

Einfache ökonometrische Verfahren für die Kreditrisikomessung: Eine Auswahl

Ulrich Kaiser

kaiser@zew.de

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung

Andrea Szczesny

Universität Frankfurt

szczesny@em.uni-frankfurt.de



Working papers

- U. Kaiser und A. Szczesny (2000). Einfache ökonomische Verfahren für die Kreditrisikomessung: Logit- und Probitmodelle. Universität Frankfurt, Working Paper Series Finance & Accounting, No. 61.

<http://finance.uni-frankfurt.de/schmidt/WPs/wp/wp61.pdf>

- U. Kaiser und A. Szczesny (2000). Einfache ökonomische Verfahren für die Kreditrisikomessung: Verweildauermodelle. Universität Frankfurt, Working Paper Series Finance & Accounting, No. 62.

<http://finance.uni-frankfurt.de/schmidt/WPs/wp/wp62.pdf>

- Foliodownload:

<http://www.zew.de> → Mitarbeiterseiten → meine homepage

Daten

- Daten aus dem Projekt “Kreditmanagement” des Institut für Kapitalmarktforschung/Centre for Financial Studies
- Informationen aus 260 Kreditakten mittelständischer Unternehmen
- Zeitraum von 1992–1998
- insgesamt 1242 Beobachtungen
- keine Equidistanz
- 1 bis 8 Beobachtungen pro Kredit; Median 5
- beteiligte Banken: Bayerische Vereinsbank, Commerzbank, Deutsche Bank, Deutsche Genossenschaftsbank, Dresdner Bank und Westdeutsche Landesbank
- weitere Informationen:
 - http://www.ifk-cfs.de/pages/financ/forsch/kredit/index_d.htm
 - oder in den Working Papers
 - oder bei Andrea Szczesny: szczesny@em.uni-frankfurt.de

Übergangsratenmodelle: Markov-Ketten

- berechnen die Übergangswahrscheinlichkeit von einem Zustand in einen anderen
- wichtiger Bestandteil z.B. von CreditMetrics
- nichtparametrisch (weder Verteilungsannahme noch erklärende Variablen)
- Zustand in t ist abhängig von Vorzustand in $t - s$ ('Markov-Eigenschaft')
- s bezeichnet die 'Ordnung' der Markovkette
- geschätzt wird die Wahrscheinlichkeit $P_{i m, n}$ mit der Kredit i von Zustand m in Zustand n übergeht: $P(K_{it} = n | K_{it-s} = m)$

Definition der Zustände

1. **Kein Ausfall:** keine Probleme bei der Vertragserfüllung
2. **Teilausfall:** Probleme bei der Vertragserfüllung, die nicht in Vollausfall münden
aber bei Verlust bei Bank führen
3. **Vollausfall:** schwere Probleme bei Vertragserfüllung, z.B. Fälligkeitstellung,
Vergleich, Konkurs

Markov-Ketten ohne erklärende Variablen

	kein Ausfall	Teil- ausfall	Voll- ausfall	Gesamt
kein Ausfall	453	49	32	534
Teil- ausfall	33	38	19	90
Voll- ausfall	13	6	60	79
Gesamt	499	93	111	703
	70.98	13.23	15.79	100

Markov-Ketten: Erweiterungen

Nachteil einfacher Markovketten: keine Berücksichtigung erklärender Variablen/keine Berücksichtigung beobachtbarer Heterogenität

Lösung:

- Ordered Probit Modelle für jede Zeile der Übergangsmatrix
Annahme: ein Index \rightarrow Effekte haben alle dieselbe Richtung
- Multinomiale Logit Modelle für jede Zeile der Übergangsmatrix
Annahme: S Indices \rightarrow Effekten hängen von Zuständen ab

Also: Drei separate ordered probit-Modelle für den Übergang von

	(‘0’)	(‘1’)	(‘2’)
kein Ausfall	\rightarrow kein Ausfall	Teilausfall	Vollausfall
Teilausfall	\rightarrow kein Ausfall	Teilausfall	Vollausfall
Vollausfall	\rightarrow kein Ausfall	Teilausfall	Vollausfall

Markov-Ketten mit erklärenden Variablen: Beispiel

Übergänge von 'kein Ausfall': ordered probit Modell

	Koeff.	Std. Fehler	p-Wert
Eigenkapitalquote	-1.4997	0.5496	0.006
Cash flow	-1.0043	0.3143	0.001
Anlagendeckungsgrad	0.0292	0.1049	0.781
Beschränkte Haftung	-0.1318	0.2008	0.512
Verarbeitendes Gewerbe	-0.2755	0.1944	0.156
Bau	-0.2191	0.2474	0.376
Handel	0.0162	0.2170	0.941
Sonstige	0.0388	0.1970	0.844
1. Schwelle	0.4752	0.2069	0.011
2. Schwelle	1.0555	0.2131	0.000

Zugehörige marginale Effekte

	Kein Ausfall ↓		Kein Ausfall ↓		Kein Ausfall ↓	
	Kein Ausfall	Kein Ausfall	Teilausfall	Teilausfall	Vollausfall	Vollausfall
	Marg. Eff.	p-Wert	Marg. Eff.	p-Wert	Marg. Eff.	p-Wert
Eigenkapitalquote	0.3068	0.006	-0.1742	0.009	-0.1326	0.009
Cash flow	0.2055	0.001	-0.1167	0.002	-0.0888	0.001
Anlagedeckungsgrad	-0.0060	0.781	0.0034	0.781	0.0026	0.781
Beschr. Haftung	0.0255	0.486	-0.0148	0.496	-0.0107	0.475
Ver. Gew.	0.0534	0.132	-0.0308	0.142	-0.0226	0.132
Bau	0.0406	0.324	-0.0238	0.342	-0.0168	0.306
Handel	-0.0033	0.941	0.0019	0.941	0.0014	0.941
Sonstige	-0.0081	0.846	0.0046	0.845	0.0035	0.847

Testen nicht vergessen!

- Test auf Heteroskedastie
- Test auf Nichtnormalität der Störterme
 - ganz einfach über 'Generalisierte Residuen'
 - siehe Working Papers

Geschätzte Markov-Kette

		Kein Ausfall	Teil- ausfall	Voll- ausfall
Kein Ausfall	tatsächlich	84.83	9.18	5.99
	geschätzt	84.56	9.38	6.07
Teilausfall	tatsächlich	36.67	42.22	21.11
	geschätzt	36.96	42.39	20.65
Vollausfall	tatsächlich	16.46	7.59	75.95
	geschätzt	14.94	6.9	78.16

Multinomiale Logitmodelle

Modellierung von diskreten, nicht geordneten Entscheidungen

$$P[K_{it} = k. Ausf. | K_{it-1} = k. Ausf.] =$$

$$\frac{1 + \exp(\mathbf{X}_{it}\beta_{Teilausf, kein Ausf.}) + \exp(\mathbf{X}_{it}\beta_{kein Ausf., Vollausf.})}{1}$$

$$P[K_{it} = Teilausf. | K_{it-1} = k. Ausf.] =$$

$$\frac{\exp(\mathbf{X}_{it}\beta_{Teilausf. k. Ausf.})}{1 + \exp(\mathbf{X}_{it}\beta_{kein Ausf., Teilausf.}) + \exp(\mathbf{X}_{it}\beta_{Vollausf., Teilausf.})}$$

$$P[K_{it} = Vollausf. | K_{it-1} = k. Ausf.] =$$

$$\frac{\exp(\mathbf{X}_{it}\beta_{Vollausf. k. Ausf.})}{1 + \exp(\mathbf{X}_{it}\beta_{kein Ausf., Teilausf.}) + \exp(\mathbf{X}_{it}\beta_{Vollausf., Teilausf.})}$$

Literaturhinweise

- Kaiser, U. (2000). Moving in and out of financial distress. Center of Finance and Econometrics discussion paper No. 32.
- Nickell, P., Perraudin, W., Varotto, S. (2000). Stability of rating transition. Journal of Banking and Finance 24, 203–227.
- Nguyen van, P., U. Kaiser und F. Laisney (2000). The performance of German firms in the business–related service sectors. ZEW discussion paper No. 00-32.

Verweildauernmodelle I: Nichtparametrische Ansätze

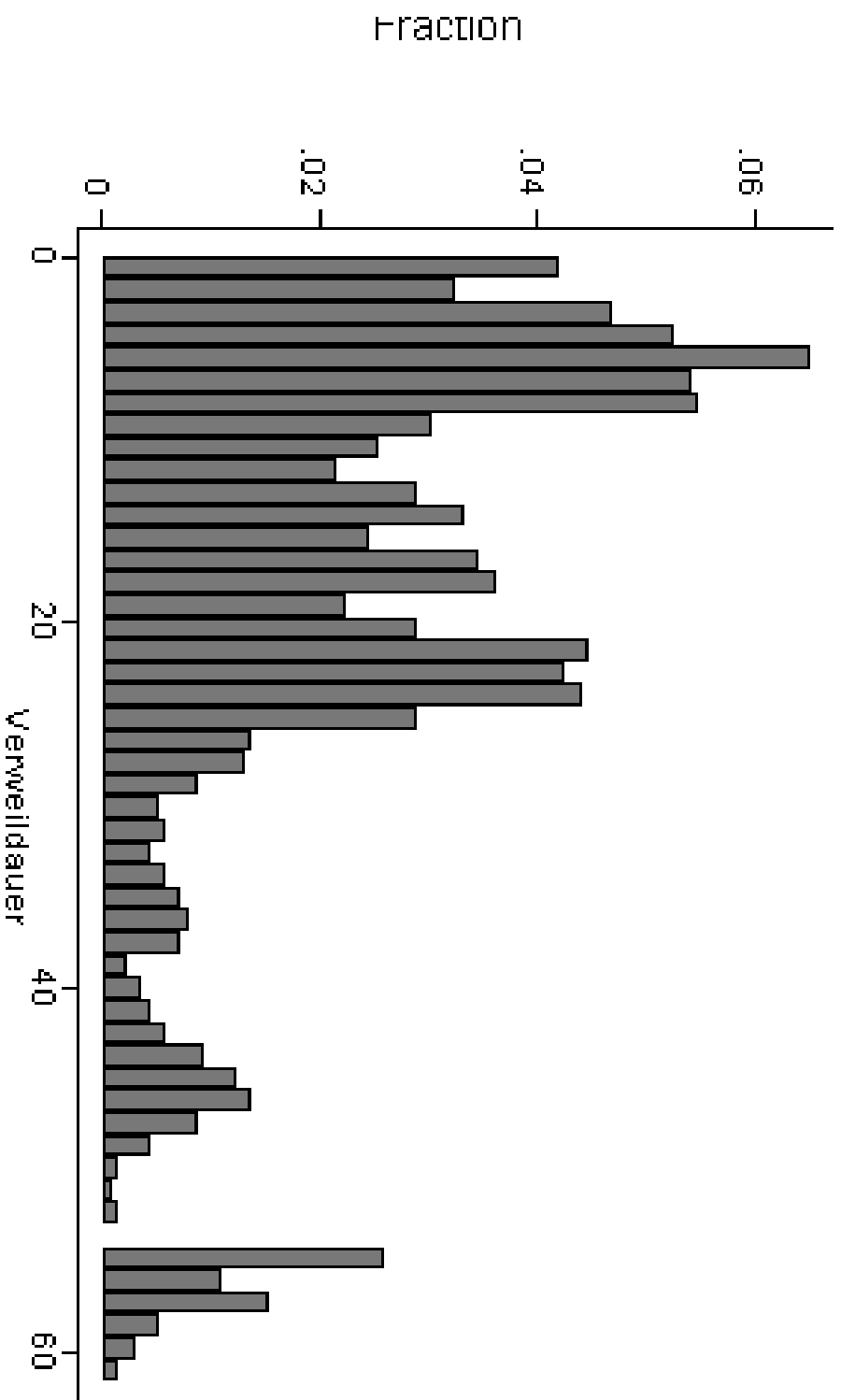
Das Grundproblem:

- bislang wurde die Zeit nicht explizit modelliert
- Frage: Wie lange dauert es, bis ein Kredit ausfällt?
- Frage: Wie lange dauert es, bis ein Kredit ausfällt in Zeitpunkt t ausfällt
gegeben, dass er bis Zeitpunkt $t - \Delta$ nicht ausgefallen ist?

Beispiele:

Dauer der Arbeitslosigkeit, Überlebensdauer einer Patienten nach einer Operation, Überlebensdauer eines Motors, Dauer einer Nichthandelsperiode bei Aktienraten, Dauer bis zum Kauf eines neues Autos, Dauer bis zum default eines Kreditnehmers

Wie sehen Verweildauerdaten aus?



Grundlegende Konzepte

Was wird modelliert? Zeit (Verweilen) zwischen Zuständen

Ein paar Definitionen:

Failure function: $P[T < t] \approx F(t)$

Survival function: $P[T \geq t] \approx 1 - F(t)$

Hazard function: $\lambda(t, \Delta) = P[t \leq T \leq t + \Delta | T \geq t]$

Integrated hazard function: $\Gamma(t) = \int_0^t \lambda(\tau) d\tau$

Hazard function? Inverse of Mill's Ratio in Tobit-Modellen; Rate, mit der eine Verweildauer beendet wird gegeben, dass sie wenigstens $t - \Delta$ Sekunden gedauert hat.

Zusammenhänge: $\lambda(t, \Delta) = \frac{f(t)}{S(t)} = \frac{d F(t)/dt}{S(t)} = - \frac{d \ln(S(t))}{dt}$

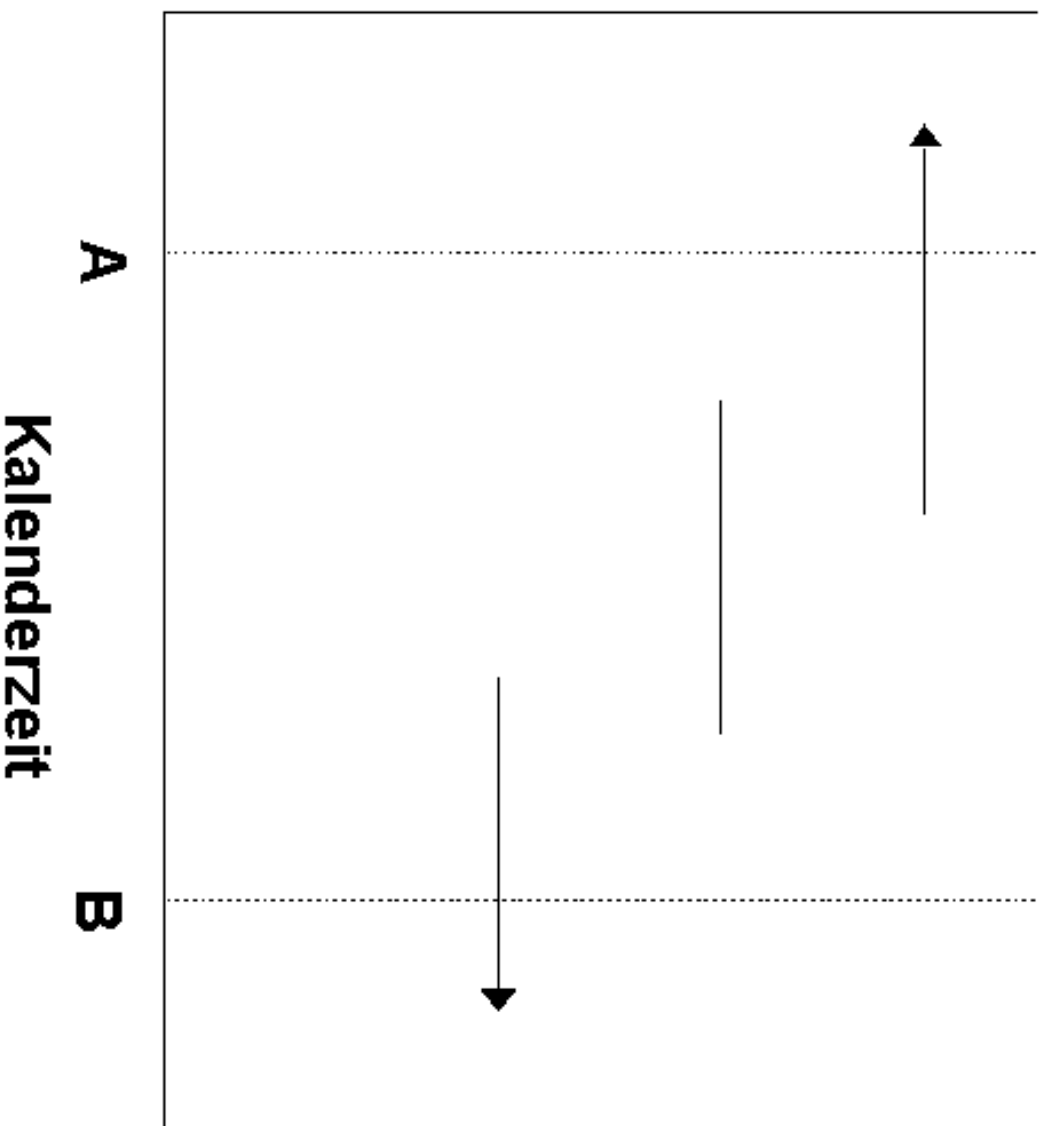
Duration dependence:

$$\frac{d \lambda(t, \Delta)}{dt} = \begin{cases} > 0 & \longrightarrow & \text{positive duration dependence} \\ = 0 & \longrightarrow & \text{no duration dependence} \\ < 0 & \longrightarrow & \text{negative duration dependence} \end{cases}$$

- positive duration dependence \longrightarrow die Ausfallwahrscheinlichkeit **steigt** mit zunehmender Überlebensdauer
- positive duration dependence \longrightarrow die Ausfallwahrscheinlichkeit ist von der Überlebensdauer **unabhängig**
- positive duration dependence \longrightarrow die Ausfallwahrscheinlichkeit **sinkt** mit zunehmender Überlebensdauer

Integrated hazard function? keine echte Interpretation, eher als Spezifikationscheck angewendet; konvexe integrated hazard \longrightarrow positive duration dependence, konkave integrated hazard \longrightarrow negative duration dependence

Zensurierung: führt zu verzerrten Schätzergebnissen, Zensierungsmöglichkeiten:



Nichtparametrische Modelle

Worum geht es?

- keine Spezifikation von Parametern (keine Berücksichtigung erklärender Variablen)
- keine Annahmen über Verteilungen
- wird für die vorläufige Analyse verwendet
- hilfreich bei der Bestimmung der funktionalen Form (Art der duration dependence)
- Berechnung der “sample survivor function”

Kaplan–Meier–Schätzer

$$\hat{S}(t_j) = \prod_{i=1}^j (n_i - h_i) / n_i = \prod_{i=1}^j (1 - \hat{\lambda}_i)$$

```

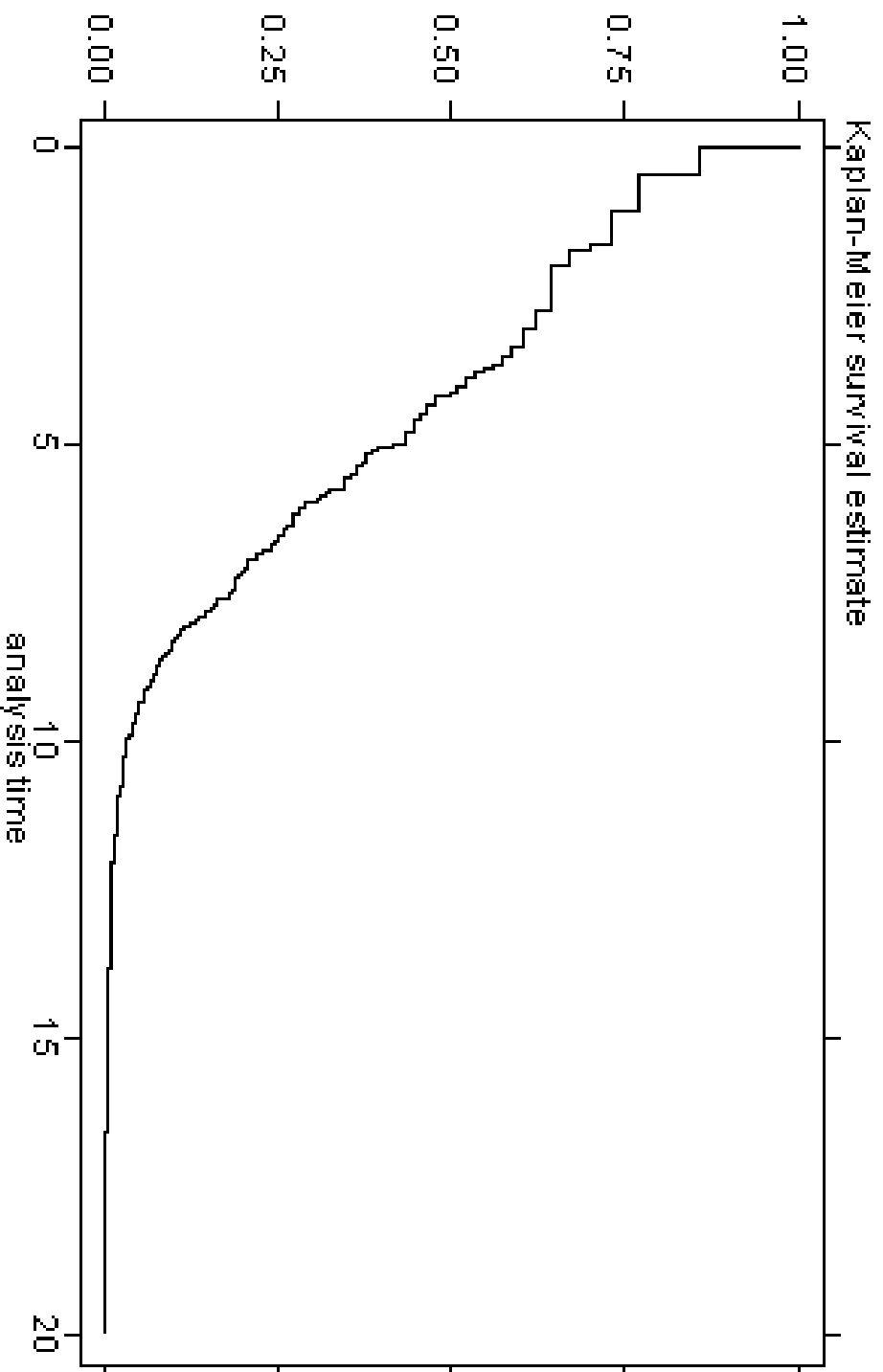
. sts list, enter

Failure_d: ausfall
analysis_time_t: (datum-originn)/365.25
origin: time relation
enter on or after: time min
exit on or before: time max
id: untern

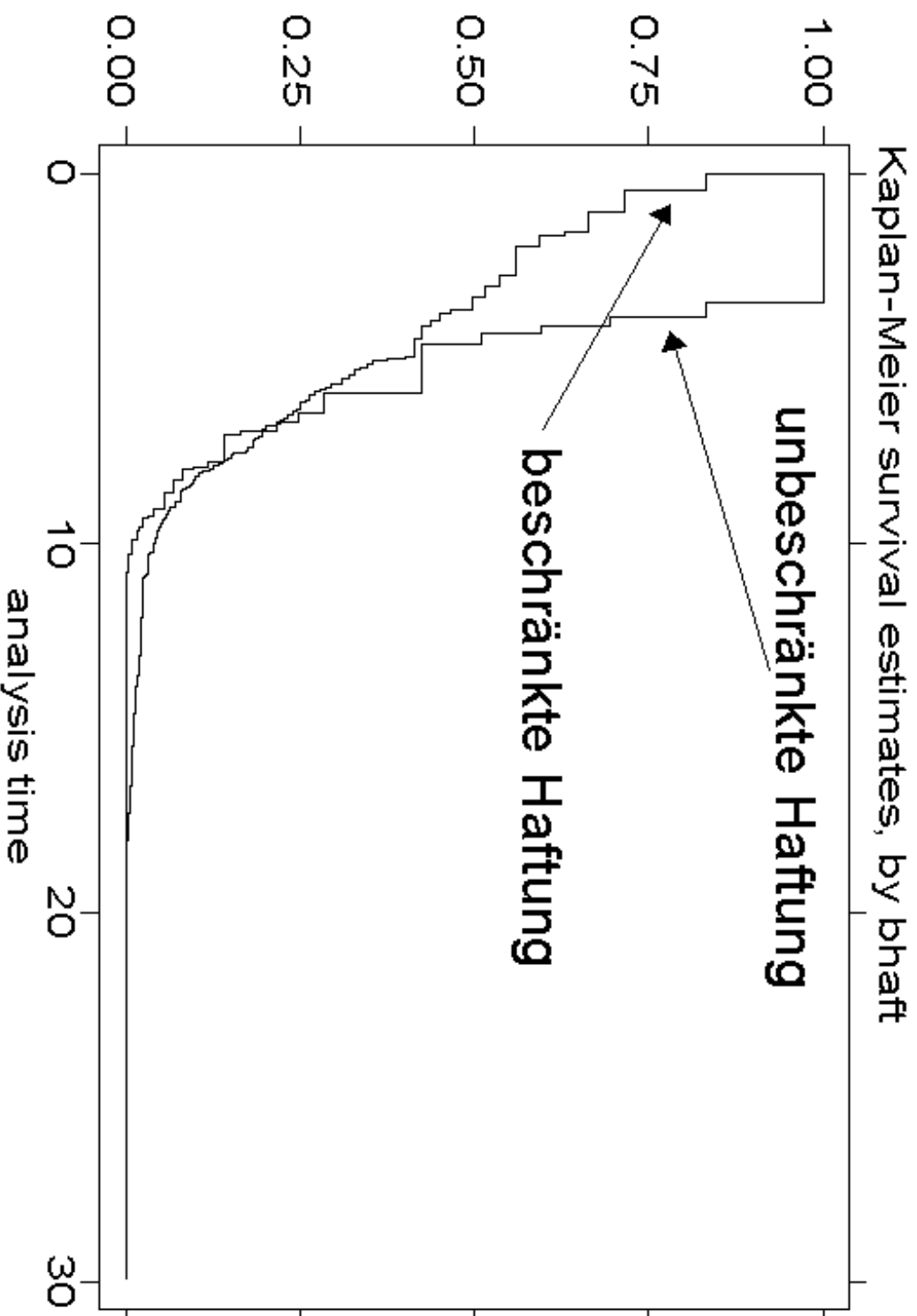
```

Time	Beg.				Survivor		Std.	
	Total	Fail	Lost	Enter	Function	Error	[95% Conf. Int.]	
-0027	0	0	0	7	1.0000	-	-	
-0055	7	1	6	6	0.8571	0.1323	0.3341 0.9786	
-0137	6	0	0	1	0.8571	0.1323	0.3341 0.9786	
-0164	7	0	1	0	0.8571	0.1323	0.3341 0.9786	
-0192	6	0	0	1	0.8571	0.1323	0.3341 0.9786	
-0219	7	0	1	1	0.8571	0.1323	0.3341 0.9786	
-0274	7	0	0	1	0.8571	0.1323	0.3341 0.9786	
-0301	8	0	1	1	0.8571	0.1323	0.3341 0.9786	
-0849	8	0	0	1	0.8571	0.1323	0.3341 0.9786	
-0876	9	0	1	1	0.8571	0.1323	0.3341 0.9786	
-2053	9	0	0	1	0.8571	0.1323	0.3341 0.9786	
-2081	10	0	1	1	0.8571	0.1323	0.3341 0.9786	
-2546	10	0	1	1	0.8571	0.1323	0.3341 0.9786	
-3176	10	0	1	1	0.8571	0.1323	0.3341 0.9786	
-449	10	1	0	1	0.7714	0.1442	0.3449 0.9387	
-4517	10	0	0	1	0.7714	0.1442	0.3449 0.9387	
-4545	11	0	1	1	0.7714	0.1442	0.3449 0.9387	
-5394	11	0	1	1	0.7714	0.1442	0.3449 0.9387	

Kaplan–Meier–Schätzung I

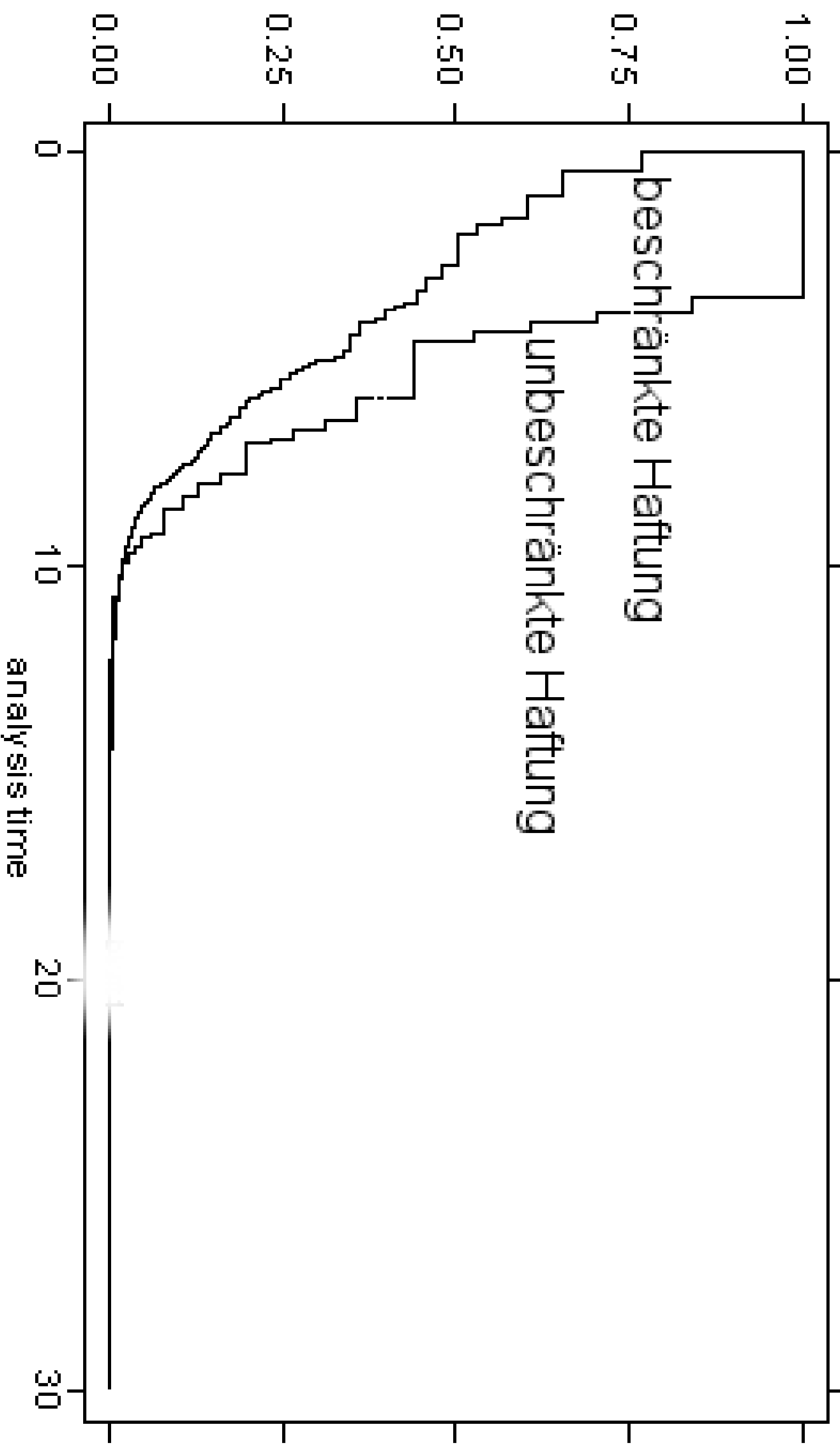


Kaplan–Meier–Schätzung II



Kaplan–Meier–Schätzung III

Survivor functions, by bhaff
adjusted for bilsurn



Parametrische und semiparametrische Modelle

Warum parametrische und semiparametrische Modelle? Kaplan–Meier–Schätzer erlaubt nicht, für beobachtbare Heterogenität zu kontrollieren

→ Gefahr, artefaktische Evidenz zu finden.

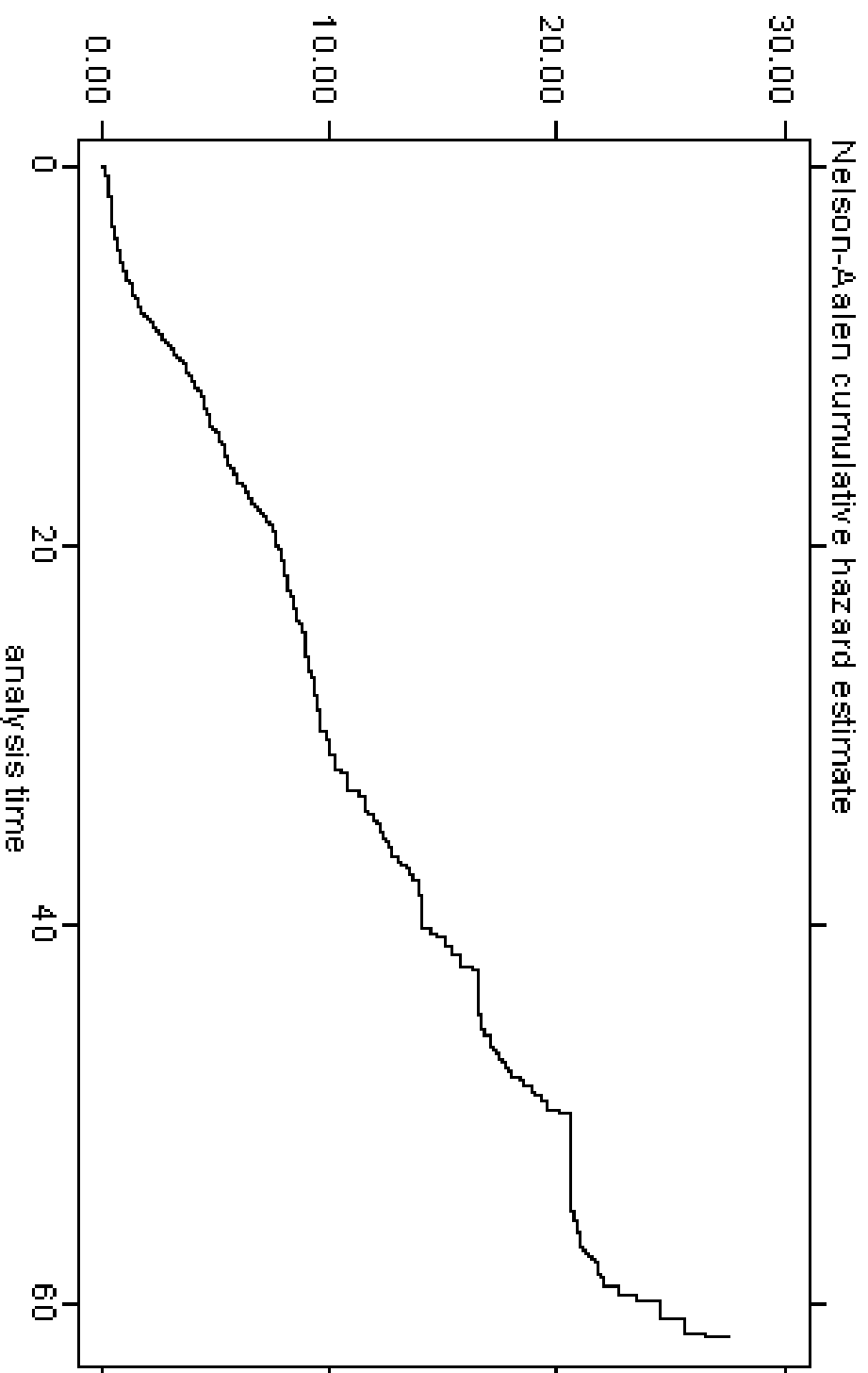
Beispiel: wenn Kreditausfälle einer Privatbank und einer Landesbank verglichen werden, sollte für die Unterschiede zwischen den Kreditnehmern kontrolliert werden.

Beliebte funktionale Formen parametrischer Modelle:

	Exp.	Weibull	loglog
$F(t)$	$1 - \exp(-\gamma t)$	$1 - \exp(-\gamma t^\alpha)$	$1 - \frac{1}{1 + t^\alpha \gamma}$
$S(t)$	$\exp(-\gamma t)$	$\exp(-\gamma t^\alpha)$	$1 / (1 + t^\alpha \gamma)$
$f(t)$	$\gamma \exp(-\gamma t)$	$\gamma \alpha t^{\alpha-1} \exp(-\gamma t^\alpha)$	$\gamma \alpha t^{\alpha-1} / (1 + t^\alpha \gamma)^2$
$\lambda(t)$	γ	$\gamma \alpha t^{\alpha-1}$	$\gamma \alpha t^{\alpha-1} / (1 + t^\alpha \gamma)$
$\Gamma(t)$	γt	γt^α	$\ln(1 + \gamma t^\alpha)$
dur. dep.	memoryless	pos. if $\alpha > 1$ neg. if $\alpha < 1$	$\alpha > 1$ first incr., then decr. $\alpha < 1$ decr.

Welche funktionale Form wählen?

Integrated hazard rate liefert Hinweise: konvex \longrightarrow Hazardrate steigend, konkav \longrightarrow Hazardrate sinkend, linear \longrightarrow Hazardrate konstant.



Die proportional hazards–Annahme

Hazardrate hängt von erklärenden Variablen \mathbf{X} mit den unbekanntem Koeffizienten β und der “baseline hazard” (unbekannt, verlangt Schätzung) $\lambda_0(t)$ ab:

$$\lambda(t, \mathbf{X}_i, \lambda_0) = \phi(\mathbf{X}_i, \beta) \lambda_0(t)$$

Der Effekt der erklärenden Variablen ist es, die baseline hazard mit einem konstanten Faktor zu multiplizieren, der zeitunabhängig ist.

Häufige Spezifikation von $\phi(\mathbf{X}_i, \beta)$:

$$\phi(\mathbf{X}_i, \beta) = \exp(\mathbf{X}_i \beta)$$

Es gilt:

$$\frac{\partial \ln(\lambda(t, \mathbf{X}_i, \beta, \lambda_0))}{\partial \mathbf{X}_i} = \beta_i,$$

der Koeffizient ist also ein konstanter proportionaler Effekt auf die Wahrscheinlichkeit, eine Verweildauer abzuschliessen.

Der Weibull-Fall

$$\lambda(t, \mathbf{X}_i, \beta, \alpha) = \exp(\mathbf{X}_i \beta) t^{\alpha-1}$$

Der Exponential-Fall

$$\lambda(\mathbf{X}_i, \beta) = \exp(\mathbf{X}_i \beta)$$

Der loglog-Fall

$$\lambda(t, \mathbf{X}_i, \beta, \alpha) = \exp(\mathbf{X}_i \beta) \alpha t^{\alpha-1} / (1 + t^\alpha \exp(\mathbf{X}_i \beta))$$

Weibull-Schätzergebnisse

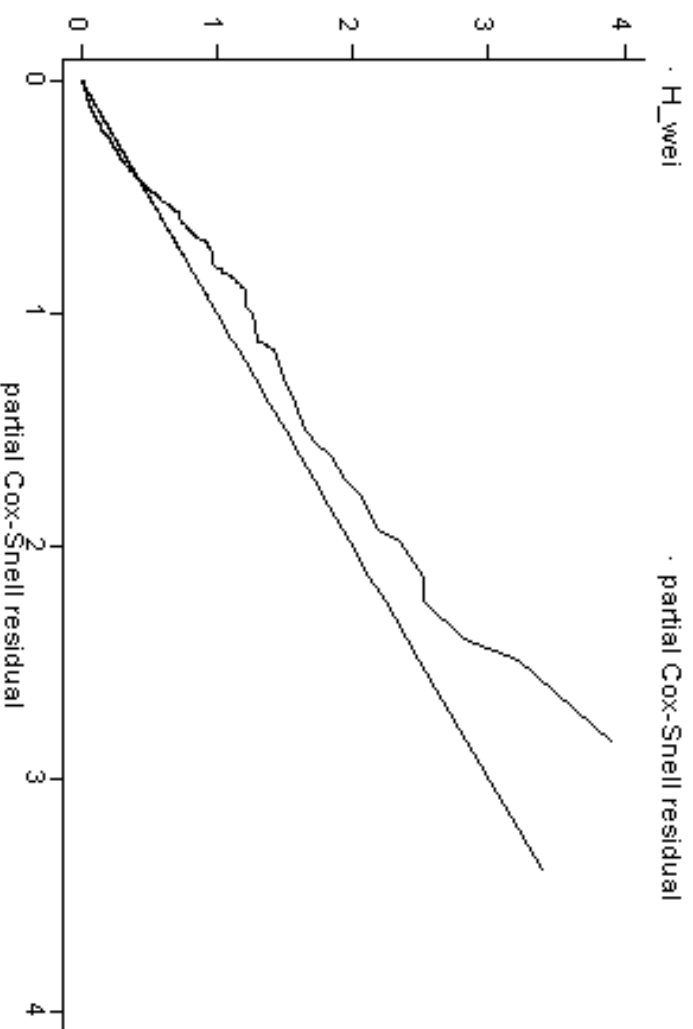
Variable	Koeff.	Std.fehler	p-Wert
ln(Umsatz)	0,5893	0,9201	0,522
ln(Umsatz) ²	-0,0323	0,0408	0,429
Eigenkapitalquote	-3,6703	0,4514	0,000
Cash-Flow	-0,8112	0,2407	0,001
Anlagegedeckungsgrad	-0,0073	0,0228	0,748
Beschr. Haftung	0,0215	0,1656	0,897
Verarb. Gew.	0,0243	0,1683	0,885
Baugewerbe	0,0371	0,2507	0,882
Handel	-0,1496	0,2066	0,469
Sonstige	0,1422	0,1662	0,392
Konstante	-3,7207	5,1602	0,471
α	1,2148	0,0695	0,000

- Die Hazardrate ist steigend (positive Verweildauerabhängigkeit: $\alpha = 1.2148$, p-val. $\alpha > 1 : 0.0000$.)
- Effekt einer Erhöhung des Cash Flows auf Überlebenswahrscheinlichkeit des Cash Flows ist $exp(-.8112) = .4443$.

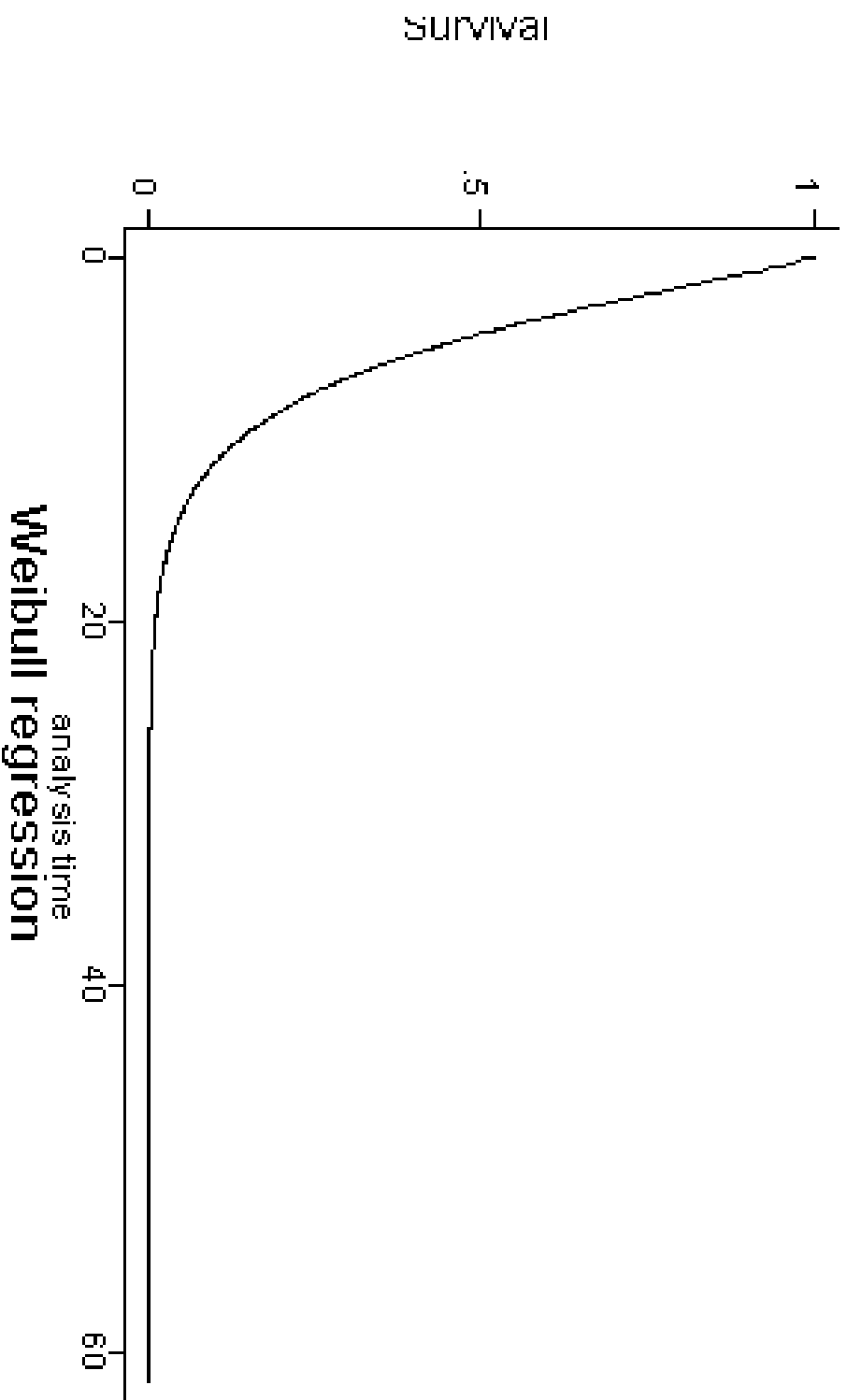
Test auf Richtigkeit der Weibull-Annahme

Überlebensfunktion der Weibull-Verteilung ist $S(t) = \exp(-\gamma t^\alpha)$. Es gilt also:

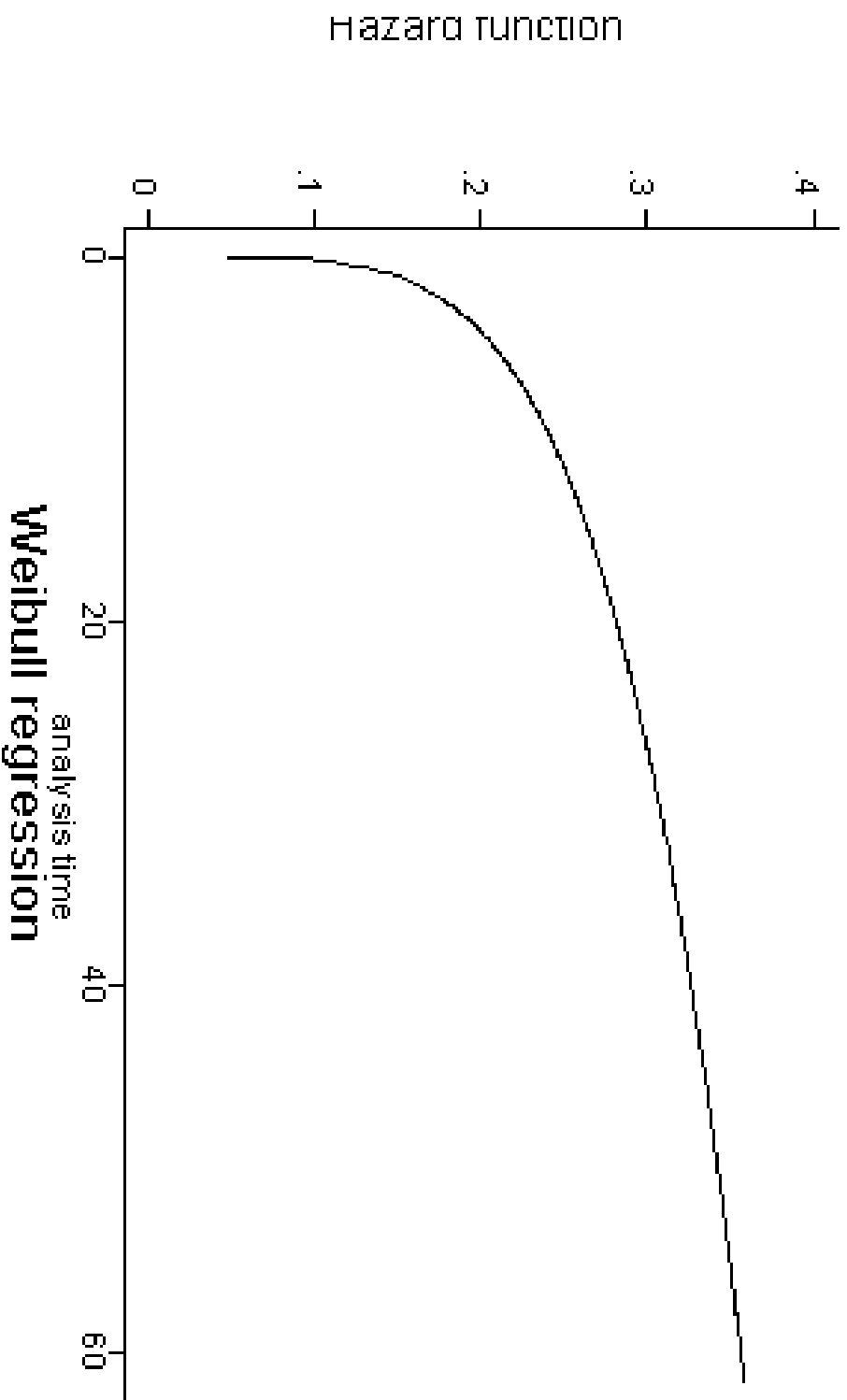
$$-\ln(S(\hat{t})) = \gamma t^\alpha \quad \text{und} \quad \ln(-\ln(S(\hat{t}))) = \ln(\gamma) + \alpha \ln(t)$$



Survival function



Hazard function



Das partial Likelihood Modell

Probleme bei proportional hazard:

- (1.) Zeitunabhängigkeit der Regressoren und
- (2.) Nicht-Identifikation des baseline-hazards.

Probleme bei partial Likelihood:

- (1.) Zeitunabhängigkeit der Regressoren und
- (2.) weder Survival noch Hazardfunktion können berechnet werden.

Die Grundidee

Wenn die Verweildauer gemäß ihrer Länge geordnet sind ($t_1 < t_2 < \dots < t_K$) und es keine 'ties' (Verweildauern gleicher Länge) gibt, dann ist die konditionale Wahrscheinlichkeit dass eine non-trade-intervall l innerhalb der Verweildauer t_l beendet wird:

$$\frac{\lambda(t_l, \mathbf{X}_l, \beta)}{\sum_{i=1}^N \lambda(t_i, \mathbf{X}_i, \beta)},$$

also der Beitrag zu der Wahrscheinlichkeit ist der hazard der kürzesten Verweildauer und der Summe des hazards der Verweildauern der Individuen 'at risk'.

Unter der proportional hazard–Annahme $\lambda(t, \mathbf{X}, \beta) = \phi(\mathbf{X}, \beta) \lambda_0(t)$ ergibt sich:

$$\frac{\phi(\mathbf{X}_l, \beta)}{\sum_{i=1}^N \phi(\mathbf{X}_i, \beta)}.$$

Ergo I: Unter Abwesenheit von Information über den baseline–hazard ist nur die Ordnung der Verweildauern informativ.

Ergo II: Wenn es viele ties gibt, dann habe ich ein Problem! Lösung: Approximation durch Gewichtung einzelner Beobachtungen.

Partial-Likelihood Schätzergebnisse

```

. stcox ln_ums ln_u_2 equ cf anld bhafv verarb bau handel sonstige bases
> (s) nolog nohr mgale(mg) scaledsch(scat*) schoenfeld(sch*)

      failure _d:  ausfall
analysis time _t:  (datum-origin)/365.25
      origin:  time rel action
enter on or after:  time min
exit on or before:  time max
      id:  untern

Cox regression -- Breslow method for ties

No. of subjects =      239      Number of obs =      1175
No. of failures =      292
Time at risk    =  900.7638604

Log likelihood   =  -804.8011      LR chi2(10)    =      127.85
                                      Prob > chi2     =      0.0000

-----+-----
      _t |          Coef.      Std. Err.      z      P>|z|      [95% Conf. Interval]
-----+-----
ln_ums |      .5493707      .9541194      0.576      0.565      -1.320669      2.41941
ln_u_2 |     -.029735      .0421272     -0.706      0.480      -1.123028      .0528328
equ    |     -3.648007      .4953135     -7.365      0.000      -4.618804     -2.677211
cf     |     -1.9776308      .2694619     -3.628      0.000      -1.505767     -.4494951
anld   |     .0096191      .0230791      0.417      0.677      -.0356151     .0548534
bhafv  |     -1.1066157      .1830936     -0.582      0.560      -.4654725     .2522411
verarb |     .0207041      .1799144      0.115      0.908      -.3319217     .3733298
bau    |     .0813702      .258644      0.315      0.753      -.4255628     .5883032
handel |     -.2096001      .2209119     -0.949      0.343      -.6425795     .2233793
sonste |     .0535484      .1733754      0.309      0.757      -.2862612     .3933579

```

Literaturhinweise

Ein guter Übersichtsartikel:

Kiefer, N.M. (1988), “Economic Duration Data and Hazard Functions,” *Journal of Economic Literature* 31, 646–679.

Zwei gute Lehrbücher:

Lancaster, T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge: Cambridge University Press.

Blossfeld, H.-P. und Rohwer, G. (1995), *Techniques of Event History Modeling: New Approaches to Causal Analysis*, Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates.

Weitere mikroökonomische Modelle

Multivariate Probitmodelle: Die Fehlerterme von zwei (bivariate) oder mehr als zwei (multivariate) Probitgleichungen miteinander korreliert sind. Eine getrennte Schätzung würde dann zu konsistenten, aber ineffizienten Koeffizientenschätzungen führen.

Kaiser, U. (1999), New Technologies and the Demand for Heterogeneous Labor: Firm-level Evidence for German Business-related Services, ZEW discussion paper 99-07, erscheint in: Economics of Innovation and New Technology.

Multivariate Probitmodelle mit partieller Beobachtbarkeit: Fehlerterme zweier Gleichungen sind korreliert und die zweite Gleichung kann nur beobachtet werden, wenn bei der ersten Gleichung eine positive Auswahl getroffen wurde. z.B.: Kaiser, U. (1999), Measuring Knowledge Spillovers in Manufacturing and Services: An Empirical Assessment of Alternative Approaches, ZEW discussion paper 99-62.

Beispiel: Ein Kreditausfall kann nur dann beobachtet werden, wenn der Kreditantrag überhaupt angenommen wurde.

Stichprobenselektionsprobleme: Im vorliegenden Datenstz sind tendenziell die 'besseren' Kredite weil nur diese einen Kredit bekommen → bei Berücksichtigung des Selektionsmechanismus unverzerrte Schätzwerte.

Lösung durch Selektionskorrektur oder 'choice-based sampling', also Gewichtung einzelner Beobachtungen mit ihrem relativen Bedeutung in der Grundgesamtheit.

Manski, C.F. und S.R. Lerman (1977), The Estimation of Choice Probabilities from Choice-Based Samples, *Econometrica* 45, 1977-1988.

Boyes, W.J., D.L. Hoffman und S.A. Low (1989), An Econometric Analysis of the Bank Credit Scoring Problem, *Journal of Econometrics* 40, 3-14.

Simultane Probitmodelle: Zwei (oder mehrere) zu analysierende Schtzgleichungen weisen häufig nicht nur eine gemeinsame Korrelationsstruktur der Fehlerterme auf, sondern sind auch direkt voneinander abhängig; ein Endogenitätsproblem tritt auf: Eine Variable X bestimmt die Variable Y und umgekehrt. In solchen Fällen werden die Modellparameter inkonsistent geschätzt. Das gilt sowohl fr Probitmodelle als auch fr das lineare Regressionsmodell.

Ebling, G. und N. Janz (1999), Export and Innovation Activities in the German Service Sector: Empirical Evidence at the Firm Level, ZEW discussion paper 99-53.

Maddala, G.S. (1983), Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Cambridge.

Pohlmeier, W. (1992), On the Simultaneity of Innovations and Market Structure, Empirical Economics 94(1), 71-83.

Pohlmeier, W. und H. Entorf (1990), Employment, Innovation and Export Activity: Evidence from Firm-Level Data, in: J.P. Florens, M. Ivaldi, J.J. Laffont und F. Laisney (Hrsg.), Microeconometrics: Surveys and Applications, Oxford.

Zwei empfehlenswerte Einsteiger–Ökonometrielehrbücher

Pindyck, R.S. und D.L. Rubinfeld (1997), *Econometric Models and Economic Forecasts*, New York: McGraw–Hill.

Verbeek, M. (2000), *A Guide to Modern Econometrics*, New York: John Wiley & Sons.

Weiterführende Lehrbücher

- Greene, W.H. (1997). *Econometric Analysis*. Prentice–Hall.
- Gourieroux, C. (2000). *Econometrics of Qualitative Dependent Variables*. Cambridge University Press.
- Ronning, G. (1991). *Mikroökonomie*. Springer-Verlag.

Zwei — für Ökonometrie — weniger empfehlenswerte Bücher

Backhaus, K., B. Erichson, W. Plinke und R. Weiber (2000). *Multivariate Analysemethoden*, 9. Aufl., Heidelberg: Springer-Verlag.

Eckey, H.-F., R. Kosfeld und C. Dreger (1995). *Ökonometrie*. Gabler.