

RATIONAL CHOICE: THEORY AND EMPIRICAL APPLICATIONS

Incentive or Increased Contributions?

Has the Praxisgebühr Succeeded in Reducing
the Number of Consultations?

Thomas Wimmer

2006

Einige Informationen zur Praxisgebühr:

- Bei der **Praxisgebühr** handelt es sich um eine Zuzahlung in Höhe von 10 €, die Versicherte in der gesetzlichen Krankenversicherung (GKV) bei Arztbesuchen leisten müssen. Gesetzliche Grundlage ist das Gesetz zur Modernisierung der GKV vom 14. November 2003 (§ 28 Abs. 4 des SGB V und § 61 Satz 2 SGB V).
- Durch die Einführung der Praxisgebühr sollte die **Eigenverantwortung der Versicherten** gestärkt werden (moralisches Risiko); gleichzeitig sollte so aber auch willkürlichen „Selbstüberweisungen“ der Versicherten entgegengewirkt werden, da Fachärzte meist teurer als der Hausarzt sind.
Ausschlaggebender Grund für die Einführung der Praxisgebühr ist jedoch die kurzfristige Entlastung der GKV gewesen.

Ausnahmen und Feinheiten der Regelung (I):

- In der Regel wird die Praxisgebühr **beim ersten Arztkontakt pro Quartal** entrichtet, wobei weitere Arztbesuche innerhalb derselben „Behandlungsklasse“ dann bei einer Überweisung durch den Arzt, bei dem die Praxisgebühr entrichtet wurde, „kostenfrei“ sind. Aufgrund dieser „Behandlungsklassen“ kann beispielsweise keine Überweisung vom Hautarzt zum Zahnarzt erfolgen.
- Aufgrund der späteren Einführung der Quartalsregelung (am 1. Juli 2004) wurde die Praxisgebühr in der Anfangsphase nicht pro Quartal, sondern pro Arztbesuch erhoben.

Ausnahmen und Feinheiten der Regelung (II):

- Ausgenommen von dieser Regelung sind **nicht-volljährige Versicherte** der GKV sowie **Privatpatienten, Anspruchsberechtigte der freien Heilfürsorge** (z. B. Polizisten und Zivildienstleistende) und **Mitglieder der Postbeamtenkrankenkasse**. Beihilfeberechtigten Privatpatienten (z. B. Lehrer und Universitätsprofessoren) werden jedoch bei vielen Dienstherrn 40 € von den beihilfefähigen Aufwendungen abgezogen (Kostendämpfungspauschale), auch wenn nur ein einziger Arztbesuch pro Jahr erfolgt.

Ausnahmen und Feinheiten der Regelung (III):

- Bei **Vorsorgeuntersuchungen**, die das Gesetz regelt (z. B. Zahnarztprophylaxe und Vorsorge während der Schwangerschaft) sowie privaten Zusatzleistungen des Arztes (z. B. Altersfleckenentfernung), aber auch bei Arbeits- und Schulunfällen muss keine Praxisgebühr entrichtet werden. Außerdem kann sich jeder Versicherte, sobald seine Selbstbeteiligung (also auch Arzneimittelzuzahlungen usw.) während eines Jahres 2 % seines Bruttoeinkommens (bei chronisch Kranken: 1 %) überschreitet, von weiteren Zuzahlungen, und damit auch von der Praxisgebühr, befreien lassen.

Folgen und Erfahrungen:

- Vom 19. April 2001 bis zum 30. April 2003 wurde in Österreich ein ähnliches Modell, die **Ambulanzgebühr**, praktiziert. Grund für die Aufhebung waren u. a. die der Ambulanzgebühr zugeschriebene Wirkung, notwendige Arztbesuche sozial schwacher Patienten zu verhindern sowie der hohe Verwaltungsaufwand.
- Seit 2004 beklagen insbesondere Fachärzte einen drastischen Rückgang der Patientenzahlen (um etwa 10 bis 15 %), während die Zahl der Überweisungen deutlich angestiegen ist (um etwa 40 %).

Einige Hypothesen:

- Da anzunehmen ist, dass Arztbesuche nicht grundlos erfolgen, sind keine Verhaltensänderungen der Betroffenen zu erwarten (da man sich gegen Schnupfen nicht schützen kann, liegt keine Situation moralischen Risikos vor).
- Aufgrund der Praxisgebühr ist eine Verringerung der Arztbesuche der oben genannten Zielgruppe zu erwarten, während diejenigen, die von der Praxisgebührregelung ausgenommen sind, ihr Verhalten nicht ändern werden.
- Verstärkt sollte sich dieser Effekt dann bei Personen mit geringem Einkommen nachweisen lassen (abnehmender Grenznutzen des Vermögens).

Empirische Evidenz zur Praxisgebühr (vgl. Grabka et al., 2006):

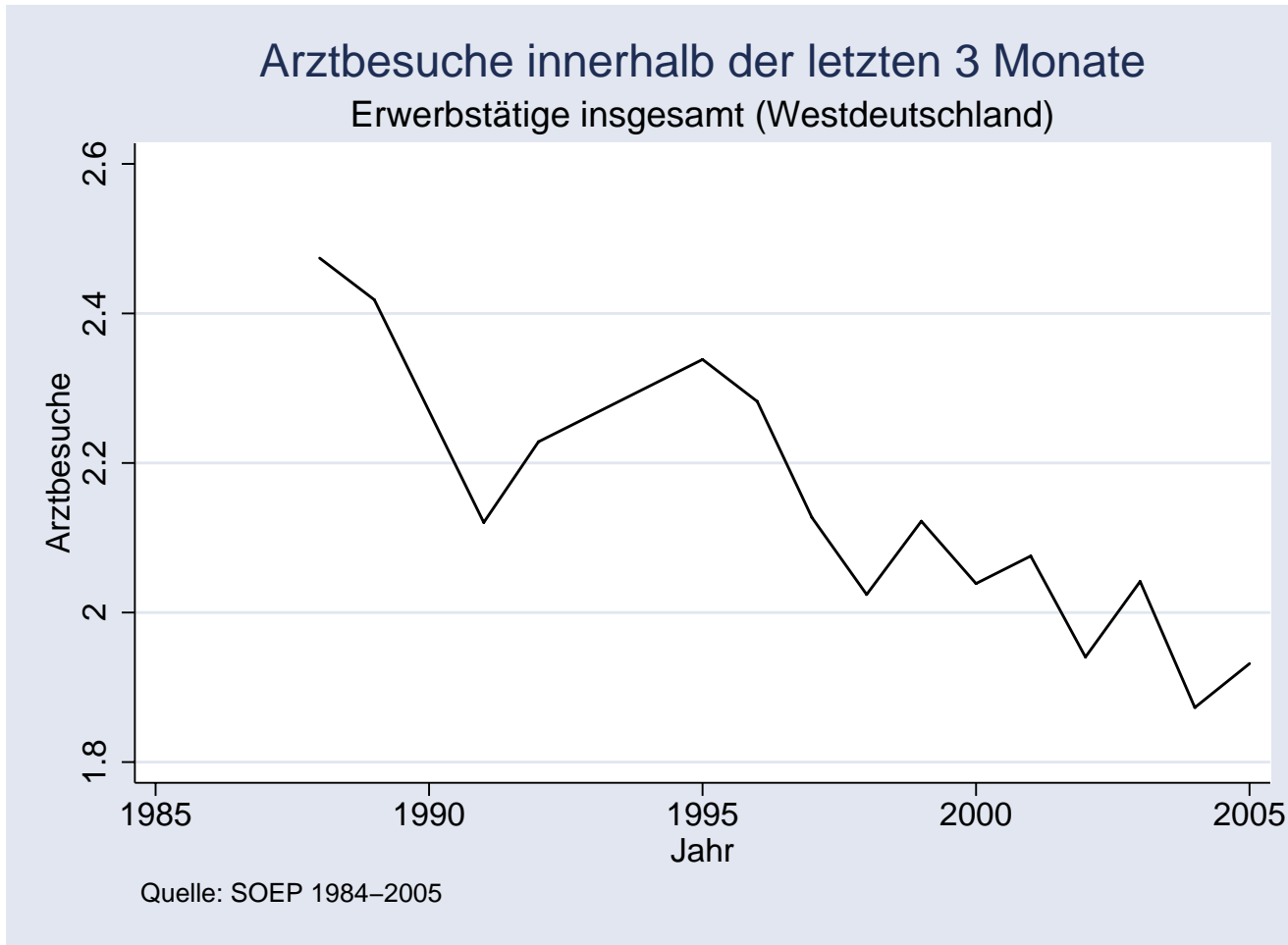
- Aus den Aggregatdaten lässt sich ein „signifikanter“ Rückgang der Arztbesuche von 2003 auf 2004 entnehmen. Besonders ausgeprägt ist dieser Rückgang, wenn man die Subpopulation der Personen mit mindestens einem Arztkontakt betrachtet.
- Zwei Logit-Modelle (Vermeidung eines Arztbesuchs in 2004 und weniger Arztbesuche als im Vorjahr) lassen darauf schließen, dass insbesondere der Gesundheitszustand im Vorjahr und die Anzahl der Arztbesuche im Vorjahr wichtige erklärende Variablen darstellen.
- Keine signifikanten Effekte konnten dagegen für Einkommensvariablen (kategorial und Differenzen zum Vorjahr) und „Mitglied der GKV“ berichtet werden.

Meine Fragestellung (I):

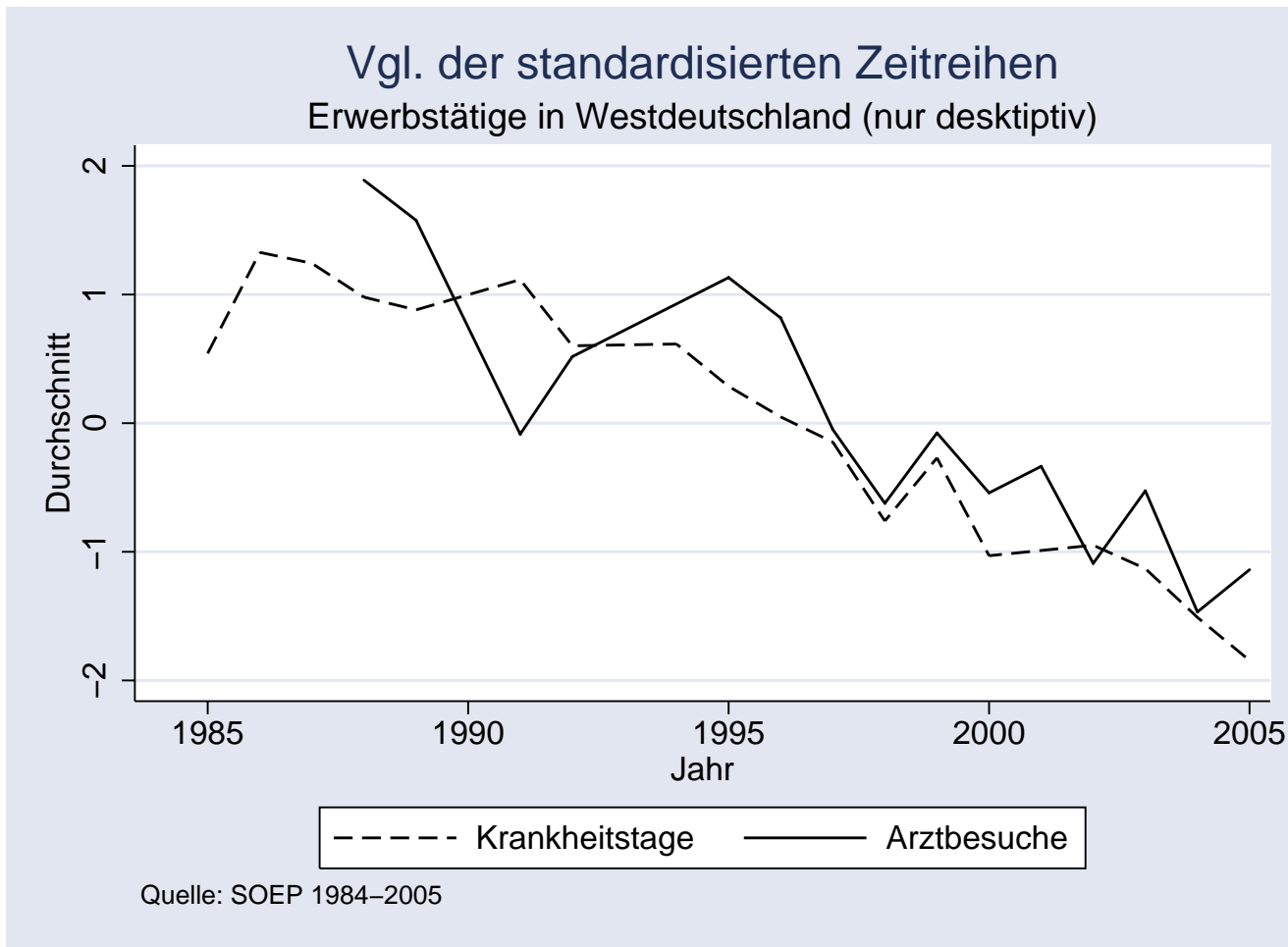
- Da ein „signifikanter“ Rückgang der Arztbesuche von 2003 auf 2004 die Stationarität der betrachteten Zeitreihe (Erwartungswert und Varianz der Zeitreihe verändern sich nicht mit der Zeit) voraussetzt, gilt es zuerst diese implizite Annahme zu überprüfen.
- Aufgrund des oben genannten signifikanten Effekts der Arztbesuche im Vorjahr sind unbeobachtete, aber zeitkonstante Effekte auf Personenebene nicht ausgeschlossen. Um diese Vermutung zu überprüfen, werden die Ergebnisse unterschiedlicher Regressionsmodelle für Paneldaten – erklärt werden soll dabei die Anzahl der Arztbesuche – miteinander verglichen.

Meine Fragestellung (II):

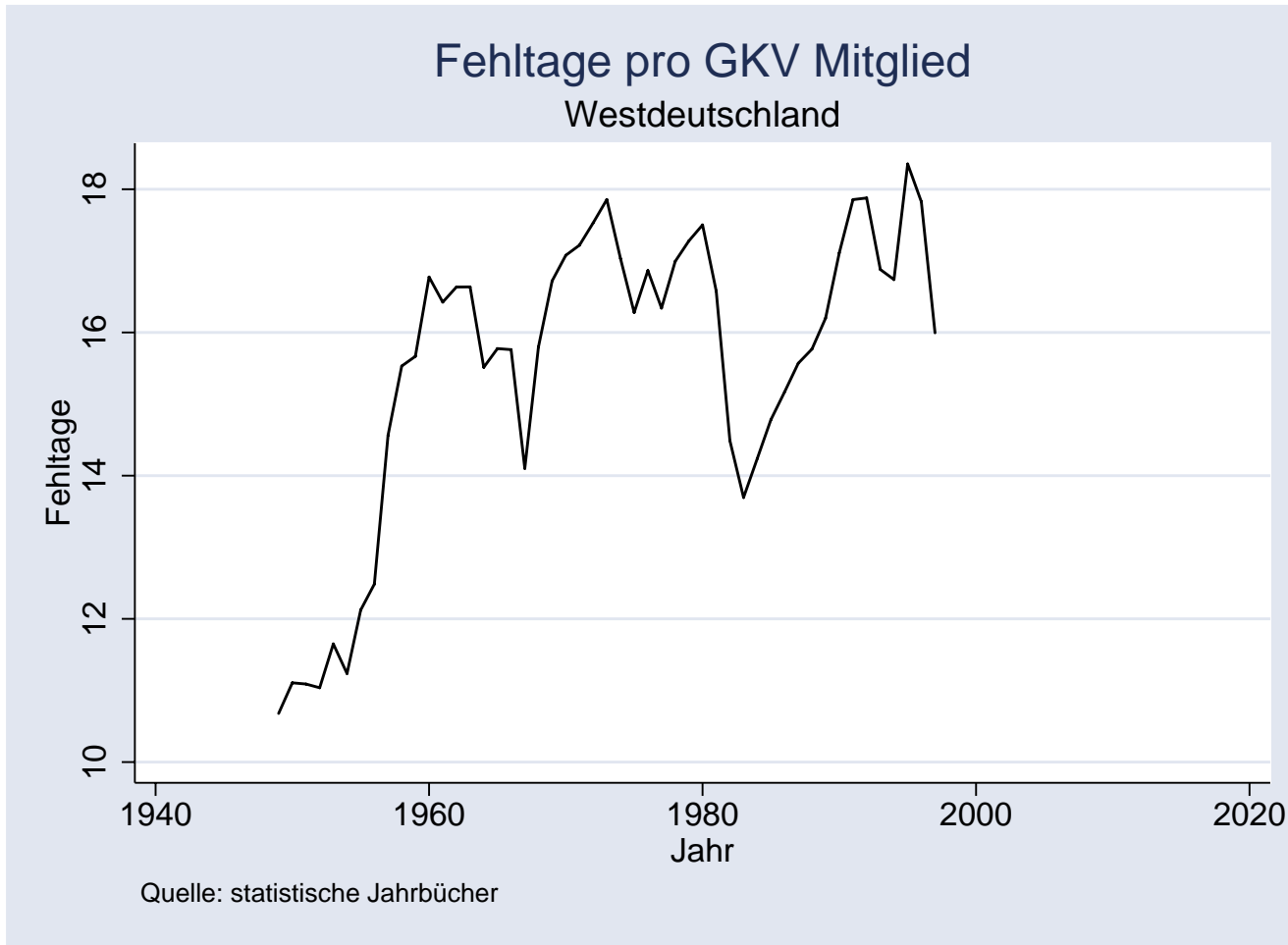
- Innerhalb eines korrekt spezifizierten Zähldatenmodells können dann auch die oben genannten Hypothesen überprüft werden.



STATA



STATA



STATA

Test auf Einheitswurzel:

Augmented Dickey-Fuller test for unit root Number of obs = 44

Test Statistic	---- Interpolated Dickey-Fuller ---			
	1% Critical Value	5% Critical Value	10% Critical Value	
Z(t)	-2.518	-4.205	-3.524	-3.194

* MacKinnon approximate p-value for Z(t) = 0.3199

Nullhypothese: Es liegt eine Einheitswurzel vor

(technisch ausgedrückt: mindestens ein Eigenwert der Übergangsmatrix in der Zustands-Raum-Darstellung liegt auf oder außerhalb des komplexen Einheitskreises).

Zählmodellen für Paneldaten (I):

- Ganz allgemein wird bei der Poisson-Regression eine bedingte Poisson-Verteilung der Residuen unterstellt, wobei Erwartungswert und Varianz dieser bedingten Verteilung deterministisch durch ein lineares Modell der Form $\log(\lambda) = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}$ spezifiziert werden.
- Aufgrund dieser Spezifikation können die geschätzten Parameter einer Poisson-Regression so interpretiert werden, als ob in einem linearen Modell eine logarithmierte abhängige Variable verwendet worden wäre, oder ganz einfach: wenn das Alter um ein Jahr steigt, so verändert sich die Anzahl der Arztbesuche um $100 \times \beta_{\text{Alter}}\%$ (gilt jedoch nur für kleine Δx_j).

Zählmodellen für Paneldaten (II):

- Da die restriktive Poisson-Annahme, $Var(y | \mathbf{X}) = E(y | \mathbf{X}) = \lambda$, in den wenigsten Fällen zutreffen dürfte, spricht man bei der Schätzung auch von einer Quasi-Maximum Likelihood-Schätzung (QMLE), die, wie sich zeigen lässt, selbst dann konsistente Schätzer liefert, wenn es sich bei der wahren Verteilung nicht um eine Poisson-Verteilung handelt.
- Was die Übertragbarkeit eines derartigen Modells auf Paneldaten betrifft, so stellt sich die Frage, in welcher Form unbeobachtete Effekte den bedingten Erwartungswert beeinflussen sollten (im linearen Kontext entsprechen die unbeobachteten Effekte einem separaten Niveauparameter für jede Untersuchungseinheit).

Zählmodellen für Paneldaten (III):

- Um den unbeobachteten Effekt aus dem bedingten Erwartungswert $\tilde{\lambda}_{it}$ zu „entfernen“ wird ein multiplikativer Einfluss der Form $E(y_t | \mathbf{x}_t, c) = c \cdot m(\mathbf{x}_t, \boldsymbol{\beta}_0)$ unterstellt.
- Vorteilhaft ist dabei, dass Partialeffekte der \mathbf{x}_{tj} auf $\log E(y_t | \mathbf{x}_t, c)$ unabhängig von c geschätzt werden können.
- Konkret wird in der Praxis zumeist eine Gamma-Verteilung der unbeobachteten Effekte über alle Untersuchungseinheiten unterstellt.

Feinheiten der empirischen Umsetzung:

- Zu beachten ist, dass im SOEP nach den „Arztbesuchen innerhalb der letzten drei Monate“ gefragt wurde, so dass Personen, die in den ersten beiden Monaten des Jahres 2004 befragt wurden, teilweise auch Arztbesuche aus 2003 berichten.
- Im Sinne eines quasi-experimentellen Designs sind zuerst einmal zwei Haupteffekte – Population der PG Zahler (1) und Beobachtungen nach Einführung der PG (2) – zu spezifizieren. Der Effekt der Praxisgebühr ist in diesem Setting an einem Interaktionseffekt zwischen (1) und (2) abzulesen. Mit Dummyvariablen für die einzelnen Jahre wird zusätzlich der Nichtstationarität der Zeitreihe Rechnung getragen.

Ergebnisse (3):

- Somit werden triviale Vermutungen wie „Männer gehen eher ungern zum Arzt“, „Schwerbehinderte gehen oft zum Arzt“ und „alte Menschen gehen oft zum Arzt“ durch das Modell bestätigt.

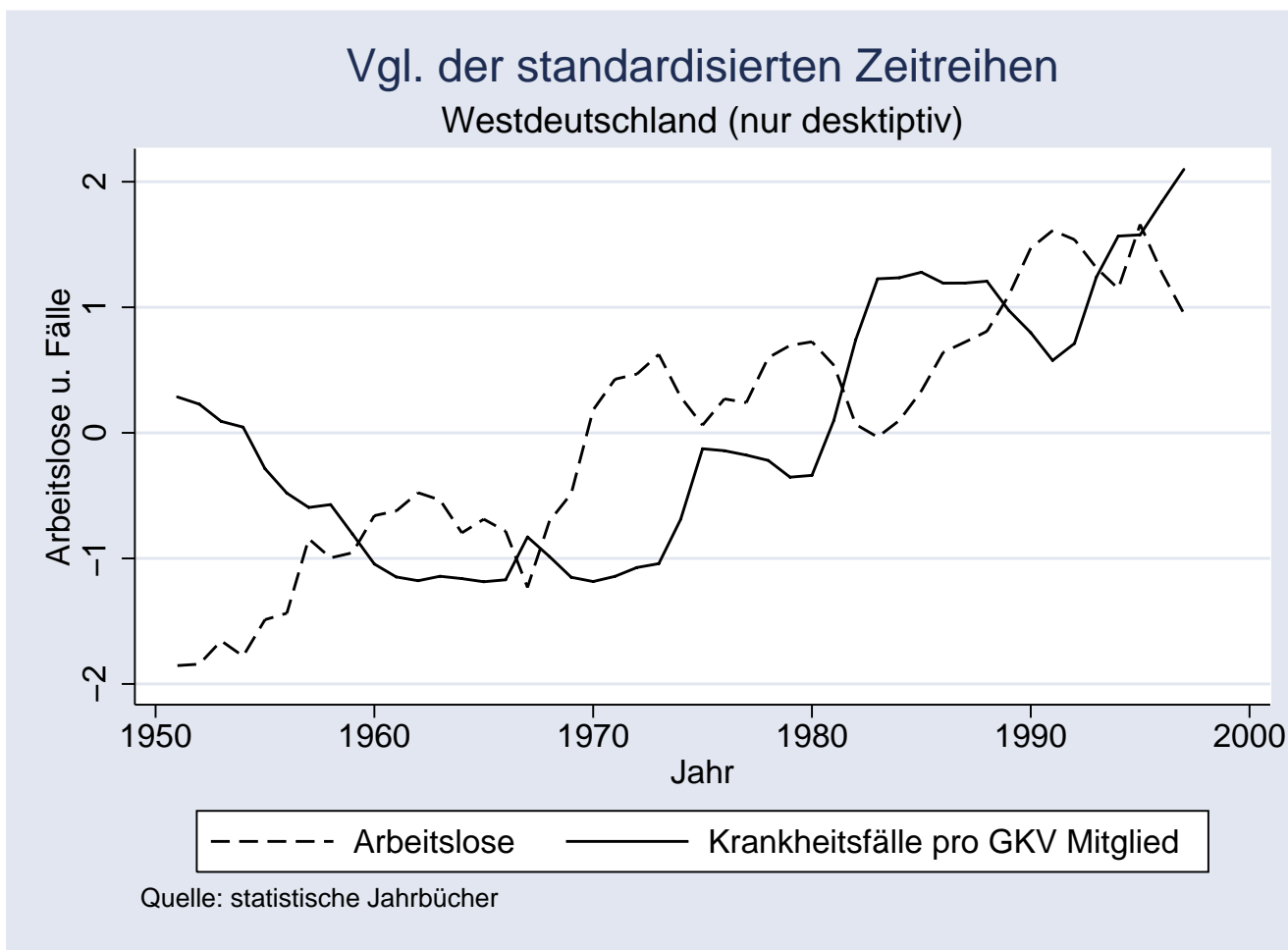
Was den vielbehaupteten verhaltenssteuernden Effekt der Praxisgebühr betrifft, so kann dieser jedoch nicht nachgewiesen werden. Nicht zuzutreffen scheint darüber hinaus die Vermutung, dass Personen mit einem geringeren Einkommen stärker auf die Praxisgebühr reagieren könnten.

- Gründe für den signifikanten Effekt der Praxisgebühr in bisherigen Studien sind vermutlich unbeobachtete Effekte (in meinem Modell werden sie neben der RE-Struktur durch den Gesundheitszustand im Vorjahr operationalisiert) sowie die Nichtstationarität der Zeitreihe (Dummyvariablen für Jahre in meinem Modell).

Ausblick

Kointegrationsbeziehung zwischen AL und Krankheitsfällen:

- Eventuell ließe sich langfristig eine Kointegrationsbeziehung zwischen der Anzahl der Arbeitslosen in Deutschland und der Anzahl der Krankheitsfälle pro erwerbstätigem GKV-Mitglied behaupten.
- Technisch gesprochen müssten dazu sowohl die Zeitreihe der AL als auch die Zeitreihe der Krankheitsfälle $I(1)$ sein, da dann aufgrund der Stationarität der Residuen einer Regression der AL auf die Krankheitsfälle eine Schätzung der Langfristbeziehung durchgeführt werden könnte.



STATA

Literatur

Grabka, Markus M., Schreyögg, Jonas und Busse, Reinhard (2006), Verhaltensänderung durch Einführung der Praxisgebühr und Ursachenforschung, in: *Medizinische Klinik*, 101 (6), S. 476-483.

Hausman, Jerry, Hall, Bronwyn H. und Griliches, Zvi (1984), Econometric Models for Count Data with an Application to the Patents-R & D Relationship, in: *Econometrica*, 52 (4), S. 909-938.

Wooldridge, Jeffrey M. (2001), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, Mass., The MIT Press.