fassen zusammen, welche Determinanten in der vorliegenden Arbeit die Kino-Performance beeinflussen, insbesondere welche Rolle die Stars, Auszeichnungen, die Distribution und die Filmkritiken dabei spielen.

Stars sind Produktinformationen, die die Filmentscheidung der Kinobesucher beeinflussen können. Den Stars wird eine Produktinformationsfunktion sowohl auf der Ebene des Produktionsprozesses als auch auf der Ebene der Distribution und Kinovorführung zuteil. Produzenten setzen bei besonders aufwendigen Filmprojekten Stars als Argument ein, um potentielle Geldgeber zur Investition zu überzeugen. Der Star fungiert somit als eine Art Absicherung der Profite. Für die Distribution und Vermarktung ergeben sich durch die Starbesetzung Vorteile in der Bereitstellung von Screens und von Marketingetats.

Die empirischen Analysen haben gezeigt, dass die Besetzung mit einem Star die Erfolgchancen der Kino-Performance prinzipiell erhöht, aber in den höheren Besucherperzentilen, die durch die Blockbuster repräsentiert werden, die Bedeutung der Starbesetzung deutlich abnimmt. Die erfolgswirksame Bedeutung der Stars hängt demnach stark mit dem Filmprojekt zusammen. Während sich bei Blockbustern wie „Avatar“, „Herr der Ringe“ und „Harry Potter“ der Einsatz von Stars nicht zu lohnen scheint, ist er bei Filmen wie „Was Frauen wollen“ oder „The Tourist“ unumgänglich, da hier die Aufmerksamkeit nicht durch spezielle Effekte, berühmte Buchvorlagen etc. generiert werden kann, sondern durch das Starimage zustande kommt. Um im Speziellen die finanziellen Erfolgsaussichten eines Films zu steigern, sollten sich die Entscheidungsträger darüber im Klaren sein, ob eine Starbesetzung den gewünschten Effekt erreicht. Hierfür ist es notwendig vor der Besetzung zum einen die Zielgruppe zu analysieren, die durch den Film erreicht werden soll und zum anderen zu identifizieren welche anderen Fak-

toren wie beispielsweise das Genre und Produktionsbudget eine Rolle spielen und ob das Genre und der Star vereinbar sind. Um die Performance eines Films zu steigern ist es unabdingbar, die Vereinbarkeit des Stareinsatzes mit dem Genre abzuwägen, denn ein Science-Fiction-Film dessen Hauptrolle beispielsweise mit einem Komödien-Star wie „Ben Stiller“ besetzt wird, wird wahrscheinlich zu einer geringen Erwartungshaltung der Rezipienten bezüglich der Qualität führen, die wiederum die Wahrscheinlichkeit des erhofften finanziellen Erfolgs schmälern würden. Die Ergebnisse der vorliegenden Untersuchung lassen auch den Schluss zu, dass bei der Starbesetzung auf die vorherigen Box Office>Returns der Stars zu achten ist, da mit dem Star die Erwartung einer Fortsetzung vergangener Spielfilmerfolge verknüpft wird.

Die Analyse des Sexiest Man Alive hat gezeigt, dass Darsteller die sich durch Glamour, Attraktivität und Ausstrahlung von anderen ihrer Gilde differenzieren können, wirksamen Einfluss auf erfolgreiche Performance von Kinofilmen haben. Den Entscheidungsträgern wäre damit geraten, Schauspieler auch aufgrund ihrer attraktiven und glamourösen Erscheinung und der damit verbundenen Medientauglichkeit zu rekrutieren, um die Aufmerksamkeit der Zuschauer zu gewinnen. Weiterhin ist nach den empirischen Analysen deutlich geworden, dass Stars auf dem deutschen Markt ihre Daseinsberechtigung haben, entgegen der Tatsache, dass in der deutschsprachigen Literatur den Stars häufig keine hohe Bedeutung zugesprochen wird. Die positive Wirkung von Attraktivität, Glamour und Ausstrahlung wurde bereits in einigen Studien aufgeführt und bejaht, aber es lassen sich keine empirischen Arbeiten finden, die den Zusammenhang bestätigen. Dieser Forschungslücke hat die Analyse des Sexiest Man Alive gegolten.

Die Filmkritik ist ein wichtiges Medium für die Lancierung von Informationen zu neuen Filmen, wobei davon auszugehen ist, dass die Kritiken insbesondere von den Kinobesuchern genutzt werden, die in der Regel häufiger ins Kino gehen und vor dem Besuch ihre Indifferenz durch die Kritiken ab-

bauen. Die empirische Analyse der Bedeutung von Kritiken hat gezeigt, dass Kritiken im Stande sind das Informationsbedürfnis der Kinobesucher zu Genre, Story und Darstellern zu stillen. Bei der Untersuchung der verschiedenen Quellen der Kritik lässt sich festhalten, dass besonders die Kritiken, die online verfügbar sind, einen durchweg positiven Einfluss auf die Besucherzahlen haben. Durch die online verfügbaren Quellen der Kritiken, die einerseits auf den Webseiten einschlägiger Kinomagazine und andererseits in Foren diverser Filmseiten erscheinen, kann vermutet werden, dass die Kritik nicht nur zur Bewertung herangezogen wird sondern auch weitergehende Kommunikation fördert. So werden beispielsweise die auf der Webseite „Cinema.de“ veröffentlichten Kritiken der Redaktion von den Usern gelesen, die wiederum ihrerseits eine Bewertung zum jeweiligen Film abgeben können und darüber hinaus die Möglichkeit haben eigene Meinungen zu verfassen. Vor diesem Hintergrund lässt sich schlussfolgern, dass Kritiken nicht nur der Kritik wegen gelesen werden, sondern auch um Informationen zum Film zu sammeln um diese mit anderen zu teilen.

Obwohl die Informationen zu einem neuen Film mit dem Internet auffallend zugenommen haben und die Studios kaum einen Einfluss darauf haben wie die Informationen zur Kommunikation genutzt werden, sollten sie dennoch diese Plattform nutzen, indem sie neue Kinofilme zum Gesprächsthema in der Öffentlichkeit machen, und so die Aufmerksamkeit der Interessenten auf den Film ziehen. Auch die Einbeziehung der Einflussfaktoren auf die Kritiken sollten durch die produzierenden Studios nicht vernachlässigt werden. Eventuelle Änderungen im Produktionsprozess könnten mit der Kenntnis der beeinflussenden Faktoren rechtzeitig umgesetzt werden.

Obschon zahlreiche Studien über Einflussfaktoren auf den wirtschaftlichen Erfolg von Spielfilmen durchgeführt wurden, fehlt es dessen ungeachtet an gesicherten Befunden, die sich nicht einander widersprechen und sich auf unterschiedliche Märkte übertragen lassen. Viele der empirischen Untersuchungen, die dieser Arbeit zugrunde liegen und hauptsächlich auf den ame-

rikanischen Markt fokussiert sind, liefern widersprüchliche Ergebnisse. Dieses Phänomen kann darin begründet liegen, dass die Autoren häufig nur einzelne Faktoren in ihre Betrachtung einbezogen haben. Hierdurch kann es zu einer Verfälschung der Ergebnisse bezüglich der Stärke und Bedeutung der identifizierten Effekte kommen, da die mögliche Wirkung weiterer Faktoren nicht in die Untersuchung mit einbezogen wurde.

Zusammenfassend zeigen die Ergebnisse, dass bestimmte Faktoren, wie Darsteller, Genre und die Auszeichnungen sowie die Kommunikation durch Kritiken und Word of Mouth, für den Erfolg eines Films im Kino relevant sind. Die Produzenten beziehungsweise die Studios sollten die Erwartungen der Zuschauer in ihren Planungen berücksichtigen um Filme erfolgreich im Markt zu platzieren. Weiterhin zeigen die Ergebnisse, dass die Erfolgsdeterminanten in Bezug auf den deutschen Markt analog zu den Faktoren sind, die für den amerikanischen Markt gelten. Dies zeigen sowohl die Analysen des Starfaktors, der Screens, der Oscars als auch die der Kritiken.

Den Zuschauer ins Kino zu locken ist der Schlüssel zum Erfolg. Beliebig teure Filme und beliebig berühmte Darsteller bringen für sich allein keinen Mehrwert, wenn die Erwartungen des Publikums verfehlt werden.

## 7 Literaturverzeichnis

Adler, M. (1985): Stardom and Talent, in: *American Economic Review*, 75. Jg., 208-212.

Adler, M. (2006): Stardom and Talent, in: *Handbook of the Economics of Art and Culture*, 1. Auflage, Victor A. Ginsburgh and David Throsby (Hrsg.), Elsevier B.V.

Ainslie, A.; Drèze, X.; Zufryden, F. (2005): Modeling Movie Life Cycles and Market Share, in: *Marketing Science*, 24. Jg., 508-517.

Akerlof, G. A. (1970): The Markets for “Lemons”: Quality Uncertainty and the Market Mechanism, in: *Quarterly Journal of Economic Review*, 84. Jg., 488-500.

Akerlof, G. A. (1976): The Economics of Caste and of the Rat-Race and Other Woeful Tales, in: *Quarterly Journal of Economics*, 90. Jg., 599-617.

Albert, S. (1998): Movie Stars and the Distribution of Financially Successful Films in the Motion Picture Industry, in: *Journal of Cultural Economics*, 22. Jg., 249-270.

Allison, P. D. (1984): *Event History Analysis-Regression for Longitudinal Event Date*, Newbury Park.

Angelmar, R.; Pras, B. (1984): Product acceptance by middleman in export channels, in: *Journal of Business Research*, 12. Jg., 227-240.

Arrow, K. J. (1962): Economic Welfare and the Allocation of Resources for Invention, in: Nelson, R. R. (Hrsg.): *The Rate and Direction of Inventive Activity – Economic and Social Factors*, New York, 609-625.

Austin, B. A. (1981): Film Attendance: Why College Students Chose to See Their Most Recent Film, in: *Journal of Popular Film and Television*, 9. Jg., 43-49.

Austin, B. A.; Myers, J.W. (1984): Hearing-Impaired Viewers of Prime-Time Television, in: *Journal of Communication*, 34. Jg., 60-71.

Austin, B. A. (1988): *Immediate Seating – A Look at Movie Audiences*, Wadsworth, Belmont, California.

Backhaus, K.; Erichson, B.; Plinke, W.; Weiber, R. (2008): *Multivariate Analysemethoden: Eine anwendungsorientierte Einführung*, 12. Auflage, Springer Verlag.

- Bagella, M.; Becchetti, L. (1999): The Determinants of Motion Picture Box Office Performance: Evidence from Movies Produced, in: Italy in Journal of Cultural Economics, 23. Jg., 237-256.
- Baimbridge, M. (1997): Movie admissions and rental income: The case of James Bond, in: Applied Economics Letters, 4. Jg., 57-61.
- Baker, W. E.; Faulkner, R. R. (1991): Role as Resource in the Hollywood Film Industry, in: American Journal of Sociology, 97. Jg., 279-309.
- Banerjee, A. (1992): A simple model of herd behavior, in The Quarterly Journal of Economics, 107. Jg., (3), 797-817.
- Basuroy, S.; Chatterjee, S.; Ravid, S.A. (2003): How Critical Are Critical Reviews? The Box Office Effects of Film Critics, Star Power, and Budgets, in: Journal of Marketing, 67. Jg. (4), 103-117.
- Basuroy, S.; Desai, K. K.; Talukdar, D. (2006): An Empirical Investigation of Signaling in the Motion Picture Industry, in: Journal of Marketing Research, 43. Jg., 287-295.
- Baum, H. (2003): Entscheidungsparameter bei der Filmauswahl von Kinogängern in Deutschland. Kommunikationsstrukturen und Meinungsführerschaft bei Kinofilmrezipienten. Eine Pilotstudie im Kommunikationsraum Berlin. Dissertation, Fachbereich Politik- und Sozialwissenschaften I der Freien Universität Berlin.
- Becker, G. S. (1965): A Theory of the Allocation of Time, in: The Economic Journal, 75. Jg., 493-517.
- Becker, G. S; Stigler, G. (1977): De Gustibus Non Est Disputandum, in: American Economic Review, 67. Jg., 76-90.
- Bikhchandani, S.; Hirshleifer, D.; Welch, I. (1992): A Theory of Fads, Fashion, Custom, and Cultural Change as Informational Cascades, in: Journal of Political Economy, 100. Jg. (5), 992-1026.
- Blossfeld, H.-P.; Hamerle, A.; Mayer, K. U. (1986): Ereignisanalyse: Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Campus Studium Band 569, Campus Verlag, Frankfurt.
- Brewer, S.; Kelley, J.; Jozefowicz, J. (2009): A blueprint for success in the US film industry, in: Applied Economics, 41. Jg. (5), 589 - 606
- Cameron, S. (1995): On the Role of Critics in the Culture Industry, in: Journal of Cultural Economics, 19. Jg. (4), 321-331.



Canterbery, E. R.; Marvasti, A. (2001): The U.S. Motion Pictures Industry: An Empirical Approach, in: Review of Industrial Organization, 19. Jg. (1), 81-98.

Chang, B.-H.; Ki, E.-J. (2005): Devising a Practical Model for Predicting Theatrical Movie Success: Focusing on the Experience Good Property, in: Journal of Media Economics, 18. Jg., 247-269.

Chatterjee, S.; Price, B. (1977): Regression Analysis by Example, Wiley & Sons, New York.

Clement, M. (2004): Erfolgsfaktoren von Spielfilmen im Kino – Eine Übersicht der empirischen betriebswirtschaftlichen Literatur, in: Medien & Kommunikationswissenschaft, 52. Jg. (2), 250-271.

Clement, M.; Christensen, B.; Albers, S.; Guldner, S. (2007): Was bringt ein Oscar im Filmgeschäft? Eine empirische Analyse unter Berücksichtigung des Selektionseffekts, in: Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, 59. Jg. (3), 198-220.

Clement, B.; Blömeke, E.; Braun, A. (2008a): Kundenintegration in die Wertschöpfung am Beispiel des Buchmarkts, in: Hass, B./ Walsh, G./ Killian, T. (Hrsg.), Web 2.0 – Neue Perspektiven für Marketing und Medien, Berlin.

Clement, M.; Christensen, B.; Papies, D.; Schmidt-Stölting, C.; Briese, A. (2008b): Wer wird nominiert und wer nicht? Eine empirische Analyse der Treiber einer Oscar-Nominierung, in: MedienWirtschaft, Sonderheft 2008, 67-78.

Clement, M.; Papies, D.; Schmidt-Stölting, C. (2009): Filmpreise und Filmeerfolg, in: Gröppel-Klein, Andrea und Claas Christian Germelmann (Hrsg.): Medien im Marketing, Wiesbaden, 493-510.

Collins, A.; Hand, C.; Snell, M. C. (2002): What Makes a Blockbuster? Economic Analysis of Film Success in the United Kingdom, in: Managerial & Decision Economics, 23. Jg., 343-354.

Cooper-Martin, E. (1991): Consumers and Movies: Some Findings on Experiential Products, in: Advances in Consumer Research, 18. Jg., 372-378.

Cooper-Martin, E. (1992): Consumers and Movies: Information Sources for Experiential Products, in: Advances in Consumer Research, 19. Jg., 756-761.

Cox, D. R. (1972): Regression Models and Life Tables, in: Journal of the Royal Statistical Society, Series B, 34. Jg., 187-220.

Cox, D. R.; Oakes, D. (1984): Analysis of Survival Data, Chapman & Hall/CRC, Boca Raton.

Cox, D. R.; Snell, E. J. (1989): The analysis of binary data, Chapman & Hall, London.

Craig, C. S.; Greene, W. H.; Douglas, S. P. (2005): Culture Matters: Consumer Acceptance of U.S. Films in Foreign Markets, in: Journal of International Marketing, 13. Jg. (4), 80-103.

Daamen, U. G. (2008): Die Performance deutscher Kinofilme & zeitgenössischer Darsteller des deutschen Film, Rainer Hampp Verlag, München Mering

Daamen, S. C. (2008): Erfolgskontrolle der Referenz- und Projektfilmförderung des Bundes und der Länder anhand programmfüllender deutscher Kinofilmproduktionen, Rainer Hampp Verlag, München Mering

DeVany, A.; Walls, W. D. (1996): Bose-Einstein Dynamics and Adaptive Contracting in the Motion Picture Industry, in: The Economic Journal, 106. Jg., 1493-1514.

DeVany, A.; Walls, W. D. (1997): The Market for Motion Pictures, Rank, Revenue and Survival, in Economic Inquiry, 35. Jg. (4), 783-797.

DeVany, A.; Walls, W. D. (1999): Uncertainty in the Movie Industry: Does Star Power Reduce the Terror of the Box Office?, in: Journal of Cultural Economics, 23. Jg., 285-318.

DeVany, A.; Lee, C. (2001): Quality signals in information cascades and the dynamics of the distribution of motion picture Box Office revenues, in: Journal of Economic Dynamics and Control, 25. Jg., 593-614.

DeVany, A.; Walls, W. D. (2002): Does Hollywood Make Too Many R-Rated Movies? Risk, Stochastic Dominance, and the Illusion of Expectation, in: Journal of Business, 75. Jg., 425-451.

DeVany, A.; Walls, W. D. (2003): Motion picture profit, the stable Paretian hypothesis, and the curse of the superstar, in: Journal of Economic Dynamics & Control, 28. Jg., 1035-1057.

DeVany, A. (2004): Hollywood Economics: How extreme uncertainty shapes the film industry, London.

Diekmann A.; Mitter, P. (1984): Methoden zur Analyse von Zeitverläufen, Teubner Verlag, Stuttgart.

Dietl, H.; Royer, S. (2000): Management virtueller Netzwerkeffekte in der Informationsökonomie, in: Zeitschrift Führung + Organisation, 69. Jg. (6), 324-331.

Delmestri, G.; Montanari, F.; Usai, A. (2005): Reputation and Strength of Ties in Predicting Commercial Success and Artistic Merit of Independents in the Italian Feature Film Industry, in: Journal of Management Studies, 42. Jg., 975-1002.

Desai, K. K.; Basuroy, S. (2005): Interactive Influence of Genre Familiarity, Star Power, and Critics' Reviews in the Cultural Goods Industry: The Case of Motion Picture, in: Psychology & Marketing, 22. Jg., 203-223.

Detering, D. (2001): Ökonomie der Medieninhalte. Allokative Effizienz und soziale Chancengleichheit in den Neuen Medien. Hrsg.: Klaus Backhaus, Heinz-Lothar Grob, Bernd Holznagel, Wolfram-Manfred Lippe und Gerhard W. Wittkämper, Telekommunikation und Multimedia, Band 6, Münster, Univ., Diss.

Deuchert, E.; Adjamah, K.; Pauly, F. (2005): For Oscar Glory or Oscar Money? Academy Awards and Movie Success, in: Journal of Cultural Economics, Vol. 29, August, S. 159-176.

Dodds, J. C.; Holbrook, M. B. (1988): What's an Oscar Worth? An Empirical Estimation of the Effects of Nominations and Awards on Movie Distribution and Revenues, in: Current Research in Film: Audiences, Economics and Law, 4. Jg., 72-87.

Duan, W.; Gu, B.; Winston, A. B. (2008): Do online reviews matter? - An empirical investigation of panel data, in: Decision Support Systems, 45. Jg. (4), 1007-1016.

Edwards, S. (2006): From the guest editor: Special issue on electronic word-of-mouth and its relationship with advertising, marketing and communication, in: Journal of Interactive Advertising, 6 Jg. (2), 1-2.

Elberse, A.: (2007): The Power of Stars: Do Star Actors Drive the Success of Movies?, in: Journal of Marketing, 71 Jg. (4), 102-120.

Elberse, A.; Eliashberg, J. (2003): Demand and Supply Dynamics for Sequentially Released Products in International Markets: The Case of Motion Pictures, in: Marketing Science, 22. Jg., 329-354.

Eliashberg, J.; Elberse, A.; Leenders, M. A. A. M. (2006): The Motion Picture Industry: Critical Issues in Practice, Current Research, and New Research Directions, in: *Marketing Science*, 25. Jg. (6), 639-661.

Eliashberg, J.; Jonker, J.-J.; Sawhney, M.S.; Wierenga, B. (2000): MOVIEMOD: An Implementable Decision-Support System for Prerelease Market Evaluation of Motion Pictures, in: *Marketing Science*, 19. Jg., 226-243.

Eliashberg J.; Shugan, S. M. (1997): Film Critics: Influencers or Predictors?, in: *Journal of Marketing*, 61. Jg. (2), 68-78.

Eliashberg, J.; Swami, S.; Weinberg, C. B.; Wierenga, B. (2001): Implementing and Evaluating SilverScreen: A Marketing Management Support System for Movie Exhibitors, in: *Interfaces*, 31. Jg., 108-127.

Elliott, C.; Simmons, R. (2008): Determinants of UK Box Office success: the impact of quality signals, in: *Review of Industrial Organisation*, 33. Jg. (2), 93-111.

Faber, R. J.; O'Guinn, T. C. (1984): Effect of Media Advertising and Other Sources on Movie Selection, in: *Journalism Quarterly*, 61. Jg. (Sommer), 371-377.

Faulkner, R. R.; Anderson, A. B. (1987): Short-Term Projects and Emergent Careers: Evidence from Hollywood, in: *American Journal of Sociology*, 92. Jg., 879-909.

Filmstatistisches Jahrbuch (2007): Spitzenorganisation der Filmwirtschaft e.V., Wiesbaden.

Franck, E. (2001): Das Starphänomen, in: Gaitanides, M., Kruse, J. (Hrsg., 2001): *Stars in Film und Sport: Ökonomische Analyse des Starphänomens*, München (R. Fischer), 2001, S.41.

Franck, E. (2000): Warum gibt es Stars? – Drei Erklärungsansätze und ihre Anwendung auf verschiedene Segmente des Unterhaltungsmarktes, Working Paper, Fakultät für Wirtschaftswissenschaften, Technische Universität Bergakademie Freiberg.

Frank, B. (1993): *Zur Ökonomie der Filmindustrie*, S+W Steuer- und Wirtschaftsverlag, Hamburg.

Frank, B. (1994): Optimal timing of movie releases in ancillary markets: The case of video releases, in: *Journal of Cultural Economics*, 18. Jg., 125-133.

Frank, Robert H., Cook, Philip J. (1996): *The Winner-take-all Society*, New York, Penguin Books.

Frick, B. (2001): Einkommensstrukturen im professionellen Teamsport: Eine ökonomische Analyse der Gehälter von "Superstars" und "Wasserträgern", in: Gaitanides, M., Kruse, J. (Hrsg.): *Stars in Film und Sport: Ökonomische Analyse des Starphänomens*, Verlag R. Fischer, München.

Gaitanides, M. (2000): *Ökonomie des Spielfilms*, Verlag R. Fischer, München.

Gaitanides, M. (2001): Was sind Moviestars wert? Empirische Befunde zu Rangpositionen, Substitutionsmöglichkeiten und Kassenerfolg von Stars in: Gaitanides, M., Kruse, J. (Hrsg.): *Stars in Film und Sport: Ökonomische Analyse des Starphänomens*, Verlag R. Fischer, München.

Gemser, G.; Leenders, M. A. A. M.; Wijnberg, N. M. (2008): Why Some Awards Are More Effective Signals of Quality Than Others: A Study of Movie Awards, in: *Journal of Management*, 34. Jg., 25-54.

Ginsburgh, V. (2003): Awards, Success and Aesthetic Quality in the Arts, in: *Journal of Economic Perspectives*, 17. Jg. (2), 99-111.

Ginsburgh, V.; Weyers, S. (1999): On the Perceived Quality of Movies, in: *Journal of Cultural Economics*, 23. Jg., 269-283.

Goettler, R. L.; Leslie, P. (2005): Cofinancing to Manage Risk in the Motion Picture Industry, in: *Journal of Economics & Management Strategy*, 14. Jg. (2), 231-261.

Gröppel-Klein, A.; Domke, A.; Bartmann, B. (2006): Pretty Woman or Erin Brockovich? Unconscious and Conscious Reactions to Commercials and Movies Shaped by Fairy Tale Archetypes--Results from Two Experimental Studies, in: *Advances in Consumer Research*, 33. Jg., 163-174.

Gujarati, D. N.; Porter, D. C. (2009): *Basic Econometrics*, 5. Auflage, McGraw-Hill, Boston

Hadida, A. L. (2003): *Strategic Assets, Institutional Factors and Performance: An Application of the Resource Based View and of New Institutional Economics to Cinema Projects in France and the United States (1988–1997)*, Jouy en Josas: HEC.

Hadida, A. (2004): *Reputation resources, commitment and performance of film projects in the USA and Canada (1988-1997)*, Judge Institute of Man-

agement Working Papers No.03/2004, University of Cambridge, Cambridge, UK.

Hadida, A. L. (2009): Motion picture performance: A review and research agenda, in: International Journal of Management Reviews, 11. Jg., 297-335.

Hamerle, A.; Tutz, G. (1989): Diskrete Modelle zur Analyse von Verweildauer und Lebenszeiten, Campus Forschung Band 568, Campus Verlag, Frankfurt

Hass, B.; Walsh, G.; Killian, T. (Hrsg.) (2008): Web 2.0 – Neue Perspektiven für Marketing und Medien, Springer Verlag.

Hamermesh, D. S.; Biddle, J. E. (1994): Beauty and the Labor Market in The American Economic Review, 84. Jg. (5), 1174-1194.

Haucap, J. (2006): Warum sind einige Spielfilme erfolgreich, andere aber nicht: Einige ökonomische Überlegungen, in: MedienWirtschaft, 3. Jg., 6-15.

Heinrich, J. (1994): Medienökonomie, Band 1: Mediensystem, Zeitung, Zeitschrift, Anzeigenblatt, Westdeutscher Verlag, Opladen.

Hennig-Thurau, T. (2004): There's No Business Like Movie Business: Überlegungen zu den Erfolgsfaktoren von Spielfilmen, in: Wirtz, Bernd (Hrsg.): Handbuch Medienmanagement, Wiesbaden: Gabler, 365-392.

Hennig-Thurau, T.; Houston, M. B.; Walsh, G. (2006): The Differing Roles of Success Drivers Across Sequential Channels: An Application to the Motion Picture Industry, in: Journal of the Academy of Marketing Science, 34. Jg. (4), 559-575.

Hennig-Thurau, T.; Wruck, O. (2000): Warum wir ins Kino gehen: Erfolgsfaktoren von Kinofilmen, in: Marketing ZFP, 22. Jg., 241-256.

Hickethier, K. (1997): Vom Theaterstar zum Filmstar: Merkmale des Starwesens um die Wende vom 19. zum 20. Jahrhundert, in: W. Faulstich; H. Korte (Hrsg.): Der Star: Geschichte-Rezeption-Bedeutung, München, 29-47.

Hirschman, E. C.; Holbrook, M. B. (1982): Hedonic Consumption: Emerging Concepts, Methods and Propositions, in: Journal of Marketing, 46. Jg., 92-101.

Holbrook, M. B. (1988): Popular Appeal versus Expert Judgments of Motion Pictures, in: Journal of Consumer Research, 26. Jg., 144-155.

Holbrook, M. (2005): The Role of Ordinary Evaluations in the Market for Popular Culture: Do Consumers Have “Good Taste”?, in: Marketing Letters, 16. Jg., 75-86.

Hsu, G. (2006): Jacks of All Trades and Masters of None: Audiences' Reactions to Spanning Genres in Feature Film Production, in: Administrative Science Quarterly, 51. Jg., 420-450.

Ito, T. A.; Larson, J. T.; Smith, N. K.; Cacioppo, J. T. (1998): Negative information weighs more heavily on the brain: The negativity bias in evaluative categorizations, in: Journal of Personality and Social Psychology, 75. Jg., 887-900.

Jansen, C. (2005): The Performance of German Motion Pictures, Profits and Subsidies: Some Empirical Evidence, in: Journal of Cultural Economics, 29. Jg., 191-212.

Jedidi, K.; Krider, R.; Weinberg, C. (1998): Clustering at the Movies, in: Marketing Letters, 9. Jg., 393-405.

Jenkins, S.P. (2005): Survival Analysis, unpublished Lecture Notes manuscript, Institute for Social and Economic Research, University of Essex.

Johnston D. (2010): Physical Appearance and Wages: Do Blondes Have More Fun?, in: Economics Letters, 10-13.

Just, L. R. (1991-2005): Filmjahrbuch 1991-2005, Heyne Verlag, München.

Kalbfleisch, J. D.; Prentice, R. L. (1980): The Statistical Analysis of Failure Time Data, John Wiley & Sons, New York.

Kaplan, D. (2006): And the Oscar Goes to... A Logistic Regression Model for Predicting Academy Award Results, in: Journal of Applied Economics and Policy, 25. Jg. (1), 23-41.

Kaplan, E. L., Meier, P. (1958): Nonparametric estimation from incomplete observations, in: Journal of the American Statistical Association, 53. Jg. (282), 457-481.

Kiefer, M. L. (2005): Medienökonomik – Einführung in eine ökonomische Theorie der Medien, 2. Auflage, Oldenbourg Wissenschaftsverlag, München.

Kindem, G. (1982): The American Movie Industry: The Business of Motion Pictures, Southern Illinois University Press, Carbondale Illinois.

Kohler, U.; Kreuter, F. (2008): Datenanalyse mit Stata – Allgemeine Konzepte der Datenanalyse und ihre praktische Anwendung, 3. Auflage, Oldenbourg Wissenschaftsverlag, München.

Krider, R. E.; Weinberg, C. B. (1998): Competitive Dynamics and the Introduction of New Products: The Motion Picture Timing Game, in: Journal of Marketing Research, 35. Jg., 1-15.

Lampel, J.; Shamsie, J. (2000): Critical Push: Strategies for Creating Momentum in the Motion Picture Industry, in: Journal of Management, 26. Jg., 233-257.

Lampel J.; Shamsie, J. (2003): Capabilities in Motion: New Organizational Forms and the Reshaping of the Hollywood Movie Industry, in: Journal of Management Studies, 40. Jg. (8), 2189-2210.

Lange, C. (1999): Erfolgspotentiale für Spielfilme, Verlag für Wissenschaft und Forschung, Berlin.

Lee, F. L. F. (2006): Cultural Discount and Cross-Culture Predictability: Examining the Box Office Performance of American Movies in Hong Kong, in: Journal of Media Economics, 19. Jg., 259-278.

Lehmann, D. R.; Weinberg, C. B. (2000): Sales Through Sequential Distribution Channels: An Application to Movies and Videos, in: Journal of Marketing, 64. Jg. (Juli), 18-33.

Levin, A. M.; Levin I. P.; Heath, C. E. (1997): Movie Stars and Authors as Brand Names: Measuring Brand Equity in Experiential Products, in: Advances in Consumer Research, Vol. 24, 175-181.

Linde, F. (2005): Ökonomie der Information, Universitätsverlag Göttingen.

Linton, J. M.; Petrovich, J. A. (1988): The Application of the Consumer Information Acquisition Approach to Movie Selection: An Exploratory Study, in: Current Research in Film: Audiences, Economics and Law, 4. Jg., 24-44.

Litfin, Thorsten (2000): Adoptionsfaktoren – Empirische Analyse am Beispiel eines innovativen Telekommunikationsdienstes, Wiesbaden, Deutscher Universitäts-Verlag.

Litman, B. R. (1983): Predicting Success of Theatrical Movies: An Empirical Study, in: Journal of Popular Culture, 16. Jg., 159-175.



Litman, B. R.; Kohl, L. S. (1989): Predicting financial success of motion pictures: The '80s experience, in: *Journal of Media Economics*, 2. Jg., 35-50.

Liu, Y. (2006): Word-of-mouth for Movies: Its Dynamics and Impact on Box Office Revenue, in: *Journal of Marketing*, 70. Jg. (3), 74-89.

Long, J. S.; Freese, J. (2006): *Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata*, 2. Auflage, Stata Press, College Station, Texas.

Mabry, E.; Porter, L. (2010): Movies and MySpace: The Effectiveness of Official Web Sites versus Online Promotional Contests, in: *Journal of Interactive Advertising*, 10. Jg. (2), 1-15.

MacDonald, G. (1988): The Economics of Rising Stars, in: *American Economic Review*, 78. Jg. (1), 155-166.

Mahajan V.; Muller, E.; Kerin, R. A. (1984): Introduction Strategy for New Products with Positive and Negative Word-of-mouth, in: *Management Science*, 30. Jg., 1389-1404.

Miller, D.; Shamsie, J. (2001): Learning Across the Life Cycle: Experimentation and Performance among the Hollywood Studio Heads, in: *Strategic Management Journal*, 22. Jg., 725-745.

Mizerski, R. W. (1982): An Attribution Explanation of the Disproportionate Influence of Unfavorable Information, in: *Journal of Consumer Research*, 9. Jg., 301-310.

Mintzberg, H.; McHugh, A. (1985): Strategy Formation in an Adhocracy, in: *Administrative Science Quarterly*, 30. Jg., 160-197.

Mobius, M.; Rosenblat, T. (2006): Why Beauty Matters, in: *The American Economic Review*, 96. Jg. (1), 222-235.

Moul, C. C. (2001): *Saturation and the Demand for Motion Pictures*, Working Paper, Washington University.

Müller, H.; Ceviz, S.: (1993): Wirkung von Trailern: Ein Feldexperiment zur Werbung für Kinofilme, in: *Marketing - Zeitschrift für Forschung und Praxis*, 15. Jg. (2), 87-94.

Neelamegham, R.; Chintagunta, P. (1999): A Bayesian Model to Forecast New Product Performance, in: *Domestic and International Markets in Marketing Science*, 18. Jg., 115-136.

- Neelamegham, R.; Jain, D. (1999): Consumer Choice Process for Experience Goods: An Econometric Model and Analysis, in: *Journal of Marketing Research*, 36. Jg., 373-386.
- Nelson, P. (1970): Information and consumer behavior, in: *Journal of Political Economy*, 78. Jg. (2), 311-329.
- Nelson, P. (1975): The Economic Consequences of Advertising in: *The Journal of Business*, 48. Jg. (2), 213-241.
- Nelson, R. A.; Donihue, M. R.; Waldman, D. M.; Wheaton, C. (2001): What's an Oscar worth?, in: *Economic Inquiry*, 39. Jg. (1), 1-16.
- Palmgreen, P.; Cook, P. L.; Harvill, J. G.; Helm, D. M. (1988): The Motivational Framework of Moviegoing: Uses and Avoidances of Theatrical Films, in: Bruce Austin (Hrsg.), *Current Research, in: Film: Audiences, Economics and Law*, New York: Ablex, 1-23.
- Picot, A.; Wolf, B. (1997): Informationsökonomik in *Gabler-Wirtschaftslexikon*, 14. Auflage.
- Pokorny, M.; Sedgwick, J. (2001): Stardom and the Profitability of Film Making: Warner Bros. in the 1930s, in: *Journal of Cultural Economics*, 25. Jg., 157-184.
- Prag, J.; Casavant, J. (1994): An empirical study of the determinants of revenues and marketing expenditures in the motion picture industry, in: *Journal of Cultural Economics*, 18. Jg., 217-235.
- Prommer, E. (2010): Das Kinopublikum im Wandel: Forschungsstand, historischer Rückblick und Ausblick, in: Glogner, P.; Föhl, P. S. (Hrsg) *Das Kulturpublikum*, Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden, 195-237.
- Prosser, E. K. (2002): How Early Can Video Revenue Be Accurately Predicted?, in: *Journal of Advertising Research*, 42. Jg. (2), 47-55.
- Radas, S.; Shugan, S. M. (1998): Seasonal Marketing and Timing New Product Introductions, in: *Journal of Marketing Research*, 35. Jg., 296-315.
- Ravid, S. A. (1999): Information, Blockbusters, and Stars: A Study of the Film Industry, in: *Journal of Business*, 72. Jg., 463-492.
- Ravid, S. A. (2004): Are they all crazy or just risk averse? Some movie puzzles and possible solutions, in: V. Ginsburgh (Hrsg.), *Economics of Art and Culture*, Elsevier, Amsterdam, 33-47.

- Ravid, S. A.; Basuroy, S. (2004): Executive Objective Function, the R-Rating Puzzle and the Production of Violent Movies, in: *Journal of Business*, 77. Jg. (suppl.), 155–192.
- Reinstein, D. A.; Snyder, M. (2005): The Influence of Expert Reviews on Consumer Demand for Experience Goods: A Case Study of Movie Critics, in: *The Journal of Industrial Economics*, 53. Jg., 27-51.
- Robins, J. A. (1993): Organization as Strategy: Restructuring Production in the Film Industry, in: *Strategic Management Journal*, 14. Jg., 103-118.
- Rosen, S. (1981): The Economics of Superstars, in: *The American Economic Review*, 71. Jg. (5), 845-858.
- Rosen, D. (1990): *Off-Hollywood: The Making and Marketing of Independent Films*, Grove Weidenfeld, New York
- Sawhney, M. S.; Eliashberg, J. (1996): A Parsimonious Model for Forecasting Gross Box Office Revenues of Motion Pictures, in: *Marketing Science*, 15. Jg., 113-131.
- Sharda, R.; Delen, D. (2006): Predicting Box Office success of motion pictures with neural networks, in: *Expert systems with Applications*, 30. Jg., 243-254.
- Shapiro, C.; Varian, H. R. (1999): *Information Rules: A Strategic Guide to the Network Economy*, HBs Press Book, Boston.
- Shapiro, C.; Varian, H. R. (2003) *The Information Economy*, in: J.R.M. und Lev, B., *Intangible Assets. Values, Measures, and Risks*, New York.
- Shen, P.-S. (2005): Nonparametric Bivariate Estimation with Left-Truncated and Right-Censored Data in Communications, in: *Statistics: Theory and Methods*, 34, 7, 1675-1685.
- Smith, S. P.; Smith, V. K. (1986): Successful movies: a preliminary empirical analysis, in: *Applied Economics*, 18. Jg., 501-507.
- Sochay, S. (1994): Predicting the performance of motion picture, in: *Journal of Media Economics*, 7. Jg. (4), 1-20.
- Sood, S.; Drèze, X. (2006): Brand Extensions of Experiential Goods: Movie Sequel Evaluations, in: *Journal of Consumer Research*, 33. Jg., 352-360.
- Sorenson, O.; Waguespack, D. M. (2006): Social Structure and Exchange: Self-confirming Dynamics in Hollywood, in: *Administrative Science Quarterly*, 51. Jg., 560-589.

Swami, S.; Eliashberg, J.; Weinberg, C. B. (1999): SilverScreeners: A Modeling Approach to Movie Screens Management, in: *Marketing Science*, 18. Jg., 352-372.

Urban, D. (1993): Logit-Analyse, in: *Statistische Verfahren zur Analyse von Modellen mit qualitativen Response-Variablen*, Gustav Fischer Verlag.

Vogel, H. L. (2007): *Entertainment Industry Economics: A Guide for Financial Analysis*, 7. Auflage, Cambridge.

von Staden, I.; Hundsdörfer, B. (2003): „Majors planen digital roll-out...“ – Auswirkungen der digitalen Zukunft auf die Kinobranche, FFA-Filmförderungsanstalt, Berlin.

von Auer, L. (2007): *Ökonometrie: Eine Einführung*, 4. Auflage, Springer Verlag.

Wallace, W. T.; Seigerman, A.; Holbrook, M. B. (1993): The role of actors and actresses in the success of films: how much is a movie star worth?, in: *Journal of Cultural Economics*, 17. Jg., 1-27.

Walls, W. D. (1998): Product survival at the cinema: Evidence from Hong Kong, in: *Applied Economics Letters*, 5. Jg., 215-219.

Walls, W. D. (2005): Modelling heavy tails and skewness in film returns, in: *Applied Financial Economics*, 15. Jg. (17), 1181-1188.

Walls, W. D. (2006): Demand stochastics, supply adaptation, and the distribution of film earnings, in: *Applied Economics Letters*, 12. Jg., 619-623.

White, H. (1980): A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity, in: *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 48. Jg. (4), 817-838.

Wooldridge, J. (2002): *Introductory Economics: A Modern Approach*, Thomson South-western.

Wyatt, J. (1991): High Concept, Product Differentiation, and the Contemporary US Film Industry, in: *Current Research in Film: Audiences, Economics, and Law*, 5. Jg., 86-105.

Wyatt, R. O.; Badger, D. P. (1988): What Newspaper Film Critics Value in Film and Film Criticism: A National Survey, in: Bruce Austin (Hrsg.): *Current Research in: Film: Audiences, Economics and Law*, New York: Ablex, 54-71.

Zuckerman, E.; Kim, T.-Y. (1999): The Highbrow Trade-Off: Market Mediation and Success in the Film Industry, Research Paper No. 1563, Stanford University, Graduate School of Business.

Zufryden, F. (2000): New Film Website Promotion and Box Office Performance, in: Journal of Advertising Research, 40. Jg. (1), 55-64.

**Internetquellen**

<http://www.filmstarts.de/nachrichten/118329-Illuminati-Tom-Hanks-sackt-Wahnsinnsgage-von-100-Millionen-Dollar-ein.html>

<http://www.imdb.com>

<http://www.vanityfair.com/hollywood/features/2010/03/top-hollywood-earners-201003?printable=true&currentPage=1>

<http://www.mpaa.org/ratings/what-each-rating-means>

[www.metacritic.com](http://www.metacritic.com)

[www.cinema.de](http://www.cinema.de)

[www.oscars.org/](http://www.oscars.org/)

<http://peoplemagazin.com/>

<http://de.lifestyle.yahoo.com>

<http://wirtschaftslexikon.gabler.de/Definition/filmwerk.html>

<http://www.suite101.de/content/hollywoods-filmoekonomie-ab-den-60iger-jahren-a64804#ixzz1EDiiIV6g>

[http://www.gem-online.de/pdf/gem\\_publication/HalftheMoneyIspend.pdf](http://www.gem-online.de/pdf/gem_publication/HalftheMoneyIspend.pdf)

<http://www.spio.de/index.asp?SeitID=1>

<http://www.stop-runaway-production.com/wp-content/uploads/2009/07/2002-MPAA-Market-Stats-60-pages.pdf>

<http://www.imdb.com/title/tt0499549/>

<http://www.insidekino.de>

[http://www.ffa.de/downloads/publikationen/kinobesucher\\_2008.pdf](http://www.ffa.de/downloads/publikationen/kinobesucher_2008.pdf)

[http://tobias-lib.uni-tuebingen.de/volltexte/2004/1469/pdf/Schulze\\_-\\_Applied\\_Quantile\\_Regression.pdf](http://tobias-lib.uni-tuebingen.de/volltexte/2004/1469/pdf/Schulze_-_Applied_Quantile_Regression.pdf)

## 8 Anhang

### 8.1 Variance-Inflation-Factor

Variable	VIF	1/VIF	Variable	VIF	1/VIF
InBudget	1,37	0,731509	InBudget	1,36	0,737535
Age	22,04	0,045376	Age	1,12	0,894911
Age <sup>2</sup>	21,66	0,046178	Sex	1,19	0,837133
Sex	1,21	0,835439	Oscar	1,14	0,880784
Oscar	1,14	0,880765	SexiestMan	1,11	0,898845
SexiestMan	1,11	0,897447	Action	8,02	0,124746
Action	8,07	0,123963	Drama	6,27	0,159422
Drama	6,29	0,158863	Thriller	2,68	0,372602
Thriller	2,69	0,371871	SciFi	1,80	0,556581
SciFi	1,80	0,556111	Comedy	7,05	0,141939
Comedy	7,05	0,141939	FanAdv	3,02	0,331587
FanAdv	3,02	0,331092	Quartal1	1,80	0,556862
Quartal1	1,80	0,556614	Quartal 2	1,51	0,664351
Quartal 2	1,51	0,664189	Quartal 4	1,73	0,578389
Quartal 4	1,73	0,578361	Jahr91	1,51	0,661817
Jahr91	1,51	0,661556	Jahr92	1,55	0,644996
Jahr92	1,55	0,644764	Jahr93	1,49	0,672560
Jahr93	1,49	0,671963	Jahr94	1,51	0,663509
Jahr94	1,51	0,663187	Jahr95	1,88	0,530917
Jahr95	1,89	0,528519	Jahr96	1,94	0,514753
Jahr96	1,95	0,513516	Jahr97	1,96	0,210603
Jahr97	1,96	0,510598	Jahr98	2,10	0,475895
Jahr98	2,11	0,474685	Jahr99	2,06	0,486043
Jahr99	2,06	0,485452	Jahr00	1,72	0,581142
Jahr00	1,72	0,581142	Jahr01	1,95	0,513688
Jahr01	1,96	0,510915	Jahr02	2,10	0,476079
Jahr02	2,10	0,475848	Jahr03	1,99	0,502632
Jahr03	1,99	0,501765	Jahr04	1,83	0,546741
Jahr 04	1,83	0,546741	Jahr 05	1,82	0,548880
Jahr 05	1,82	0,548051	Jahr 06	1,28	0,783582
Jahr 06	1,28	0,781958	Mean VIF	2,28	
Mean VIF	3,59				

**Tabelle 8-1: Variance-Inflation-Factor**

## 8.2 Korrelationstabelle

	Screens	Rank	In Budget	Sequel	Reentry1	Reentry2	Feiertag	WinFr	Sommer	Weihn	Oscar Nom	Oscar	Oscar 1Nom	Oscar 1	Oscar 2Nom	Oscar 2	GG Nom	GG	Action	Drama	Thriller	SciFi	Comedy	FanAdv
Screens	1,00																							
Rank	<b>-0,73</b>	1,00																						
InBudget	0,26	-0,07	1,00																					
Sequel	0,20	-0,06	0,22	1,00																				
Reentry1	-0,11	0,14	0,00	-0,01	1,00																			
Reentry2	-0,04	0,04	0,00	-0,02	0,00	1,00																		
Feiertag	-0,01	0,03	-0,01	0,00	-0,01	-0,01	1,00																	
WinFr	0,01	-0,05	-0,06	0,00	0,00	-0,03	-0,03	1,00																
Sommer	-0,03	0,01	0,02	0,04	0,04	0,03	0,02	<b>-0,50</b>	1,00															
Weihn	0,07	-0,02	0,03	0,00	0,00	-0,01	0,24	-0,18	-0,12	1,00														
OscarNom	-0,01	-0,05	0,03	-0,03	0,06	-0,01	-0,09	0,23	-0,12	-0,04	1,00													
Oscar	-0,17	0,09	-0,13	-0,06	0,03	0,13	0,04	0,05	0,09	-0,05	-0,06	1,00												
Oscar1Nom	-0,03	-0,04	-0,01	-0,01	0,06	0,00	-0,06	0,14	-0,07	-0,03	<b>0,61</b>	-0,04	1,00											
Oscar1	-0,14	0,06	-0,11	-0,07	0,05	0,17	0,03	0,03	0,08	-0,05	-0,05	<b>0,74</b>	-0,03	1,00										
Oscar2Nom	0,13	-0,04	0,06	0,00	0,07	0,00	-0,05	0,12	-0,06	-0,02	<b>0,54</b>	-0,03	<b>0,62</b>	-0,03	1,00									
Oscar2	0,12	0,06	-0,01	-0,03	-0,01	-0,01	0,04	0,07	0,04	-0,03	-0,04	<b>0,66</b>	-0,03	0,36	-0,02	1,00								
GGNom	0,09	-0,07	0,03	0,00	0,03	-0,01	0,06	0,06	-0,10	0,28	-0,03	-0,05	-0,02	-0,04	-0,01	-0,04	1,00							
GG	-0,18	0,07	-0,08	-0,11	0,05	0,12	0,01	0,12	0,05	-0,07	0,22	<b>0,63</b>	0,24	<b>0,64</b>	0,20	0,46	-	1,00						
Action	0,11	-0,05	0,26	0,04	-0,03	-0,02	-0,02	-0,11	0,02	0,01	-0,08	-0,12	-0,05	-0,11	-0,04	-0,09	-	-	1,00					
Drama	-0,20	0,05	-0,18	-0,21	-0,02	0,07	-0,01	0,16	-0,02	-0,03	0,16	0,45	0,12	0,40	0,09	0,29	0,02	<b>0,52</b>	-0,26	1,00				
Thriller	-0,02	-0,01	0,03	-0,08	0,02	-0,01	0,01	0,00	0,00	-0,02	-0,04	-0,09	-0,03	-0,07	-0,03	-0,06	0,00	-	-0,13	-0,16	1,00			
SciFi	0,07	0,01	0,17	0,20	0,00	-0,01	-0,01	-0,07	0,06	-0,02	-0,04	-0,07	-0,03	-0,05	-0,02	-0,05	-	-	-0,10	-0,12	-0,06	1,00		
Comedy	-0,02	0,02	-0,18	-0,10	0,07	-0,03	0,01	-0,06	0,00	0,01	-0,07	-0,20	-0,07	-0,16	-0,07	-0,14	0,02	-	-0,31	-0,37	-0,19	-	1,00	
FanAdv	0,17	-0,03	0,27	0,23	-0,03	-0,01	0,01	-0,01	-0,01	0,05	0,08	0,01	0,06	-0,05	0,11	0,04	0,08	-	-0,15	-0,18	-0,09	-	-0,21	1,00

Tabelle 8-2: Korrelationsmatrix zu Kapitel 4



### 8.3 Sterbetafel

Es werden die Laufzeiten von 493 Filmen für den Zeitraum von  $T=48$  Wochen betrachtet. Die in der nachfolgenden Tabelle 8-3 dargestellten Intervalle der Laufzeit umfassen jeweils eine Woche. Errechnet werden die Survivalrate zu Beginn des jeweiligen Intervalls sowie für jedes Intervall die Dichte- und Hazardfunktion.

Sterbetafel					
Wochen	Verbleibende Filme	Ausgeschiedene Filme	Dichte	Survivalrate	Hazardrate
1-2	493	16	0,0029	0,9971	0,0029
2-3	477	1	0,0031	0,9969	0,0002
3-4	476	5	0,0043	0,9957	0,0011
4-5	471	4	0,0052	0,9948	0,0010
5-6	467	8	0,0075	0,9925	0,0023
6-7	459	24	0,0152	0,9848	0,0078
7-8	435	43	0,0313	0,9687	0,0165
8-9	392	55	0,0553	0,9447	0,0250
9-10	337	40	0,0757	0,9243	0,0218
10-11	297	62	0,1128	0,8872	0,0410
11-12	235	35	0,1375	0,8625	0,0281
12-13	200	49	0,1778	0,8222	0,0479
13-14	151	28	0,2045	0,7955	0,0331
14-15	123	24	0,2311	0,7689	0,0339
15-16	99	17	0,2527	0,7473	0,0286
16-17	82	17	0,2775	0,7225	0,0338
17-18	65	9	0,2925	0,7075	0,0210
18-19	56	5	0,3021	0,6979	0,0136
19-20	51	5	0,3131	0,6869	0,0160
20-21	46	10	0,3387	0,6613	0,0380
21-22	36	9	0,3650	0,6350	0,0405
22-23	27	3	0,3749	0,6251	0,0157
23-24	24	4	0,3899	0,6101	0,0242
24-25	20	3	0,4026	0,5974	0,0210
25-26	17	1	0,4073	0,5927	0,0080
26-27	16	1	0,4128	0,5872	0,0093
27-28	15	4	0,4377	0,5623	0,0432
28-29	11	1	0,4447	0,5553	0,0126
29-30	10	0	0,4447	0,5553	0,0000
30-31	10	2	0,4632	0,5368	0,0339

---

31-32	8	1	0,4738	0,5262	0,0200
32-33	7	1	0,4861	0,5139	0,0235
33-34	6	1	0,5001	0,4999	0,0278
34-35	5	2	0,5319	0,4681	0,0656
35-36	3	0	0,5319	0,4681	0,0000
36-37	3	0	0,5319	0,4681	0,0000
37-38	3	0	0,5319	0,4681	0,0000
38-39	3	0	0,5319	0,4681	0,0000
39-40	3	0	0,5319	0,4681	0,0000
40-41	3	0	0,5319	0,4681	0,0000
42-43	2	1	0,6479	0,3521	0,1667
43-44	1	0	0,6479	0,3521	0,0000
44-45	1	0	0,6479	0,3521	0,0000
45-46	1	0	0,6479	0,3521	0,0000
46-47	1	0	0,6479	0,3521	0,0000
47-48	1	1	1,0000	0,0000	2,0000

---

Tabelle 8-3: Sterbetafel für 493 Filme

## 8.4 Semi-parametrische Modelle

Log-normal Regression				
Variable	Modell 1		Modell 2	
	Koeffizienten	z-Wert	Koeffizienten	z-Wert
Screens	0,0007	(2,78)***	0,0007	(2,68)***
Rank	-0,0064	(-4,14)***	-0,0072	(-4,47)***
lnBudget	-0,0805	(-2,85)***	-0,0647	(-2,38)**
Sequel	0,0196	(0,26)+	0,0047	(0,06)+
Reentry1	-1,1880	(-6,84)***	-1,1295	(-6,11)***
Reentry2	-1,1662	(-3,61)***	-1,0121	(-2,94)***
Feiertag	0,0156	(0,25)+	0,0163	(0,26)+
WinFr	-0,1570	(-3,12)***	-0,1476	(-2,82)***
Sommer	0,0950	(1,66)*	0,1110	(1,83)*
Weihn	-0,2373	(-1,67)*	-0,2843	(-2,08)**
OscarNom	0,5647	(3,36)***	-/-	-/-
Oscar	0,1016	(0,76)+	-/-	-/-
Oscar1Nom	-/-	-/-	0,6102	(2,09)**
Oscar1	-/-	-/-	0,3626	(2,98)***
Oscar2Nom	-/-	-/-	-0,0833	(-0,34)+
Oscar2	-/-	-/-	0,1411	(0,97)+
GGNom	-0,0637	(-0,30)+	-/-	-/-
GG	0,5684	(5,16)***	-/-	-/-
Drama	0,4682	(4,88)***	0,6175	(6,37)***
Thriller	0,2495	(2,48)**	0,2262	(2,18)**
SciFi	0,3396	(2,84)***	0,3200	(2,60)***
Comedy	0,3778	(4,55)***	0,3981	(4,66)***
FanAdv	0,3252	(2,96)***	0,3338	(2,96)***
N	5686		5686	
Zahl der Ausfälle	493		493	
LL Null- Modell	-1338,085		-1338,085	
LL Voll- Modell	-1153,848		-1178,527	
Wald	381,62		365,60	
AIC	2351,696		2401,053	

\*p < .05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.

**Tabelle 8-4: Log-normal-Regression**

Weibull Regression				
Variable	Modell 1		Modell 2	
	Hazard-Ratio	z-Wert	Hazard-Ratio	z-Wert
Screens	0,9954	(-5,12)***	0,9950	(-5,10)***
Rank	1,0088	(2,64)***	1,0100	(2,92)***
lnBudget	1,2919	(4,32)***	1,1906	(3,31)***
Sequel	0,9665	(-0,19)+	1,0339	(0,19)+
Reentry1	10,3794	(7,08)***	6,1093	(5,75)***
Reentry2	35,6964	(4,44)***	14,5546	(3,30)***
Feiertag	0,9126	(-0,71)+	0,9106	(-0,73)+
WinFr	1,7705	(4,64)***	1,8700	(4,93)***
Sommer	0,9210	(-0,61)+	0,9755	(-0,18)+
Weihn	1,7287	(2,11)**	1,9345	(2,71)***
OscarNom	0,2877	(-2,65)***	-/-	-/-
Oscar	0,5664	(-2,50)**	-/-	-/-
Oscar1Nom	-/-	-/-	0,2481	(-1,41)+
Oscar1	-/-	-/-	0,5017	(-2,84)***
Oscar2Nom	-/-	-/-	2,2452	(1,11)+
Oscar2	-/-	-/-	0,5309	(-2,51)**
GGNom	1,0288	(0,07)+	-/-	-/-
GG	0,2474	(-6,59)***	-/-	-/-
Drama	0,3282	(-5,65)***	0,2325	(-7,36)***
Thriller	0,5224	(-2,96)***	0,6148	(-2,27)**
SciFi	0,3667	(-3,12)***	0,4414	(-2,65)***
Comedy	0,3595	(-5,78)***	0,3405	(-6,02)***
FanAdv	0,2810	(-5,44)***	0,3209	(-5,09)***
N	5686		5686	
Zahl der Ausfälle	493		493	
LL Null-Modell	-1349,69		-1349,69	
LL Voll- Modell	-1101,695		-1139,795	
Wald	442,42		432,25	
AIC	2247,389		2323,589	

\*p < .05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.

**Tabelle 8-5: Weibull Regression**

Exponential Regression				
Variable	Modell 1		Modell 2	
	Hazard-Ratio	z-Wert	Hazard-Ratio	z-Wert
Screens	0,9918	(-7,36)***	0,9918	(-7,21)***
Rank	1,0146	(4,95)***	1,0151	(5,02)***
InBudget	1,1433	(2,66)***	1,1034	(2,09)**
Sequel	1,0653	(0,45)+	1,1046	(0,70)+
Reentry1	2,5005	(3,34)***	2,2149	(3,00)***
Reentry2	3,5504	(1,45)+	2,6508	(1,11)+
Feiertag	0,9103	(-0,84)+	0,9106	(-0,83)+
WinFr	1,2591	(2,33)**	1,2716	(2,39)**
Sommer	0,8421	(-1,49)+	0,8522	(-1,35)+
Weihn	1,2281	(0,95)+	1,2975	(1,24)+
OscarNom	0,5180	(1,70)**	-/-	-/-
Oscar	0,8910	(-0,57)+	-/-	-/-
Oscar1Nom	-/-	-/-	0,4127	(-1,10)+
Oscar1	-/-	-/-	0,6100	(-2,07)**
Oscar2Nom	-/-	-/-	1,7793	(1,04)+
Oscar2	-/-	-/-	0,7319	(-1,27)+
GGNom	0,9755	(-0,07)+	-/-	-/-
GG	0,4014	(-4,65)***	-/-	-/-
Action	0,8794	(-0,74)+	0,9255	(-0,45)+
Drama	0,5711	(-3,08)***	0,4683	(-4,26)***
Thriller	0,7596	(-1,39)+	0,7989	(-1,14)+
SciFi	0,5644	(-2,25)**	0,5920	(-2,06)**
Comedy	0,6576	(-2,69)***	0,6298	(-2,94)***
FanAdv	0,6187	(-2,45)**	0,6280	(-2,38)**
N	5686		5686	
Zahl der Ausfälle	493		493	
LL Null-Modell	-1578,353		-1578,353	
LL Voll- Modell	-1327,442		-1338,78	
Wald	480,70		467,79	
AIC	2696,884		2719,559	

\*p< .05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.

**Tabelle 8-6: Exponential Regression**

Gamma Regression				
Modell 1			Modell 2	
Variable	Koeffizienten	z-Wert	Koeffizienten	z-Wert
Screens	0,0017	(5,40)***	0,0018	(5,21)***
Rank	-0,0037	(-2,84)***	-0,0047	(-3,31)***
lnBudget	-0,9923	(-4,23)***	-0,0750	(-3,32)***
Sequel	0,0193	(0,27)+	-0,0023	(-0,03)+
Reentry1	-0,9382	(-6,96)***	-0,8208	(-5,55)***
Reentry2	-1,3877	(-4,49)***	-1,1022	(-3,32)***
Feiertag	0,0329	(0,64)+	0,0349	(0,63)+
WinFr	-0,2153	(-4,34)***	-0,2328	(-4,19)***
Sommer	0,0446	(0,79)+	0,0434	(0,69)+
Weihn	-0,2115	(-2,04)**	-0,2645	(-2,49)**
OscarNom	0,4895	(2,64)***	-/-	-/-
Oscar	0,2243	(2,52)**	-/-	-/-
Oscar1Nom	-/-	-/-	0,5706	(1,45)+
Oscar1	-/-	-/-	0,3116	(2,99)***
Oscar2Nom	-/-	-/-	-0,2850	(-0,95)+
Oscar2	-/-	-/-	0,2650	(2,51)**
GGNom	-0,0103	(-0,06)+	-/-	-/-
GG	0,5509	(6,56)***	-/-	-/-
Action	0,1666	(-2,19)**	0,1209	(1,53)+
Drama	0,4362	(5,52)***	0,6111	(7,34)***
Thriller	0,2524	(2,89)***	0,2059	(2,24)**
SciFi	0,3797	(2,98)***	0,3299	(2,59)**
Comedy	0,3952	(5,62)***	0,4297	(5,58)***
FanAdv	0,4900	(5,50)***	0,4685	(5,11)***
N	5686		5686	
Zahl der Ausfälle	493		493	
LL Null- Modell	-1328,309		-1328,309	
LL Voll- Modell	-1101,11		-1137,381	
Wald	484,00		461,52	
AIC	2248,22		2320,763	

\*p < .05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.

**Tabelle 8-7: Gamma Regression**

## 8.5 Marginale Effekte

Modell FJB					
Koeffizienten					
Variablen	1 dy/dx	2 dy/dx	3 dy/dx	4 dy/dx	5 dy/dx
MetaCritic	-0,0000+ (-0,64)	-0,0053*** (-7,93)	-0,0091*** (-7,23)	0,0143*** (12,11)	0,0001* (1,76)
UserCritic	0,0000+ (0,03)	0,0000+ (0,03)	0,0001+ (0,03)	-0,0001+ (-0,03)	-0,0000+ (-0,03)
InBudget	-0,0000+ (-0,60)	-0,0131* (-1,81)	-0,0226* (-1,79)	0,0354* (1,84)	0,0002+ (1,25)
Major	0,0000+ (0,60)	0,0225* (1,96)	0,0480+ (1,64)	-0,0699* (-1,76)	-0,0006+ (-1,16)
Oscar	-0,0000+ (-0,60)	-0,0282** (-2,23)	-0,0699+ (-1,63)	0,0971* (1,80)	0,0009+ (1,19)
SexiestMan	-0,0000+ (-0,26)	-0,0047+ (-0,29)	-0,0081+ (-0,29)	0,0128+ (0,29)	0,0000+ (0,28)
Action	-0,0000+ (-0,62)	-0,0356* (-1,75)	-0,0801+ (-1,40)	1,1147+ (1,52)	0,0011+ (0,98)
Drama	-0,0000+ (-0,64)	-0,0865*** (-5,71)	-0,3648*** (-4,74)	0,4377*** (-5,55)	0,0137+ (1,56)
Thriller	-0,0000+ (-0,61)	-0,0542*** (-5,11)	-0,2777* (-2,69)	0,3235*** (3,13)	0,0085+ (1,15)
SciFi	-0,0000+ (-0,61)	-0,0461*** (-2,84)	-0,1637+ (-1,42)	0,2020+ (1,62)	0,0033+ (0,81)
Comedy	-0,0000+ (-0,63)	-0,0468** (-2,46)	-0,1104* (-1,94)	0,1557** (2,13)	0,0017+ (1,17)
FanAdv	-0,0000+ (-0,61)	-0,0476*** (-3,88)	-0,2076* (-1,94)	0,2502** (2,23)	0,0049+ (1,00)
N	650				

\*p < .05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.  
(t-Werte bzw. z-Werte in Klammern)

**Tabelle 8-8: Marginale Effekte der FJB-Bewertungen 1-5**

Modell CinCritic					
Koeffizienten					
Variablen	1 dy/dx	2 dy/dx	3 dy/dx	4 dy/dx	5 dy/dx
MetaCritic	-0,0009*** (-4,20)	-0,0033*** (-6,77)	-0,0100*** (-8,87)	-0,0008+ (-0,71)	0,0149*** (11,17)
UserCritic	0,0000+ (1,26)	0,0017+ (1,31)	0,0053+ (1,32)	0,0000+ (1,26)	-0,0079+ (-1,33)
InBudget	0,0032+ (1,64)	0,0113* (1,70)	0,0349* (1,74)	0,0032+ (1,64)	-0,0523* (-1,72)
Major	-0,0005+ (-0,19)	-0,0019+ (-0,19)	-0,0057+ (-0,19)	-0,0005+ (-0,19)	0,0084+ (0,19)
Oscar	-0,0101*** (-3,34)	-0,0372*** (-4,28)	-0,1313*** (-4,60)	-0,0101*** (-3,34)	0,2664*** (3,27)
SexiestMan	-0,0014+ (-0,49)	-0,0050+ (-0,50)	-0,0153+ (-0,50)	-0,0014+ (-0,49)	0,0223+ (0,50)
Action	-0,0045+ (-1,28)	-0,0164+ (-1,33)	-0,0524+ (-1,29)	-0,0045+ (-1,31)	0,0841+ (1,20)
Drama	-0,0036+ (-0,93)	-0,0129+ (-0,95)	-0,0415+ (-0,91)	-0,0036+ (-0,93)	0,0665+ (0,85)
Thriller	0,0011+ (0,21)	0,0039+ (0,21)	0,0118+ (0,22)	0,0011+ (0,21)	-0,0172+ (-0,22)
SciFi	0,0076+ (0,98)	0,0261+ (1,01)	0,0695+ (1,19)	0,0076+ (0,98)	-0,0889+ (-1,39)
Comedy	0,0026+ (0,63)	0,0092+ (0,63)	0,0278+ (0,66)	0,0026+ (0,63)	-0,0403+ (-0,68)
FanAdv	-0,0034+ (-0,68)	-0,0124+ (-0,68)	-0,0407+ (-0,64)	-0,0113+ (-0,35)	0,0678+ (0,57)
N	655				

\*p< .05, \*\* p ≤ .01, \*\*\*p ≤ .001, + n.s.  
(t-Werte bzw. z-Werte in Klammern)

**Tabelle 8-9: Marginale Effekte der CinCritic-Bewertungen 1-5**



