

## 5. Empirische Analyse der Arbeitslosigkeitsdauer

### Statistische Konzepte der Verweildaueranalyse

Verweildauer  $S$  sei diskrete Zufallsvariable (z.B. Monate)

#### 1. Abgangsrate (*hazard rate*)

$$\varphi(s) = P(S = s | S > s - 1)$$

Wahrscheinlichkeit, Arbeitslosigkeit im Monat  $s$  zu verlassen, gegeben die Arbeitslosigkeit hat bereits  $s - 1$  Monate gedauert

#### 2. Übergangsrate (*transition rate*)

$$\varphi_j(s) = P(S = s, J = j | S > s - 1)$$

Wahrscheinlichkeit, im Monat  $s$  aus Arbeitslosigkeit in einen anderen Zustand  $j$  (Job, Training, Nicht-Partizipation) (= **competing risks**) zu wechseln, gegeben Arbeitslosigkeit hat bereits  $s - 1$  Monate gedauert

#### 3. Überlebenswahrscheinlichkeit (*survival probability*)

$$\pi(s) = \prod_{t=1}^s (1 - \varphi(t))$$

Wahrscheinlichkeit, nach  $s$  Wochen noch arbeitslos zu sein

## Deskriptive Statistiken in der Verweildaueranalyse

$n$  – Stichprobenteilnehmer

$s_i$  – Monat der Beendigung der Arbeitslosigkeit durch Individuum  $i$

$j_i$  – Arbeitsmarktzustand nach Beendigung der Arbeitslosigkeit

### Definitionen:

Anzahl der Stichprobenmitglieder, die

$d_s$  – im Intervall  $[s, s + 1[$  Arbeitslosigkeit verlassen

$d_{sj}$  – im Intervall  $[s, s + 1[$  in Zustand  $j$  wechseln

$n_s$  – am Beginn des Intervalls  $[s, s + 1[$  arbeitslos sind  
(*population at risk*)

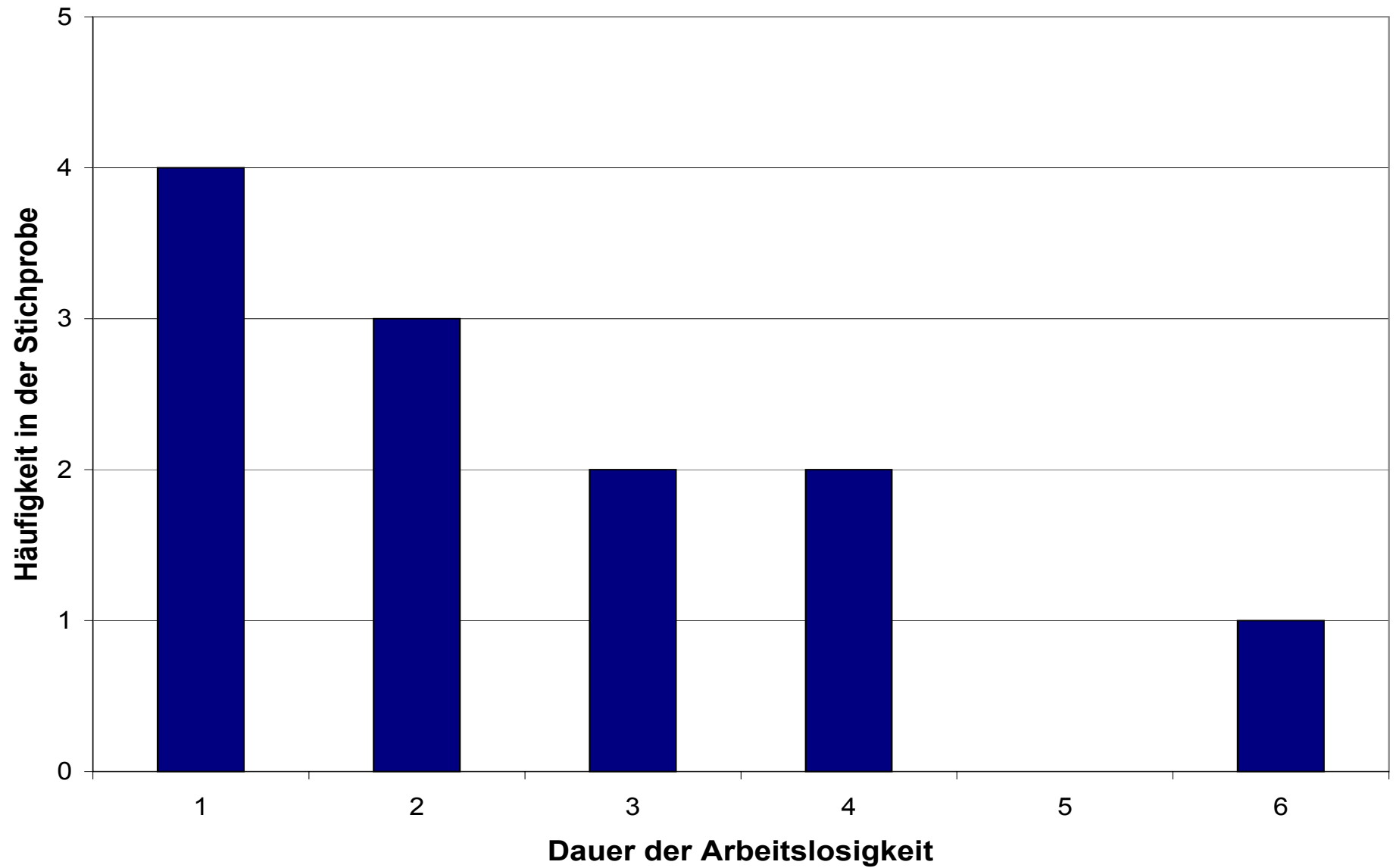
⇒ Nicht-parametrische Schätzer:(Kaplan-Meier-Schätzer)

$\hat{\varphi}_j(s) = \frac{d_{sj}}{n_s}$  Übergangsfunktion

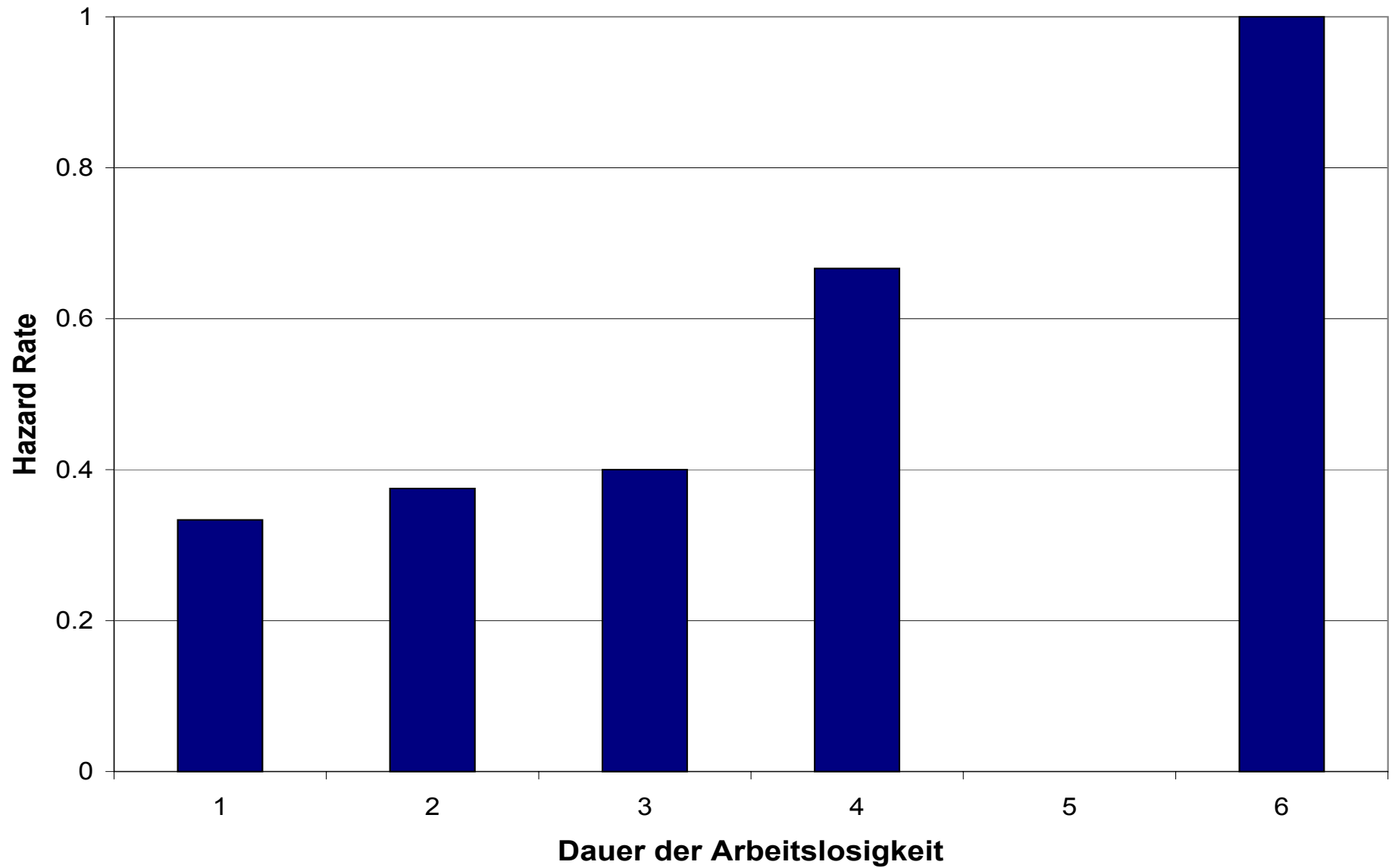
$\hat{\varphi}(s) = \frac{d_s}{n_s} = \sum_j \hat{\varphi}_j(s)$  hazard-Funktion

$\hat{\pi}(s) = \prod_{t=1}^s (1 - \hat{\varphi}(t)) = \prod_{t=1}^s (1 - \frac{d_t}{n_t})$  Überlebensfunktion

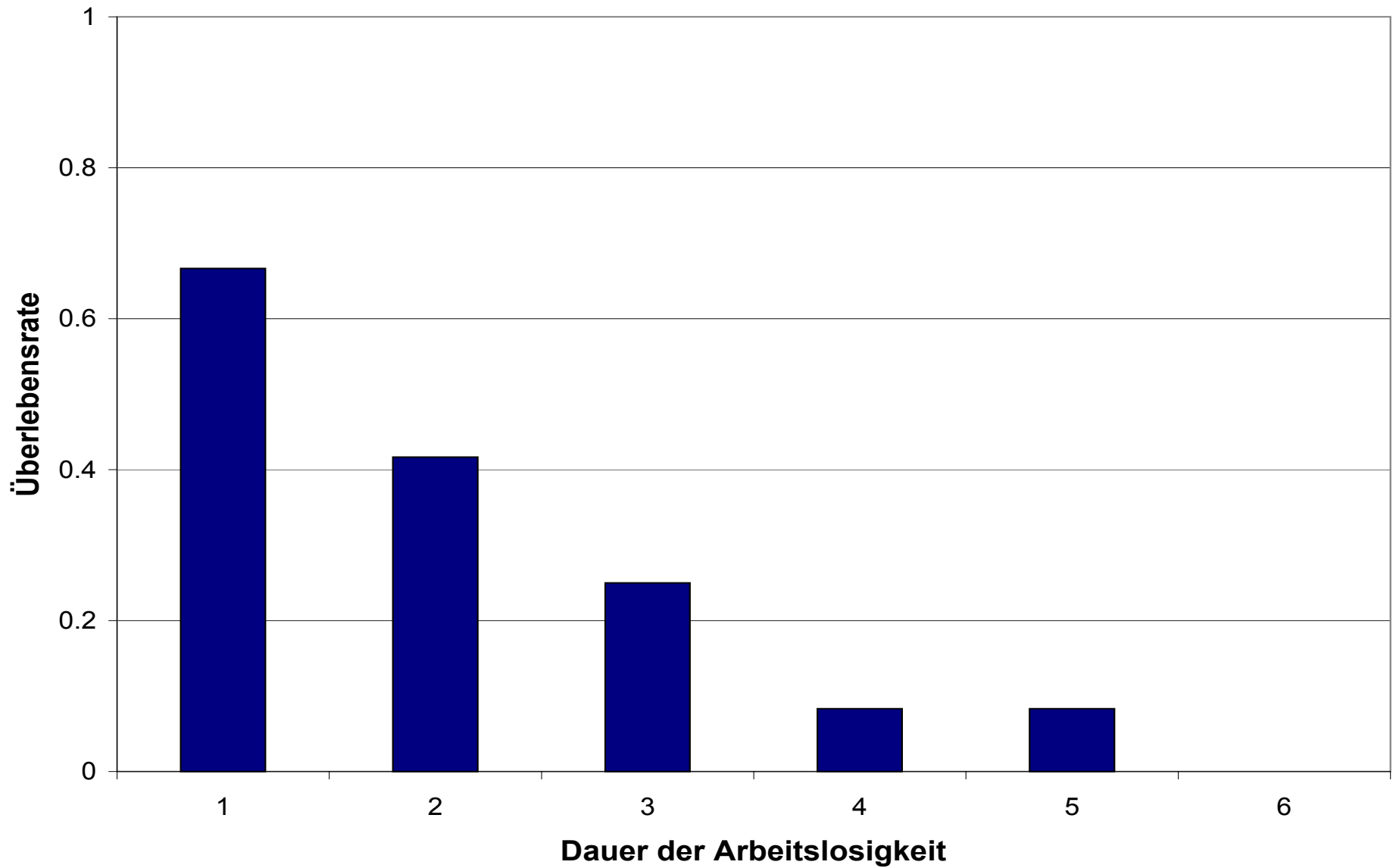
# Beispiel: Verteilung der Arbeitslosigkeitsdauer in Stichprobe



# Kaplan-Meier-Schätzer: Hazard-Funktion



# Kaplan-Meier-Schätzer: Überlebensfunktion



# Ökonometrische Modellierung

## Anwendbarkeit der nicht-parametrischen Schätzer?

Grafische Darstellung von Abgangs- und Überlebensraten für verschiedene Typen von Individuen, z.B. nach

- Geschlecht, Alter
- potenzieller Anspruchsdauer auf Arbeitslosenunterstützung

Für tiefer gehende Analyse ist dieser Ansatz aber ungeeignet

## ⇒ Ökonometrische Modelle

- in reduzierter Form, d.h. statistische Analyse von Verweildauern ohne direkten Bezug zum ökonomischem Suchmodell

Problem: Lohnangebote und Reservationslöhne sind nicht beobachtbar, sondern lediglich die Verteilung der *bezahlten* Löhne ⇒ nicht-testbare Annahmen über den nicht beobachteten Teil der Verteilung erforderlich

- struktureller Form, d.h. Schätzung der strukturellen Gleichungen eines (Gleichgewichts)-Suchmodells zur Erklärung der Dauer der Arbeitslosigkeit **und** der Löhne

## Ökonometrische Modellierung

Zentrales Element ist erneut die *hazard*-Funktion, diesmal in stetiger Zeit  $t$ :

$$\varphi(t) = P(t \leq T < t + dt | T \geq t) = \frac{P(t \leq T < t + dt)}{P(T \geq t)} = \frac{f(t)}{1 - F(t)}$$

Die individuelle Dauer der Arbeitslosigkeitsspanne ist vollständig durch die Verteilungsfunktion  $F(t)$  charakterisiert. Sie gibt an, mit welcher Wahrscheinlichkeit eine neu begonnenen Arbeitslosigkeitsspanne weniger lange als  $t$  dauert.

Beachte: Überlebensfunktion:  $1 - F(t)$

positive Dauerabhängigkeit:  $\frac{\partial \varphi(t)}{\partial t} > 0$

negative Dauerabhängigkeit:  $\frac{\partial \varphi(t)}{\partial t} < 0$

⇒ Nach Annahme eines Verteilungstyps  $F(t)$  können anhand der für die Verteilung geschätzten Parameter Hypothesen hinsichtlich der Dauerabhängigkeit der Arbeitslosigkeit getestet werden

# Schätzung von Verweildauermodellen

## Übliche Verteilungsfunktionen in Verweildauermodellen

Verteilung	$f(t)$	$1 - F(t)$	$\varphi(t)$	$\frac{\partial \varphi(t)}{\partial t}$
Exponential	$\gamma \exp(-\gamma t)$	$\exp(-\gamma t)$	$\gamma$	konstant
Weibull	$\gamma \alpha t^{\alpha-1} \exp(-\gamma t^\alpha)$	$\exp(-\gamma t^\alpha)$	$\gamma \alpha t^{\alpha-1}$	$\alpha > 1 \Leftrightarrow \varphi_t > 0$ $\alpha < 1 \Leftrightarrow \varphi_t < 0$
Log-logistisch	$\frac{\gamma \alpha t^{\alpha-1}}{(1+\gamma t^\alpha)^2}$	$\frac{1}{1+\gamma t^\alpha}$	$\frac{\gamma \alpha t^{\alpha-1}}{1+\gamma t^\alpha}$	$\alpha > 1 \Leftrightarrow \varphi_t > 0 \xrightarrow{t \uparrow} < 0$ $\alpha < 1 \Leftrightarrow \varphi_t < 0$

Die Wahl der Verteilung legt fest, wie flexibel das empirische Modell hinsichtlich der Dauerabhängigkeit der Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit ist.

Schätzung: Maximierung der Likelihood-Funktion

$$\max_{\theta} L(\theta, t_i) = \prod_{i=1}^n f(\theta, t_i)$$



## Beispiel: Exponentialverteilung

$$\ln L(\gamma, t_i) = \ln \prod_{i=1}^n f(\gamma, t_i) = \sum_{i=1}^n \ln f(\gamma, t_i) = \sum_{i=1}^n \ln \gamma - \gamma \sum_{i=1}^n t_i$$

$$\Rightarrow \frac{\partial \ln L(\gamma, t_i)}{\partial \gamma} = \sum_{i=1}^n \frac{1}{\gamma} - \sum_{i=1}^n t_i = \frac{n}{\gamma} - \sum_{i=1}^n t_i \stackrel{!}{=} 0$$

$$\Rightarrow \hat{\gamma}_{ML} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n t_i} = \hat{\varphi}_{ML}$$

### Praktische Schwierigkeit: Zensierte Beobachtungen

Im Normalfall wird nicht die komplette Arbeitslosigkeitsspanne beobachtet, weil einige Individuen

- am Beginn der Beobachtungsspanne bereits arbeitslos sind
- am Ende der Beobachtungsspanne noch arbeitslos sind

Für zensierte Beobachtungen zeigt Stichprobe nur die Wahrscheinlichkeit, dass Arbeitslosigkeit *mindestens*  $t_i$  dauert:  $P(T \geq t_i) = 1 - F(t)$

## Schätzung mit zensierten Beobachtungen

⇒ log Likelihood-Funktion

$$\ln L(\theta, t_i) = \sum_{i=1}^n c_i \ln f(\theta, t_i) + \sum_{i=1}^n (1 - c_i) \ln(1 - F(\theta, t_i))$$

mit  $c_i = 0$  falls Beobachtung zensiert und  $c_i = 1$  falls unzensiert

### Beispiel Exponentialverteilung

$$\ln L(\gamma, t_i) = \sum_{i=1}^n c_i (\ln \gamma - \gamma t_i) + \sum_{i=1}^n (1 - c_i) \gamma t_i = \sum_{i=1}^n c_i \ln \gamma - \gamma \sum_{i=1}^n t_i$$

$$\Rightarrow \hat{\gamma}_{ML} = \frac{\sum_{i=1}^n c_i}{\sum_{i=1}^n t_i}$$

Ohne Berücksichtigung der Zensierung wird *hazard*-Rate überschätzt:

$$\hat{\varphi}_{ML} = \hat{\gamma}_{ML} < \frac{n}{\sum_{i=1}^n t_i}$$

## Bedeutung der Verteilungsannahme

Geschätzte Parameter alternativer Verweildauermodelle

	Exponential	Weibull	Log-logistisch
$\gamma$	0.0629	0.0105	0.0120
$\alpha$	–	1.6818	2.1163

Quelle: Bonnal et al., 1999

- Bei Verwendung der Exponentialverteilung zeigt das empirische Modell nicht, dass tatsächlich positive Dauerabhängigkeit  $\alpha > 1$  vorliegt
- Bei Verwendung der Weibull-Verteilung zeigt das empirische Modell nicht, dass die Dauerabhängigkeit nicht monoton ist

## Erklärende Variablen

Bisheriges Modell fasst lediglich die Entwicklung der Arbeitslosigkeit in der Stichprobe als dynamischen Prozess zusammen

Im Regelfall möchte man zusätzlich erklärende Variablen berücksichtigen

- Höhe der Arbeitslosenunterstützung
- Arbeitsmarktbedingungen (Arbeitslosenrate ...)
- individuelle Charakteristika: Alter, Ausbildung, Geschlecht, ...

Diese Faktoren sind *exogen*, aber nicht notwendigerweise zeitinvariant:

$$\varphi = \varphi(t, x(t), \theta)$$

Standardmodell: *Cox-Proportional Hazard-Modell*

$$\varphi(t, x, \theta) = \underbrace{\rho(x, \theta_x)}_{\text{Skalierungsfaktor}} \times \underbrace{\varphi_0(t, \theta_0)}_{\text{baseline hazard}}$$

vereinfachende Annahme:  $x(t) = x$

## Spezifikation mit erklärenden Variablen

**baseline hazard:** eigentlicher dynamischer Prozess, Verteilungsannahmen wie oben (z.B. Weibull  $\Rightarrow \theta_o = (\alpha, \gamma)$ )

**Skalierungsfaktor:** Effekt der erklärenden Variablen ist proportionale - zeitinvariante - Veränderung des für alle Individuen identischen *baseline hazards*

Häufiger Skalierungsfaktor:  $\rho(x, \theta_x) = \exp(x_i \theta_x) \Rightarrow \frac{\partial \ln \varphi(t, x, \theta)}{\partial x} = \theta_x$

D.h., bei logarithmierten Variablen  $x$  ist der geschätzte Parameter  $\hat{\theta}_x$  als Elastizität der (bedingten) Wahrscheinlichkeit, die Arbeitslosigkeit zu Verlassen, hinsichtlich der erklärenden Variablen

### Unbeobachtete Heterogenität

Im linearen Regressionsmodell führen unbeobachtete Einflussvariablen nur dann zu einer Verzerrung der geschätzten Parameter der beobachteten Einflussvariablen, wenn die unbeobachtete Variable mit der beobachteten Variable korreliert ist

In Verweildauermodellen führt unbeobachtete Heterogenität zu negativer Dauerabhängigkeit ( $\Rightarrow$  Verzerrung von  $\hat{\theta}_o$ ) selbst dann, wenn unbeobachtete und beobachtete erklärende Variable unkorreliert sind

Abhilfe: *Mixed Proportional Hazard-Modell*  $\varphi(t, x, \theta) = \rho(x, \theta_x) \varphi_o(t, \theta_o) \nu$

## 5.2 Empirische Ergebnisse

Steiner, Viktor (1997), Extended Benefit-Entitlement Periods and the Duration of Unemployment in West Germany, ZEW Discussion-Paper No. 97-14, Mannheim

### Ziele der Untersuchung

- Effekt der Höhe der Arbeitslosenunterstützung auf Abgangsraten?
- Effekt der zeitlichen Begrenzung von Arbeitslosengeld auf Abgangsraten?

### Competing Risks

- Abgang in Beschäftigung
- Abgang in Nichtpartizipation

## Ergebnisse – Steiner (1997)

### Übergangsraten in Beschäftigung

- *disincentive effect*:  
Männer: nicht signifikant  
Frauen: hoch signifikant und positiv (!)
- *entitlement effect*:  
Männer: Übergangsraten umso kleiner, je kürzer verbleibende Dauer von Arbeitslosengeld, aber Zunahme nach Auslaufen des Arbeitslosengelds  
Frauen: keine signifikanten Effekte

### Übergangsraten in Nichtpartizipation (für Frauen)

- *disincentive effect*: nicht signifikant
- *entitlement effect*: Übergangsraten steigen signifikant, je kürzer der verbleibende Anspruch auf Arbeitslosengeld

# Determinanten des Dauer der Arbeitslosigkeit

## 1. Erklärte Variable: Reservationslohn – Erklärende Variable: $b$

	Land	Elastizität
Lynch (1983)	Großbritannien (Jugendliche)	0.08-0.11
Holzer (1986)	Vereinigte Staaten (Jugendliche)	0.018-0.049
van den Berg (1990)	Niederlande (30-55 Jahre)	0.04-0.09

⇒ positiver, aber geringer Einfluss des Einkommens bei Arbeitslosigkeit auf den selbst angegebenen Reservationslohn ⇔ längere Dauer der Arbeitslosigkeit (falls Angaben zu Reservationslohn zuverlässig sind!)

## 2. Erklärte Variable: Dauer der AL – Erklärende Variable: $b$

	Land	Elastizität	
		von $b$	von Dauer von $b$
Narendranathan et al (1985)	Großbritannien	0.08-0.65	
Moffit (1985)	Vereinigte Staaten		0.16-0.36
Meyer (1990)	Vereinigte Staaten		0.60-0.88

⇒ negativer, aber geringer Anreizeffekt



## Berechtigungseffekte

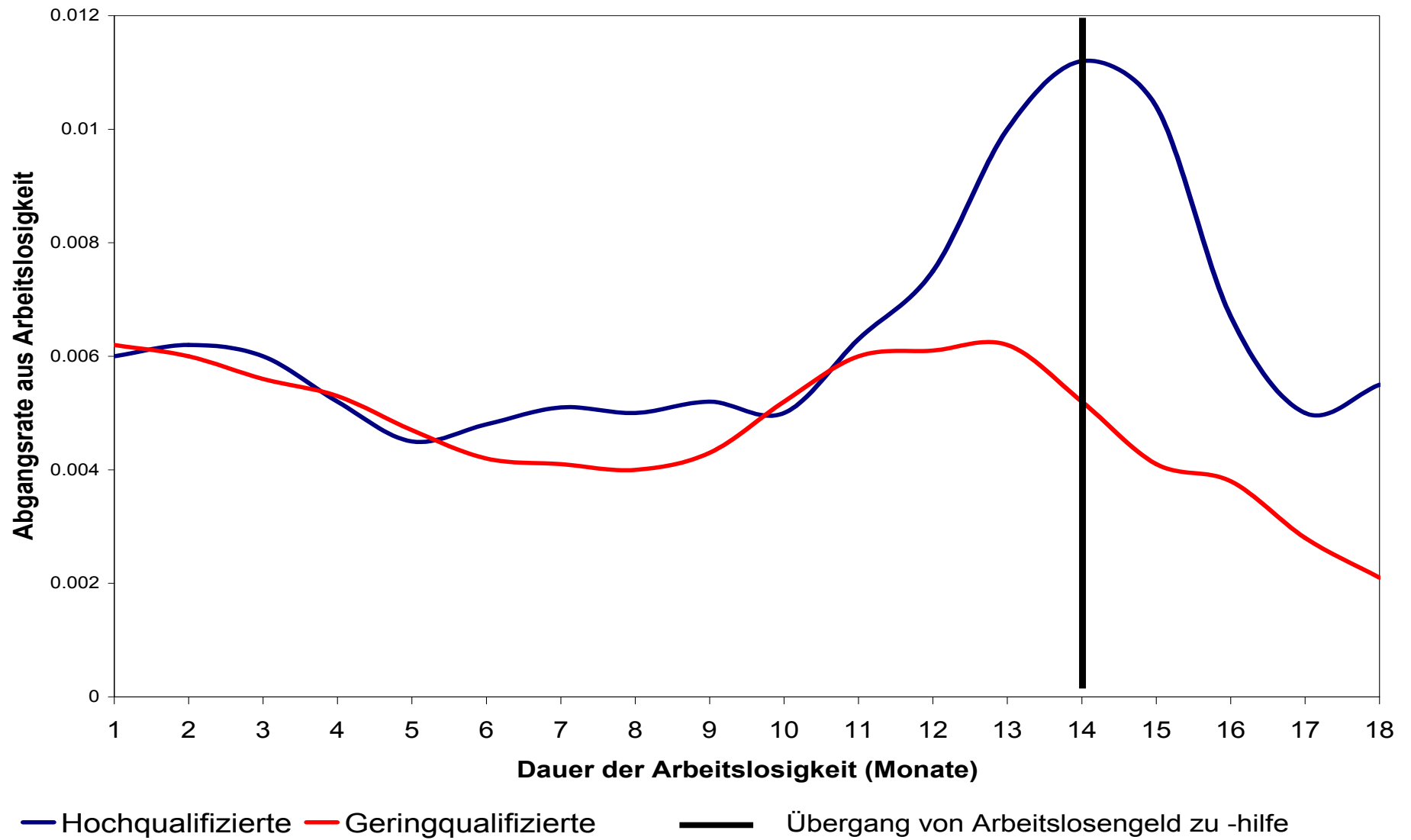
Einige empirische Studien stellen Dauerabhängigkeit der Elastizität der Abgangsraten von Arbeitslosigkeit hinsichtlich der Höhe der Arbeitslosenunterstützung fest

⇒ Evidenz für Berechtigungseffekte

Beispiel: Frankreich (Dormont et al., 2001)

- Übergang von Arbeitslosengeld zu Arbeitslosenhilfe nach 14 Monaten der Arbeitslosigkeit  
Lohnersatzrate (*replacement rate*) fällt von 57-75% des *früheren Einkommens* auf 60% des staatlich fixierten monatlichen *Mindestlohns*
- Übergangsraten steigen bei Annäherung an diese Grenze
- Effekt bei Hochqualifizierten stärker ausgeprägt
  - bessere Jobchancen ⇒ strategisches Verhalten leichter
  - Einkommensverlust an der Monatsgrenze im Durchschnitt höher

# Berechtigungseffekte (entitlement effects)



Quelle: Dormont et al. 2001

## Ablehnung von Lohnofferten?

Ein andere empirische Strategie, den Reservationslohn festzustellen, ist Untersuchung der Häufigkeit der Ablehnung von Arbeitsplatzofferten

Aus niedriger Ablehnungsquote kann man schließen, dass der Reservationslohn keinen großen Teil der Lohnverteilung abschneidet

	Land	Annahmewahrscheinlichkeit von Lohnofferten
Devine (1988)	Vereinigte Staaten	0.91-1.0
Wolpin (1987)	Vereinigte Staaten	0.88
van den Berg (1990)	Niederlande	0.89-1.0

⇒ Reservationslohn liegt nahe an der Untergrenze der Lohnverteilung in der Volkswirtschaft

⇒ Bestätigung einer Hypothese des gleichgewichtigen Suchmodells!

# Politische Einflussmöglichkeiten

Hilfe bei der Arbeitssuche (*counseling*)

## Soziale Experimente in Vereinigten Staaten

Soziales Experiment = Zufallsauswahl der Teilnehmer einer Maßnahme (= *treatment group*) aus einer Gruppe von möglichen Teilnehmern; nicht ausgewählte Teilnehmer bilden Kontrollgruppe (*control group*)

Evaluationsstrategie: Vergleich des Durchschnittswerts einer *Erfolgsvariablen* für Maßnahmenteilnehmer und Nichtteilnehmer

Experiment	Dauer der Arbeitslosigkeit (treated - controls)
Nevada (1988-89)	-1.60 (0.30)
Minnesota (1988-90)	-4.32 (0.16)

Standardfehler in Klammern

Quelle: Meyer 1995

Politik wirkt positiv und ist *effizient* (=Kosten kleiner als eingesparte Transfers), aber: Effekt des *Counseling* ist schwer von Effekt der Überwachung der Suche zu trennen

## Kontrolle der Suchanstrengungen

Effekte generell schwierig zu messen, weil die tatsächlichen Suchanstrengungen des Arbeitslosen nicht beobachtbar

van den Berg et al. (2001):

- Niederlande: Sanktionen für Arbeitslose, die nicht bestimmten Regeln für Bewerbungen folgen
- Ergebnis: zweiwöchige 20%ige Kürzung der Transfers verdoppelt die Abgangsrate aus Arbeitslosigkeit bei sanktionierten Individuen
- Problem: *Counseling*-Effekt und Kontrolleffekt nicht getrennt (Counseling führt bei nicht Sanktionierten zu höherer Abgangsrate)

Ashenfelter et al. (2000):

- Soziales Experiment in USA – Zufallsauswahl dreier Gruppen:  
Kontrollgruppe  
Maßnahme: bei erstem Kontakt mit Arbeitsamt Ankündigung einer Sanktion bei nicht ernsthafter Suche, beim zweiten Kontakt  
in Gruppe 1: Kontrolle des Suchverhaltens, Sanktion bei Fehlverhalten  
in Gruppe 2: keine Kontrolle, keine Sanktion
- Ergebnisse:  
Unterschiede der Abgangsraten zwischen beiden Maßnahmengruppen insignifikant  
Kontrollkosten in Maßnahmengruppe 1 höher als Einsparungen durch Sanktion

## Fazit der empirischen Ergebnisse

- Reservationslohn und durchschnittliche Dauer der Arbeitslosigkeit sind positiv mit dem *Niveau* der Arbeitslosenunterstützung korreliert, Zusammenhang ist aber schwach
- Da Arbeitslose nahezu jedes Stellenangebot akzeptieren, wird Dauer der Arbeitslosigkeit entscheidend von der Häufigkeit der Angebote ( $\lambda$ ) determiniert
- Eine Arbeitslosenversicherung beeinflusst  $\lambda$  über Suchintensität und -effektivität der Arbeitslosen; Hilfe und Beratung bei der Arbeitssuche verkürzen Arbeitslosigkeit tendenziell effizienter als Kontrolle und Sanktionierung