

Maennig, Wolfgang; Sattarhoff, Cristina; Stahlecker, Peter

**Working Paper**

Interpretation und mögliche Ursachen statistisch insignifikanter Testergebnisse: Eine Fallstudie zu den Beschäftigungseffekten der Fußball-Weltmeisterschaft 2006

Hamburg Contemporary Economic Discussions, No. 62

**Provided in Cooperation with:**

University of Hamburg, Chair for Economic Policy

*Suggested Citation:* Maennig, Wolfgang; Sattarhoff, Cristina; Stahlecker, Peter (2017) : Interpretation und mögliche Ursachen statistisch insignifikanter Testergebnisse: Eine Fallstudie zu den Beschäftigungseffekten der Fußball-Weltmeisterschaft 2006, Hamburg Contemporary Economic Discussions, No. 62, ISBN 978-3-942820-39-4, University of Hamburg, Faculty of Business, Economics and Social Sciences, Chair for Economic Policy, Hamburg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/175042>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*



Universität Hamburg

DER FORSCHUNG | DER LEHRE | DER BILDUNG

Faculty of Business,  
Economics and Social Sciences  
Chair for Economic Policy

WOLFGANG MAENNIG / CRISTINA SATTARHOFF / PETER STAHLCKER  
INTERPRETATION UND MÖGLICHE URSACHEN  
STATISTISCH INSIGNIFIKANTER TESTERGEBNISSE –  
EINE FALLSTUDIE ZU DEN BESCHÄFTIGUNGSEFekten  
DER FUßBALL-WELTMEISTERSCHAFT 2006

Urban  
Transport  
Media  
Sports  
Socio-  
Regional  
Real Estate  
Architectural

HAMBURG CONTEMPORARY

ECONOMIC DISCUSSIONS

**job effects?**

NO. 62

## **Hamburg Contemporary Economic Discussions**

University of Hamburg

Faculty of Business, Economics and Social Sciences

Chair for Economic Policy

Von-Melle-Park 5

20146 Hamburg | Germany

Tel +49 40 42838 - 4622

<https://www.wiso.uni-hamburg.de/en/fachbereich-wvl/professuren/maennig/home.html>

Editor: Wolfgang Maennig

Wolfgang Maennig

University of Hamburg

Faculty of Business, Economics and Social Sciences

Chair for Economic Policy

Von-Melle-Park 5

20146 Hamburg | Germany

Tel +49 40 42838 - 4622

[wolfgang.maennig@wiso.uni-hamburg.de](mailto:wolfgang.maennig@wiso.uni-hamburg.de)

Cristina Sattarhoff

University of Hamburg

Institute of Statistics and Econometrics

Faculty of Business Administration

Moorweidenstraße 18

20148 Hamburg | Germany

[cristina.sattarhoff@uni-hamburg.de](mailto:cristina.sattarhoff@uni-hamburg.de)

Peter Stahlecker

University of Hamburg

Institute for Statistics and Econometrics

Faculty of Business Administration

Moorweidenstraße 18

20148 Hamburg | Germany

[peter.stahlecker@uni-hamburg.de](mailto:peter.stahlecker@uni-hamburg.de)

Photo Cover: bioraven/Shutterstock.com

ISSN 1865 - 2441 (Print)

ISSN 1865 - 7133 (Online)

ISBN 978-3-942820-38-7 (Print)

ISBN 978-3-942820-39-4 (Online)

Wolfgang Maennig, Cristina Sattarhoff, Peter Stahlecker

## **Interpretation und mögliche Ursachen statistisch insignifikanter Testergebnisse – eine Fallstudie zu den Beschäftigungseffekten der Fußball-Weltmeisterschaft 2006**

**Abstract:** In empirischen Analysen werden Testergebnisse häufig tabellarisch als statistisch signifikante oder insignifikante Resultate ausgewiesen. Der vorliegende Beitrag beschäftigt sich mit der sachgerechten Interpretation der insignifikanten Resultate und der Analyse möglicher Ursachen. Als Beispiel dienen uns die Daten und Regressionsmodelle aus der Untersuchung von Hagn and Maennig (2009) zu den potentiellen Beschäftigungseffekten der Fußball-Weltmeisterschaft 2006. Wir berechnen Kennzahlen zur Diagnose der Fast-Multikollinearität der Regressoren und empirische Gütefunktionen der relevanten  $t$ -Tests unter Berücksichtigung von autokorrelierten und heteroskedastischen Störgrößen mit Hilfe von Simulationsrechnungen. Außerdem betrachten wir zwei leicht modifizierte Modellvarianten und sogenannte Äquivalenztests. Unser Beitrag ist als Anregung zur Verwendung weiterer Diagnosewerkzeuge gedacht, um Testentscheidungen besser abzusichern.

*Keywords:* statistische Signifikanz, Fast-Multikollinearität, empirische Gütefunktion, Fußball-Weltmeisterschaft, Ex-post-Analyse

*Version:* Oktober 2017

# 1 Einleitung

Insignifikante Testergebnisse werden in ökonomischen Untersuchungen oftmals dahingehend interpretiert, dass systematische Effekte einer exogenen Größe auf die endogene Variable nicht nachgewiesen werden können, *also* vermutlich nicht vorhanden sind. Es ist jedoch durchaus möglich, dass systematische Effekte existieren, der statistische Test diese aber nur mit einer geringen Wahrscheinlichkeit aufdeckt. Um solche Möglichkeiten zu erkennen, kann man für das jeweilige Testverfahren Gütefunktionen bestimmen, meist approximativ mit Hilfe von Simulationsexperimenten. Die Gütefunktion gibt die Wahrscheinlichkeit, die Nullhypothese abzulehnen, als Funktion der Parameter des ökonomischen Modells an.

Wollte man mit Hilfe eines Tests die „Wirkungslosigkeit“ einer Variablen nachweisen, müsste man die Null- und Alternativhypothese in gewisser Weise vertauschen können. Diese Problematik führt auf relativ neue Testverfahren, die unter dem Begriff „Äquivalenztests“ in der Medizin und Pharmazie verstärkt angewendet werden, jedoch hohe Anforderungen an das Design der Studie bzw. das Datenmaterial stellen.

Oft ist die Insignifikanz statistischer Testergebnisse auf eine Fehlspezifikation des ökonomischen Modells oder auf das Problem der Fast-Multikollinearität bei nicht experimentell gewonnenen Daten zurückzuführen.

Ziel unseres Beitrags ist eine über die übliche Dokumentation hinausgehende Interpretation nicht signifikanter Testergebnisse und die Analyse ihrer möglichen Ursachen. Hierzu verwenden wir die Daten aus der Untersuchung von Hagn and Maennig (2009). Dabei handelt es sich nicht um eine Replikationsstudie mit neu erhobenen Daten. Vielmehr sollen die Robustheit der Ergebnisse geprüft und Anregungen zur Verwendung weiterer methodischer Diagnosewerkzeuge geliefert werden.

Die Studie von Hagn and Maennig (2009) analysiert den möglichen partiellen Effekt der Fußball-Weltmeisterschaft (WM) 2006 in Deutschland auf die Beschäftigung bzw. die

Anzahl der Arbeitslosen. Die Autoren können trotz sehr hohem Erklärungsgrad ihrer ökonomischen Modelle keinen statistisch signifikanten Einfluss der WM 2006 auf die Beschäftigung in den austragenden Städten aufzeigen. Diese Studie ist Bestandteil einer inzwischen umfangreichen Literatur zum Thema der Wirtschaftlichkeit von sportlichen Großereignissen wie die Fußball-Weltmeisterschaft und die Olympischen Spiele und, wie neuere Arbeiten zeigen, nach wie vor aktuell (Feddersen and Maennig, 2012). Sportliche Großveranstaltungen sind für das ausrichtende Land sehr kostenintensiv bei fraglichem wirtschaftlichen Nutzen. Es wird seitens der Politik häufig erwartet, dass die Vorbereitungen auf ein solches Ereignis, wie zum Beispiel der Bau oder die Sanierung von Stadien, die erhöhten Umsätze der Tourismusbranche und der erhöhte Konsum durch Touristen während der Veranstaltung für zusätzliche Arbeitsplätze und steigende Einkommen sorgen könnten. In Peking wurde anlässlich der olympischen Spiele sogar ein neuer Flugplatz gebaut, um dem zusätzlichen Besucheransturm gerecht zu werden. Aus diesen und anderen Gründen wurde in vielen empirischen Studien der mögliche Effekt sportlicher Großveranstaltungen auf die Beschäftigung und das Einkommen in der austragenden Region untersucht.<sup>1</sup>

Im Gegensatz zu den häufig überoptimistischen politisch motivierten Prognosen hat die Mehrheit der ex post Untersuchungen bisher keine positive wirtschaftliche Auswirkung aufzeigen können (Coates and Humphreys, 2003a,c; Baade and Matheson, 2004; Feddersen et al., 2009; Feddersen and Maennig, 2012, 2013a,b). Auch die Wirtschaftlichkeit der Errichtung sportlicher Stadien erscheint fragwürdig (Coates and Humphreys, 2003b; Carlino and Coulson, 2004). Vielmehr scheint die Bedeutung von Sportgroßereignissen eher auf immateriellen Motiven zu beruhen. Auf sozialer Ebene ist z.B. der so genannte „feel good“-Effekt der Bevölkerung zu nennen (Heyne and Süssmuth, 2007; Kavetsos and Szymanski, 2010). Auf politischer Ebene bieten solche Veranstaltungen die Gelegenheit zur internationalen Aufklärung von demokratischen Verhältnissen im organisierenden

---

<sup>1</sup>Einen umfassenden Literaturüberblick liefern du Plessis and Maennig (2007).

Land (Cornelissen and Maennig, 2010).

Ausgangspunkt ist zunächst die grundsätzliche Frage, welche Hypothesen im Mittelpunkt stehen und wie man sie testen könnte. In der Studie von Hagn and Maennig (2009) wird der partielle Effekt der WM 2006 auf die Anzahl der Arbeitslosen in den austragenden Städten mit Hilfe eines Koeffizienten  $\delta_3$  im Rahmen eines linearen Regressionsmodells gemessen. Gleichzeitig erfasst ein Koeffizient  $\delta_6$  die Änderung in der Wachstumsrate der Arbeitslosenzahl in den austragenden Städten nach der WM 2006. Die unbekannten Parameter  $\delta_3$  und  $\delta_6$  werden mit Hilfe der Daten geschätzt. Neben den Schätzergebnissen werden Ergebnisse des in empirischen Studien gebräuchlichen zweiseitigen  $t$ -Tests

$$H_0 : \delta_3 = 0 \quad \text{vs.} \quad H_1 : \delta_3 \neq 0$$

und analog für  $\delta_6$  für verschiedene Irrtumswahrscheinlichkeiten und Modellvarianten dokumentiert. Das ist der durchaus übliche Standard in empirischen Regressionsanalysen, wobei im Fall autokorrelierter und/oder heteroskedastischer Störgrößen asymptotisch begründbare Korrekturen der  $t$ -Statistik vorgenommen werden. Entscheidet man sich z.B. aufgrund des Testergebnisses für  $H_1 : \delta_3 \neq 0$ , so geht man davon aus, dass die WM 2006 einen Einfluss auf die Arbeitslosigkeit hat. Anderenfalls, also bei Nichtablehnung von  $H_0$ , übt man streng genommen Stimmenthaltung: Ein Beschäftigungseffekt der WM 2006 lässt sich statistisch nicht nachweisen, obwohl er durchaus gegeben sein kann. Die Daten sprechen zwar nicht gegen  $H_0$ , belegen diese Hypothese aber nicht. Wollte man jedoch, was aus wirtschaftspolitischer Sicht interessanter sein kann, mit Hilfe eines Tests nachweisen, dass die WM 2006 keinen nennenswerten Beschäftigungseffekt hat, müsste man die Null- und Alternativhypothese in geeigneter Form vertauschen. Auf obige Fragestellung angewendet würde man im einfachsten Fall für  $\delta_3$  zu vorgegebenem Toleranzniveau  $\varepsilon > 0$  die Nullhypothese eines erheblichen Effekts

$$H_0 : \delta_3 \notin [-\varepsilon, \varepsilon]$$

gegen die Alternativhypothese eines vernachlässigbaren Effekts

$$H_1 : \delta_3 \in [-\varepsilon, \varepsilon]$$

statistisch prüfen. Entscheidet man sich hier aufgrund des Testergebnisses gegen  $H_0$  und für  $H_1$ , so hat man im Rahmen der statistischen Inferenz gezeigt, dass die WM 2006 keinen nennenswerten Einfluss auf die Zahl der Arbeitslosen hat. Bei Nichtablehnung von  $H_0$  übt man wieder Stimmenthaltung. Dieser Test führt also im Ergebnis entweder zu einem statistisch signifikanten *unbedeutsamen* Effekt oder zu der Aussage, dass *geringfügige* Effekte statistisch *nicht* belegt werden können.

Durch Einführung eines Symmetriepunktes  $a$  mit  $a - \varepsilon > 0$ , kann man die Hypothese eines geringfügigen *positiven* Effekts testen

$$H_0 : \delta_3 \notin [a - \varepsilon, a + \varepsilon] \quad \text{vs.} \quad H_1 : \delta_3 \in [a - \varepsilon, a + \varepsilon].$$

Hierbei ist  $a$  unter Beachtung der Maßeinheiten im Modell so zu wählen, dass die Alternativhypothese eine geringfügige Zunahme der Arbeitslosen widerspiegelt. Analog testet man auf eine vernachlässigbare Verringerung der Arbeitslosigkeit mit  $a + \varepsilon < 0$ .<sup>2</sup>

Je kleiner die Toleranzgrenze  $\varepsilon > 0$  gewählt wird, umso geringer ist cet. par. die Güte des Tests. Im Grenzfall  $\varepsilon \rightarrow 0$  würde man gerade die Null- und Alternativhypothese des klassischen zweiseitigen Tests vertauschen:

$$H_0 : \delta_3 \neq 0 \quad \text{vs.} \quad H_1 : \delta_3 = 0,$$

bzw. allgemein

$$H_0 : \delta_3 \neq a \quad \text{vs.} \quad H_1 : \delta_3 = a.$$

---

<sup>2</sup>Im Rahmen der Prüfung der Gleichwertigkeit eines neuen Medikaments mit bereits vorhandenen Heilmitteln könnte der Parameter  $a$  ein Referenzwert sein und  $a \pm \varepsilon$  das für Gleichwertigkeit tolerierbare Intervall.



Das aber funktioniert bekanntlich nicht. Wie klein man  $\varepsilon > 0$  in der Praxis wählen darf, um noch eine vertretbare Ablehnungswahrscheinlichkeit bei falscher Nullhypothese zu erhalten, hängt maßgeblich vom verfügbaren Datensatz bzw. Design des Experiments ab. Das könnte erklären, weshalb derartige Tests in der angewandten Ökonometrie bislang wenig verbreitet sind. Der abrupte Übergang von der Entscheidung  $\delta_3 \notin [a - \varepsilon, a + \varepsilon]$  zu  $\delta_3 \in [a - \varepsilon, a + \varepsilon]$  kann durch Einführung von Indifferenzbereichen oder eleganter mit Hilfe der Theorie unscharfer Mengen abgemildert werden (Arnold, 2007; Ehlers, 2013).

Unsere Studie ist wie folgt aufgebaut: nach einer Darstellung des ökonometrischen Modells im Abschnitt 2 behalten wir die gebräuchliche Vorgehensweise, die auch der Studie von Hagn and Maennig (2009) zugrunde liegt, zunächst bei und prüfen anhand ausgewählter Ansätze die Robustheit der von Hagn und Maennig erzielten Ergebnisse. Nahelegend ist die Vermutung, dass die Studie von Hagn and Maennig (2009) vom Problem der Fast-Multikollinearität (FM) betroffen sein könnte. Möglicherweise kann ein Beschäftigungseffekt der WM 2006 aufgrund dieses Problems nicht nachgewiesen werden. Im Abschnitt 3 prüfen wir daher ein neues sparsames Modell, bei welchem die FM keine Rolle spielt.

Außerdem untersuchen wir im 4. Abschnitt mit Hilfe von Simulationsstudien empirische (approximative) Gütefunktionen für den üblichen Signifikanztest unter verschiedenen Modellannahmen. Schließlich gehen wir der bereits gestellten Frage nach, ob man mit Hilfe eines Äquivalenztests nachweisen kann, dass die WM 2006 keinen nennenswerten Beschäftigungseffekt hat. Wir fassen unsere Resultate im Fazit zusammen. Im 7. Abschnitt werfen wir einen kritischen Blick auf die Anwendbarkeit frequentistisch motivierter Schätz- und Testverfahren und zeigen eine mögliche Alternative auf.

## 2 Das Modell

Um den Einfluss der WM 2006 in Deutschland auf die Arbeitslosigkeit in den Austragungsorten zu untersuchen, verwenden Hagn and Maennig (2009) die „Differences-in-Differences“ (DD)-Methode. Diese besteht darin, ein lineares Gleichungsmodell mit passend ausgewählten Scheinvariablen (Dummy-Variablen) aufzustellen, so dass möglicherweise abweichende Entwicklungen der Arbeitslosigkeit in Austragungsorten der WM 2006 und in Städten, die keine Austragungsorte waren, sowie im Zeitraum vor und nach der WM 2006 getrennt betrachtet werden können.

Da a priori systematische Unterschiede zwischen der Arbeitslosigkeit in den Austragungsstädten und der Arbeitslosigkeit in den Nichtaustragungsstädten bestehen können, dürfen diese nicht der WM zugerechnet werden. Ebenso ist denkbar, dass sich die Arbeitslosigkeit auch ohne die Austragung der WM 2006 in Deutschland im Zeitablauf verändert hat. Auch dieser mögliche Effekt darf nicht der WM zugerechnet werden.

Sei  $y_{it}$  die logarithmierte Anzahl der Arbeitslosen in der Stadt  $i$ ,  $1 \leq i \leq n$  und zum Zeitpunkt  $t$ ,  $1 \leq t \leq T$ , wobei  $n$  die Anzahl der Städte ist und  $T$  die Anzahl der Zeitperioden bezeichnet. In der Studie von Hagn and Maennig (2009) werden Monatsdaten für insgesamt 75 deutsche Städte ( $n = 75$ ) und 111 Zeitperioden ( $T = 111$ ) zwischen Januar 1998 und März 2007 untersucht. Dabei fand die WM 2006 zum Zeitpunkt  $t = 101$ , d.h. im Juni 2006 statt.

Das DD-Modell von Hagn and Maennig (2009) verwendet 6 Scheinvariablen  $d_{itk} \in \{0, 1\}$ ,  $1 \leq k \leq 6$ . Es ist jeweils  $d_{it1} = 1$ , wenn die Stadt  $i$  ein Austragungsort war, und  $d_{it2} = 1$  für Zeitpunkte nach der WM,  $t > 101$ . Die restlichen Scheinvariablen werden aus  $d_{it1}$  und  $d_{it2}$  sowie aus einer Trendvariablen  $x_{it8} = t$  wie folgt erzeugt

$$d_{it3} = d_{it1}d_{it2}, \quad d_{it4} = x_{it8}d_{it1}, \quad d_{it5} = x_{it8}d_{it2} - 101, \quad d_{it6} = d_{it1}d_{it5}.$$

Zusätzlich werden der potentielle Einfluss der logarithmierten Einwohnerzahl im Jahr

1999  $x_{it2}$  sowie die Anteile der Fischerei, Land- und Forstwirtschaft  $x_{it3}$ , des produzierenden Gewerbes  $x_{it4}$ , des Handels, der Gastwirtschaft und der Verkehrswirtschaft  $x_{it5}$  und des privaten und öffentlichen Dienstleistungsgewerbes  $x_{it6}$  an der Bruttowertschöpfung in Stadt  $i$  berücksichtigt. Die Scheinvariable  $x_{it7}$  gibt die Zugehörigkeit zu den neuen Bundesländern an. Der Regressor  $x_{it9}$  enthält 11 monatspezifische Binärvariablen für die Monate Februar bis Dezember (s. auch Tabelle 2).

Tabelle 1: Die exogenen Modellvariablen

Symbol	Bedeutung
1	Konstante
$x_2$	die logarithmierte Einwohnerzahl im Jahr 1999
$x_3$	der Anteil der Fischerei, Land- und Forstwirtschaft an der Bruttowertschöpfung
$x_4$	der Anteil des produzierenden Gewerbes an der Bruttowertschöpfung
$x_5$	der Anteil des Handels, der Gastwirtschaft und der Verkehrswirtschaft an der Bruttowertschöpfung
$x_6$	der Anteil des privaten und öffentlichen Dienstleistungsgewerbes an der Bruttowertschöpfung
$x_7$	1 für Austragungsorte in den neuen Bundesländern, sonst 0
$x_8$	Trendvariable
$x_9$	11 monatspezifische Binärvariablen für die Monate Februar bis Dezember
$d_1$	1 für Städte, die Austragungsorte waren, sonst 0
$d_2$	1 für Zeitpunkte nach der WM, sonst 0
$d_3$	$d_1 d_2$
$d_4$	$x_8 d_1$
$d_5$	$x_8 d_2 - 101$
$d_6$	$d_1 d_5$

Das Modell kann wie folgt dargestellt werden:

$$y_{it} = Z_{it}\beta + u_{it} \quad (1)$$

mit den Beobachtungen für die exogenen Variablen

$$Z_{it} = \begin{pmatrix} X_{it} & D_{it} \end{pmatrix},$$

wobei

$$X_{it} = \begin{pmatrix} 1 & x_{it2} & x_{it3} & x_{it4} & x_{it5} & x_{it6} & x_{it7} & x_{it8} & x_{it9} \end{pmatrix}$$

und

$$D_{it} = \begin{pmatrix} d_{it1} & d_{it2} & d_{it3} & d_{it4} & d_{it5} & d_{it6} \end{pmatrix}$$

für  $i = 1, \dots, 75$  und  $t = 1, \dots, 111$  gilt. Der unbekannte Parametervektor  $\beta = \begin{pmatrix} \gamma \\ \delta \end{pmatrix}$  ist passend zu  $Z_{it}$  partitioniert mit  $\gamma \in \mathbb{R}^{19 \times 1}$ ,  $\delta \in \mathbb{R}^{6 \times 1}$ . Die Größe  $u_{it}$  bezeichnet den unbeobachtbaren Störterm. In aggregierter matrizieller Schreibweise erhalten wir

$$y = Z\beta + u \quad (2)$$

mit  $y, u \in \mathbb{R}^{nT \times 1}$ ,  $Z = \begin{pmatrix} X & D \end{pmatrix}$ ,  $X \in \mathbb{R}^{nT \times 19}$ ,  $D \in \mathbb{R}^{nT \times 6}$ .

Die für die Schätzung der möglichen Beschäftigungseffekte der WM 2006 maßgeblichen Dummy-Variablen befinden sich in der Matrix  $D$ . Die entscheidenden Variablen sind  $d_{it3}$  und  $d_{it6}$ . Die zugehörigen Parameter  $\delta_3$  und  $\delta_6$  erfassen den Einfluss der WM auf die Arbeitslosigkeit in den Austragungsorten im Zeitraum nach der WM. Dabei gibt  $\delta_3$  den partiellen Effekt auf  $y_{it}$  an:

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial d_{it3}} = \delta_3.$$

Betrachten wir die Wachstumsrate von  $y_{it}$ :

$$\frac{\partial y_{it}}{\partial x_{it8}} = \gamma_8 + \delta_4 d_{it1} + \delta_5 d_{it2} + \delta_6 d_{it3},$$

so erfasst  $\delta_6$  die partielle Änderung in der Wachstumsrate der endogenen Variablen, wenn man ausschließlich die Austragungsorte im Zeitraum nach der WM berücksichtigt:

$$\frac{\partial \frac{\partial y_{it}}{\partial x_{it8}}}{\partial d_{it3}} = \delta_6. \quad (3)$$

Die Parameter  $\delta_3$  und  $\delta_6$  sind in der Studie von Hagn and Maennig (2009) statistisch nicht signifikant, d.h., im Sinne des traditionellen zweiseitigen Tests kann die Hypothese

$\delta_3 = 0$  bzw.  $\delta_6 = 0$  nicht mit einer der üblichen Irrtumswahrscheinlichkeiten verworfen werden. Lediglich für die Dummy-Variablen  $d_{it2}$  und  $d_{it5}$  kann ein statistisch signifikanter Einfluss auf die Arbeitslosigkeit belegt werden. Allerdings weist er in die falsche Richtung. Nach dem Schätzergebnis für  $\delta_2$  nimmt die Zahl der Arbeitslosen in Deutschland insgesamt nach der WM 2006 zu ( $\widehat{\delta}_2 > 0$ ). Aber der Wachstumstrend ist negativ ( $\widehat{\delta}_5 < 0$ ), so dass die Zahl der Arbeitslosen auf mittlere bis längere Sicht abnehmen könnte.<sup>3</sup>

In der Tabelle 2 konnten wir die Ergebnisse von Hagn and Maennig (2009) nach eigener Berechnung reproduzieren. Es handelt sich um ein gepooltes Paneldatenmodell, welches wir mit der Funktion *plm* aus dem Packet *plm* in R geschätzt haben. Das entspricht einer Schätzung mit der Kleinste-Quadrate-Methode

$$\widehat{\beta} = (Z'Z)^{-1} Z'y. \quad (4)$$

Tabelle 2: Modellschätzung (Signifikanzniveau: \*\*\*=0.001, \*\*=0.01, \*=0.05, .=0.1)

Variable	$\widehat{\beta}_i$	$\widehat{\sigma}_{\widehat{\beta}_i}$	P-Wert	$\widehat{\sigma}_{\widehat{\beta}_i}, Arellano$	P-Wert <sub>Arellano</sub>
<b>1</b>	-5.579	0.085	0.000 ***	0.787	0.000 ***
$x_2$	1.118	0.005	0.000 ***	0.045	0.000 ***
$x_3$	18.824	1.451	0.000 ***	17.710	0.288
$x_4$	1.223	0.047	0.000 ***	0.414	0.003 **
$x_5$	2.615	0.085	0.000 ***	0.741	0.000 ***
$x_6$	1.070	0.064	0.000 ***	0.598	0.074 .
$x_7$	0.571	0.008	0.000 ***	0.061	0.000 ***
$x_8$	0.002	0.000	0.000 ***	0.000	0.000 ***
$d_1$	-0.026	0.014	0.066 .	0.089	0.767
$d_2$	0.069	0.020	0.001 ***	0.012	0.000 ***
$d_3$	0.010	0.047	0.840	0.030	0.753
$d_4$	0.001	0.000	0.008 **	0.000	0.215
$d_5$	-0.021	0.003	0.000 ***	0.001	0.000 ***
$d_6$	-0.002	0.007	0.820	0.002	0.502

P-Wert F-Statistik: 0.000 \*\*\*    Korrigiertes  $R^2$ : 0.932

Bertrand et al. (2004) haben mit Simulationsstudien herausgearbeitet, dass im Fall von Autokorrelationen bei der DD-Methode der *t*-Test die Nullhypothese zu schnell ablehnt

<sup>3</sup>Hierzu könnte man die Parameterrestriktionen  $\delta_2 - \delta_5 d_5 \geq 0$  vs.  $\delta_2 - \delta_5 d_5 < 0$  mit einem *t*-Test überprüfen, wobei  $d_5$  sinnvoll vorzugeben ist.

bzw. die Wahrscheinlichkeit für den Fehler 1. Art weit über dem vorgegebenen Signifikanzniveau liegt. Bei ausreichend großen Stichprobenumfängen lassen sich heteroskedastische Störungen (Störungen mit nicht konstanter Varianz) mit dem Verfahren nach White in der Schätzung der Varianz-Kovarianz-Matrix des KQ-Schätzers  $\hat{\beta}$  berücksichtigen. Dabei wird das Hauptproblem der Autokorrelationen leider nicht behandelt. Der Schätzer nach Arellano (Arellano, 1987) ist konsistent im Fall von autokorrelierten und heteroskedastischen Störungen. Es sind Autokorrelationen entlang der Zeitachse und getrennt für jede Stadt zugelassen. Ein Zusammenhang zwischen den Städten wird nicht berücksichtigt (Arellano, 1987). In dieser Arbeit wurde der Arellano-Schätzer mit der Funktion `vcovHC` aus dem `plm`-Packet in R implementiert. Die damit geschätzten Standardabweichungen der KQ-Schätzer  $\hat{\beta}_i$  führen zu einer Korrektur der üblichen  $t$ -Statistiken, während die Schätzwerte  $\hat{\beta}_i$  unberührt bleiben (s. Tabelle. 2).<sup>4</sup>

### 3 Analyse der Fast-Multikollinearität

Bei FM ist die Regressormatrix schlecht konditioniert, so dass geringfügige Abweichungen in den Daten  $\Delta y$  erhebliche Auswirkungen  $\Delta \hat{\beta}$  auf die geschätzten Parameterwerte haben können<sup>5</sup>

$$\hat{\beta} + \Delta \hat{\beta} = (Z'Z)^{-1}Z'(y + \Delta y) \quad (5)$$

---

<sup>4</sup>Bei 5 Städten im Datensatz von Hagn and Maennig (2009), namentlich Erlangen, Göttingen, Hamm, Mülheim an der Ruhr und Wiesbaden, fehlen die Arbeitslosenzahlen für jeweils 11 Monate ( $t = 93$  bis  $t = 103$ ). Die Schätzung der Modellparameter ist vom Problem der fehlenden Werte nicht betroffen. Jedoch die Schätzung der Autokorrelationen ist insofern problematisch, als keine Residuen zu den Zeitpunkten mit fehlenden Arbeitslosenzahlen berechnet werden können. Aus den Residuenreihen der 5 Städte fehlen jeweils die Residuen für  $t = 93$  bis  $t = 103$ . Die fehlenden Residuen werden bei der Schätzung der Autokorrelationen einfach übersprungen. Das bedeutet, dass bspw. die Korrelation zwischen den Störungen zu den Zeitpunkten  $t = 92$  und  $t = 104$  als eine Autokorrelation mit dem Zeitabstand (Lag) 1 anstatt 12 fälschlicherweise interpretiert wird. Aus diesem Grund werden in dieser Arbeit im Gegensatz zu Hagn and Maennig (2009) nur die 70 Städte berücksichtigt, für die vollständige Datensätze zur Verfügung stehen.

<sup>5</sup>Zur Vereinfachung lassen wir den Fall von Störungen  $\Delta Z$  der Regressormatrix  $Z$  außer Acht. Es werden realisierte Werte der jeweiligen Zufallsvariablen betrachtet (Ex-post-Analyse).

mit

$$\max_{\Delta y \neq 0} \frac{\|\Delta \hat{\beta}\|^2}{\|\Delta y\|^2} = \frac{1}{\lambda_{\min}(Z'Z)} \rightarrow \infty \quad \text{für} \quad \lambda_{\min}(Z'Z) \rightarrow 0, \quad (6)$$

wobei  $\|\bullet\|^2$  die quadrierte euklidische Norm von  $(\bullet)$  und  $\lambda_{\min}(Z'Z)$  den kleinsten Eigenwert der bei vollem Spaltenrang der Matrix  $Z$  positiv definiten Matrix  $Z'Z$  bezeichnet.

Außerdem können die KQ-Schätzungen für einzelne Komponenten des Parametervektors hohe Standardabweichungen aufweisen und somit unzuverlässig sein.

Theoretisch gilt unter anderem: Sei  $\sigma^2 = \mathbb{E}[u_i^2]$  die Varianz der Störgrößen  $u_i, i = 1, \dots, nT$ . Im linearen Modell der Form (2) ist unter Standardannahmen (vgl. Greene (2012), Kapitel 2) der *mittlere* quadratische Fehler des KQ-Schätzers

$$\mathbb{E} \left[ \|\hat{\beta} - \beta\|^2 \right] \geq \frac{\sigma^2}{\lambda_{\min}(Z'Z)}.^6$$

Er strebt daher gegen  $\infty$  für  $\lambda_{\min}(Z'Z) \rightarrow 0$ . Der Grenzfall  $\lambda_{\min}(Z'Z) = 0$  ist gleichbedeutend mit der Existenz exakter Multikollinearität. Im Prinzip dasselbe gilt auch für den maximal möglichen *relativen* quadratischen Fehler

$$\max_{u \neq 0} \frac{\|\hat{\beta} - \beta\|^2}{\|u\|^2} = \frac{1}{\lambda_{\min}(Z'Z)} \quad (7)$$

in einem *nichtstochastischen* Modell der Form (2) mit beobachtbarem  $(y, Z)$  und unbeobachtbarem  $u$  (Arnold and Stahlecker, 2011).

Ein häufiges empirisches Erscheinungsbild eines von FM betroffenen Datensatzes besteht in einem sehr hohen Bestimmtheitsmaß  $R^2$  und einer Statistik für den F-Test auf gemeinsame Signifikanz der exogenen Variablen, deren Wert selbst bei klein gewähltem Signifikanzniveau  $\alpha$  weit über dem kritischen Wert liegt, bei gleichzeitiger Nicht-Signifikanz der einzelnen Regressoren (Johnston, 1994). In unserem Fall hat das Modell (1) ein korrigiertes Bestimmtheitsmaß von 0.932 und einen P-Wert der F-Statistik nahe

<sup>6</sup> $\mathbb{E}[\eta]$  bezeichnet den Erwartungswert einer Zufallsvariablen  $\eta$ .

bei Null. Gleichzeitig kann  $H_0$  für 6 von 13 Regressionsparametern bei einem Signifikanzniveau von 5% nicht abgelehnt werden, wenn wir dabei die Konstante und die monats-spezifischen Scheinvariablen nicht berücksichtigen (vgl. Tabelle 2).

Im Folgenden werden wir untersuchen, ob der Beschäftigungseffekt der interessierenden Scheinvariablen durch die FM in den Daten verdeckt wurde. Hierzu greifen wir auf Ansätze zurück, die sich in der Literatur etabliert haben.

### 3.1 Lineare Abhängigkeiten zwischen den exogenen Variablen

Ein vom Problem der FM betroffenes Regressionsmodell ist dadurch gekennzeichnet, dass sich mindestens ein Spaltenvektor der Regressormatrix fast als Linearkombination der übrigen Spaltenvektoren darstellen lässt, in unserem Fall:

$$z_s = \sum_{\substack{i=1 \\ i \neq s}}^{25} \mu_i z_i + v_s \quad (8)$$

für ein  $s$  mit  $1 \leq s \leq 25$ ,  $v_s \in R^{nT \times 1}$  und  $\|v_s\| \approx 0$ .

Um die Regressormatrix  $Z$  auf FM zu überprüfen, kann man die Gleichung (8) für alle Regressoren  $z_s$ ,  $s = 1, \dots, 25$  schätzen. Ein hohes Bestimmtheitsmaß  $R_s^2$  in einem der 25 Hilfsmodelle zeigt, dass der Regressor  $z_s$  durch die übrigen Regressoren aus  $Z$  gut erklärt wird, und ist daher ein Indikator für FM. Analog dazu werden die Toleranzen

$$T_s = 1 - R_s^2$$

und die Varianzinflationsfaktoren (VIF)

$$VIF_s = \frac{1}{1 - R_s^2}$$

ausgewertet (Chatterjee and Price, 1977). In der ökonometrischen Praxis werden VIF-



Werte höher als 10 als ein Hinweis auf das Vorliegen von FM angesehen (Marquardt, 1970). Die Ergebnisse in Tabelle 3.1 zeigen, dass die Konstante und die Variablen  $x_2, x_4, x_5$  und  $x_6$  vom Problem der FM betroffen sein können. Im Gegensatz dazu weisen die Scheinvariablen in  $D$  VIF-Werte kleiner als 10 auf.

Tabelle 3: Toleranzen und Varianzinflationsfaktoren

Variable	$\hat{\beta}_i$	$T_i$	VIF <sub><i>i</i></sub>
1	-5.579	0.001	1280.530
$x_2$	1.118	0.002	636.335
$x_3$	18.824	0.494	2.026
$x_4$	1.223	0.027	37.015
$x_5$	2.615	0.022	45.122
$x_6$	1.070	0.020	49.128
$x_7$	0.571	0.564	1.774
$x_8$	0.002	0.154	6.514
$d_1$	-0.026	0.159	6.275
$d_2$	0.069	0.152	6.599
$d_3$	0.010	0.164	6.103
$d_4$	0.001	0.154	6.496
$d_5$	-0.021	0.162	6.189
$d_6$	-0.002	0.177	5.638

### 3.2 Konditionsindizes und Varianzanteile

Zu derselben Schlußfolgerung führt uns auch das Diagnoseverfahren von Belsley, Kuh und Welsch (Belsley et al., 1980). Das Verfahren basiert auf der kombinierten Auswertung der Konditionsindizes der Matrix  $Z$  und der Varianzanteile der KQ-Schätzer des Modells. Dafür ist es notwendig, zuerst das Konzept der Konditionszahl einzuführen, welches auf die Arbeiten von Kendall (1957) und Silvey (1969) zurückgeht.

Ein vom Problem der FM betroffenes Regressionsmodell hat die Eigenschaft, dass die Regressormatrix  $Z$  vollen Rang hat, jedoch von den Eigenwerten der Matrix  $Z'Z$ , in unserem Fall  $Z \in \mathbb{R}^{nT \times 25}$ ,

$$\lambda_i = \lambda_i(Z'Z), \quad i = 1, \dots, 25, \quad \text{mit} \quad \lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_{25} > 0$$

mindestens  $\lambda_{25}$  nahezu gleich Null ist ( $\lambda_{25} \approx 0$ ) bzw. die Konditionszahl

$$c = \sqrt{\frac{\lambda_1}{\lambda_{25}}}$$

sehr groß ist. Analog dazu kann für jeden Eigenwert  $\lambda_i$  der Matrix  $Z'Z$  ein Konditionsindex

$$c_i = \sqrt{\frac{\lambda_1}{\lambda_i}}$$

bestimmt werden. Konditionsindizes höher als 20 werden als Indikatoren für ausgeprägte lineare Abhängigkeiten zwischen den Regressorvariablen angesehen (Belsley et al., 1980).<sup>7</sup>

Gleichzeitig können die betroffenen Regressoren mit Hilfe der so genannten Varianzanteile aufgedeckt werden. Im linearen Regressionsmodell unter Standardannahmen können die Varianzen der einzelnen KQ-Schätzer  $\hat{\beta}_s$ ,  $s = 1, \dots, 25$ , wie folgt, zerlegt werden:

$$Var[\hat{\beta}_s] = \sigma^2 \sum_{i=1}^{25} \frac{(e_s' p_i)^2}{\lambda_i},$$

wobei mit  $p_i$  die zu  $\lambda_i$ ,  $i = 1, \dots, 25$ , passenden orthonormalen Eigenvektoren der Matrix  $Z'Z$  bezeichnet werden und  $e_s'$ , als Zeilenvektor, an der Stelle  $s$  ein Eins und Nullen sonst aufweist. Mit der Größe:

$$\pi_{si} = \frac{\sigma^2 (e_s' p_i)^2 / \lambda_i}{Var[\hat{\beta}_s]}$$

erhält man den auf  $\lambda_i$  entfallenden Anteil an der Varianz des KQ-Schätzers  $\hat{\beta}_s$ . Nach Belsley et al. (1980) können Regressoren  $z_s$  zu Problemen der FM führen, wenn ein Konditionsindex  $c_i > 20$  mit einem Varianzanteil  $\pi_{si} > 50\%$  verbunden ist.

Die nächste Tabelle enthält den höchsten Konditionsindex  $c_{25} = c$  und die zum kleinsten Eigenwert  $\lambda_{25}$  korrespondierenden Varianzanteile für das Modell (1). Eine ausführliche

<sup>7</sup>Diese kritische Schranke ist lediglich für den Vergleich von standardisierten Datenmodellen relevant. Im standardisierten Modell werden die Spaltenvektoren der Matrix  $Z$  so skaliert, dass sie einheitlich die Länge 1 haben.

Darstellung aller Konditionsindizes und Varianzanteile befindet sich in der Tabelle 7 im Anhang. Unsere Ergebnisse in Tabelle 3.2 bestätigen die Botschaft der Varianzinflationsfaktoren aus dem vorigen Abschnitt, wonach die logarithmierte Bevölkerungszahl  $x_2$  und die Konstante einer nahezu exakten linearen Abhängigkeit unterliegen. Tatsächlich variiert die logarithmierte Bevölkerungszahl wenig zwischen den deutschen Städten, so dass sie nahezu konstant erscheint.

Tabelle 4: Konditionszahlen und Varianzanteile

	Modell (1)	Modell 2	Modell 3
	Konditionszahl $c$		
	121.086	51.228	13.796
Regressor	Varianzanteile $\pi_{si}$		
1	0.99	1.00	0.98
$x_2$	0.89	-	-
$x_2^*$	-	0.04	0.03
$x_3$	0.03	0.00	0.02
$x_4$	0.50	0.86	0.25
$x_5$	0.29	0.74	-
$x_6$	0.40	0.72	-
$x_7$	0.00	0.00	0.05
$x_8$	0.00	0.01	0.16
$d_1$	0.04	0.03	0.05
$d_2$	0.00	0.00	0.03
$d_3$	0.00	0.00	0.01
$d_4$	0.00	0.00	0.06
$d_5$	0.00	0.00	0.01
$d_6$	0.00	0.00	0.00

Wir schlagen zwei weitere Modellvarianten vor. Zunächst haben wir die logarithmierte Bevölkerungszahl  $x_2$  durch  $x_2^* = \exp(x_2)$  ersetzt (Modell 2). Dann wurden zusätzlich die Variablen  $x_5$  und  $x_6$  entfernt (Modell 3). Beide Modelle weisen niedrigere Konditionszahlen aus, die Konditionszahl des Modells 3 liegt sogar unterhalb der kritischen Grenze 20 (s. Tabelle 3.2). Ein Beschäftigungseffekt der interessierenden Scheinvariablen  $d_3$  und  $d_6$  kann allerdings weiterhin statistisch nicht nachgewiesen werden (s. die Tabellen 3.2 und 3.2).

Man beachte bei Modell 3, dass es unterspezifiziert sein könnte und damit das Schätzen

bzw. Testen selbst unter Standardannahmen streng genommen nicht mehr sinnvoll ist.<sup>8</sup>

Tabelle 5: Modell 2 (Signifikanzniveau: \*\*\*=0.001, \*\*=0.01, \*=0.05, .=0.1)

Variable	$\hat{\beta}_i$	$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i, Arellano}$	P-Wert <sub>Arellano</sub>
<b>1</b>	10.506	0.807	0.000 ***
$x_2^*$	0.000	0.000	0.000 ***
$x_3$	-45.269	33.173	0.172
$x_4$	-2.050	0.863	0.018 *
$x_5$	-0.595	2.084	0.775
$x_6$	-3.402	1.137	0.003 **
$x_7$	0.671	0.129	0.000 ***
$x_8$	0.002	0.000	0.000 ***
$d_1$	0.213	0.177	0.229
$d_2$	0.069	0.013	0.000 ***
$d_3$	0.010	0.030	0.753
$d_4$	0.001	0.000	0.215
$d_5$	-0.021	0.002	0.000 ***
$d_6$	-0.002	0.003	0.522
P-Wert F-Test: 0.000 ***		Korrigiertes $R^2$ : 0.753	

Tabelle 6: Modell 3 (Signifikanzniveau: \*\*\*=0.001, \*\*=0.01, \*=0.05, .=0.1)

Variable	$\hat{\beta}_i$	$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_i, Arellano}$	P-Wert <sub>Arellano</sub>
<b>1</b>	9.172	0.158	0.000 ***
$x_2^*$	0.000	0.000	0.000 ***
$x_3$	-50.892	34.120	0.136
$x_4$	-0.621	0.306	0.042 *
$x_7$	0.432	0.127	0.001 ***
$x_8$	0.002	0.000	0.000 ***
$d_1$	0.338	0.187	0.070 .
$d_2$	0.069	0.013	0.000 ***
$d_3$	0.010	0.030	0.751
$d_4$	0.001	0.000	0.215
$d_5$	-0.021	0.002	0.000 ***
$d_6$	-0.002	0.003	0.515
P-Wert F-Test: 0.000 ***		Korrigiertes $R^2$ : 0.718	

<sup>8</sup>Der in der Literatur bei Vorliegen der FM empfohlene Weg ist die Verwendung von verzerrten Schätzern und die Nutzung von Vorinformation (Gruber, 1990; Stahlecker, 1987).

## 4 Simulationsstudie zum Verlauf der Gütefunktion

Die nicht signifikanten Testergebnisse für  $\delta_3$  und  $\delta_6$  sagen nichts über den möglichen Einfluss der WM auf die Arbeitslosigkeit aus. Um hier genauere Einblicke zu bekommen, berechnen wir exemplarisch eine Gütefunktion jeweils für den Test der Nullhypothese  $\delta_3 = 0$  sowie  $\delta_6 = 0$ . Da wir allerdings von autokorrelierten Daten ausgehen, lassen sich diese Gütefunktionen nicht analytisch bestimmen. Deshalb werden sie durch Simulationsexperimente approximiert. Wir gehen dabei von der Gleichung (1) aus. Mit Hilfe der Schätzergebnisse in Tabelle 2 haben wir die Residuen für das Modell (1) berechnet und in 70 zu den 70 Städten korrespondierende Teilreihen  $\hat{u}_{i,t}, t = 1, \dots, 111, i = 1, \dots, 70$  zerlegt. Diese Teilreihen weisen einen deutlichen Trend auf (s. Abbildung 9 im Anhang). Die ersten Differenzen  $\Delta u_{i,t} = u_{i,t} - u_{i,t-1}$  der Störvariablen sollen daher jeweils mit einem stationären autoregressiven (AR-) Prozess der Lag-Ordnung 1 modelliert werden

$$\Delta u_{i,t} = \rho_i \Delta u_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}, \quad (9)$$

wobei zur Schätzung des Parameters  $\rho_i$  die entsprechende Teilreihe der Residuen  $\hat{u}_{i,t}$  herangezogen wird. Die Innovationen  $\varepsilon_{i,t}$  seien i.i.d. mit dem Erwartungswert 0 und der Varianz  $Var[\varepsilon_{i,t}] = \sigma_i^2$ . Die Schätzergebnisse für (9) in Tabelle 8 wurden mit dem Maximum-Likelihood-Verfahren erzeugt.<sup>9</sup>

Alternativ werden die vermutlich trendbehafteten Störvariablen  $u_{i,t}, t = 1, \dots, 111$  als Random-Walk-Prozesse für jede Stadt  $i = 1, \dots, 70$  modelliert

$$u_{i,t} = u_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t}. \quad (10)$$

Wir approximieren die Gütefunktion an 401 Stellen  $\delta_3^*$ ,  $-0.1 \leq \delta_3^* \leq 0.1$ . Zu diesem Zweck

---

<sup>9</sup>Zusätzlich haben wir die 70 AR[1]-Modelle auch mit dem Conditional-Least-Squares-Verfahren geschätzt, ohne dabei nennenswerte Unterschiede zu den Schätzergebnissen mit Maximum-Likelihood zu erhalten.

haben wir mithilfe des Modells (1) für jeden der 401  $\delta_3^*$ -Werte 1000 Simulationsläufe generiert. In jeder Simulation wurden 70 Realisationen der Prozesse (9) und (10) für die standortspezifischen Störvariablen  $u_{i,t}, t = 1, \dots, 111$  erzeugt. Die Innovationen  $\varepsilon_{i,t}$  wurden in beiden Prozessen (9) und (10) als normalverteilt angenommen. Alle Störungen  $u_{it}$  mit  $i = 1, \dots, 70$  und  $t = 1, \dots, 111$  im Modell (1) erhalten wir - pro Simulationslauf - durch Verknüpfung der 70 simulierten Zeitreihen,  $u_{i,t}$ .

Sodann wurde die logarithmierte Anzahl der Arbeitslosen  $y_{it}, i = 1, \dots, 70, t = 1, \dots, 111$  gemäß Gleichung (1) neu berechnet. Dabei haben wir die simulierten Werte  $u_{it}$  und die Schätzungen  $\hat{\beta}$  aus Tabelle 2 eingesetzt, außer für den Parameter  $\delta_3$ , der gleich  $\delta_3^*$  gesetzt wurde.

Schließlich wurde das Modell (1) unter Berücksichtigung der neuen Werte für  $y_{it}$  geschätzt und der zweiseitige  $t$ -Test der  $H_0$ -Hypothese  $\delta_3 = 0$  zum Signifikanzniveau von 5% durchgeführt, wobei die Varianz-Kovarianz-Matrix von  $\hat{\beta}$  mit dem Verfahren nach Arellano, wie im Abschnitt 2 erläutert, geschätzt wurde.

Der Wert der empirischen Gütefunktion an der Stelle  $\delta_3^*$  ist dann durch die relative Häufigkeit einer  $H_0$ -Ablehnung in den 1000 Realisationen gegeben. Gehen wir zum Beispiel davon aus, dass  $\tilde{\delta}_3$  der wahre Parameterwert mit  $\tilde{\delta}_3 \neq 0$  ist, die Nullhypothese  $\delta_3 = 0$  aber lediglich in 100 Fällen abgelehnt werden konnte, dann wäre  $g(\tilde{\delta}_3) = \frac{100}{1000} = 10\%$ .

Der Verlauf der empirischen Gütefunktionen für die Parameter  $\delta_3$  und  $\delta_6$  ist in den Abbildungen 1 bis 4 grafisch dargestellt.

Da die endogene Größe - die Arbeitslosenzahl - logarithmiert ist, liegt hier ein multiplikatives Modell vor. Der Parameter  $\delta_3$  wirkt sich demnach als Faktor  $e^{\delta_3}$  auf die Arbeitslosenzahlen aus. Das kann je nach Ausgangswert auch bei kleinem  $|\delta_3|$  eine betragsmäßig große Veränderung der Arbeitslosenzahl bedeuten.

Mit dem  $t$ -Test würde man nach Abbildung 1 und Abbildung 2 die Nullhypothese  $\delta_3 = 0$  nur mit einer relativen Häufigkeit von ca. 10% ablehnen, wenn der wahre Parameter  $\delta_3 = -0.02$  wäre, unabhängig davon ob die Störgrößen mit Hilfe der AR- oder Random-

Abbildung 1: Die empirische Gütefunktion  $g(\delta_3)$  unter Anpassung eines AR[1]-Modells an die Störvariable  $\Delta u_{i,t}$

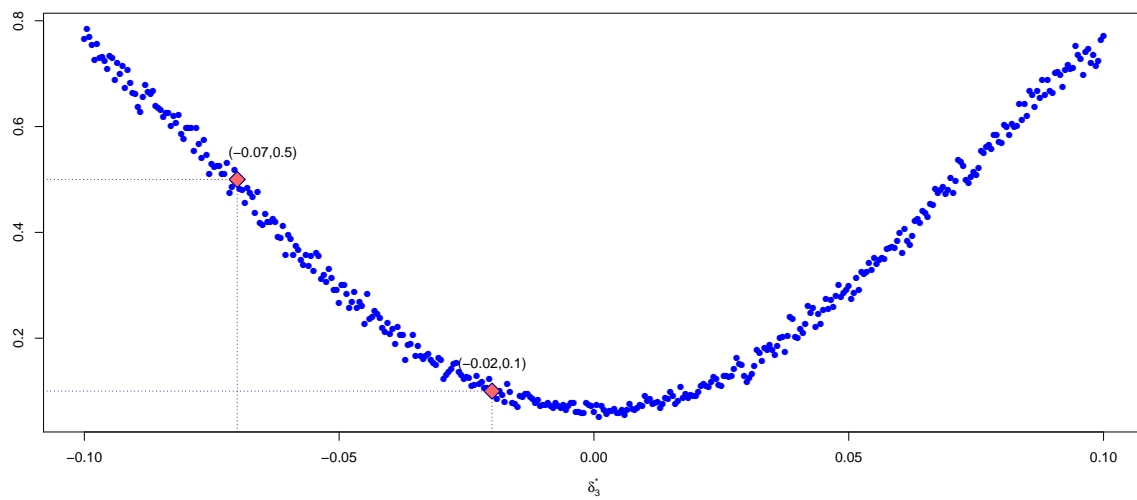


Abbildung 2: Die empirische Gütefunktion  $g(\delta_3)$  unter Anpassung eines Random-Walk-Modells an die Störvariable  $u_{i,t}$

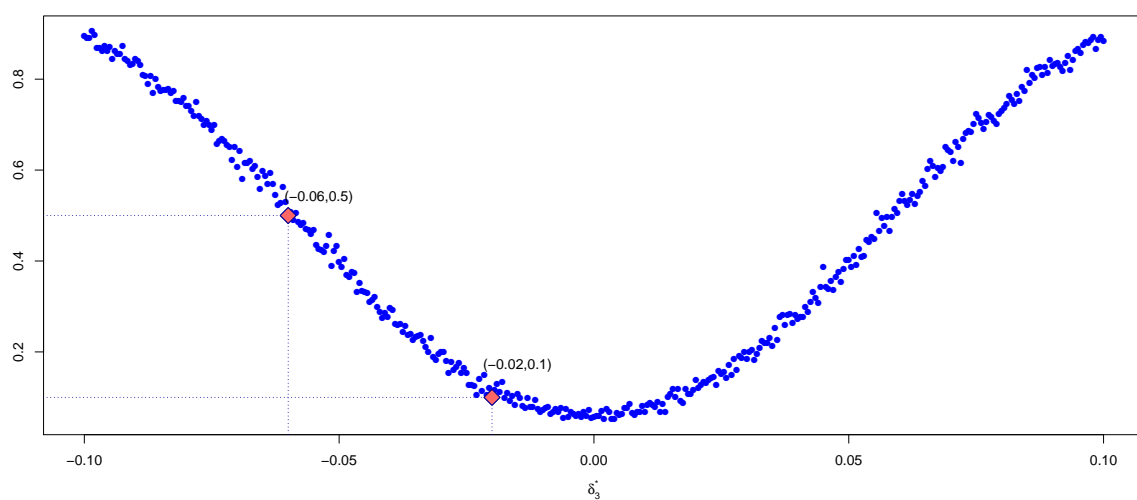


Abbildung 3: Die empirische Gütefunktion  $g(\delta_6)$  unter Anpassung eines AR[1]-Modells an die Störvariable  $\Delta u_{i,t}$

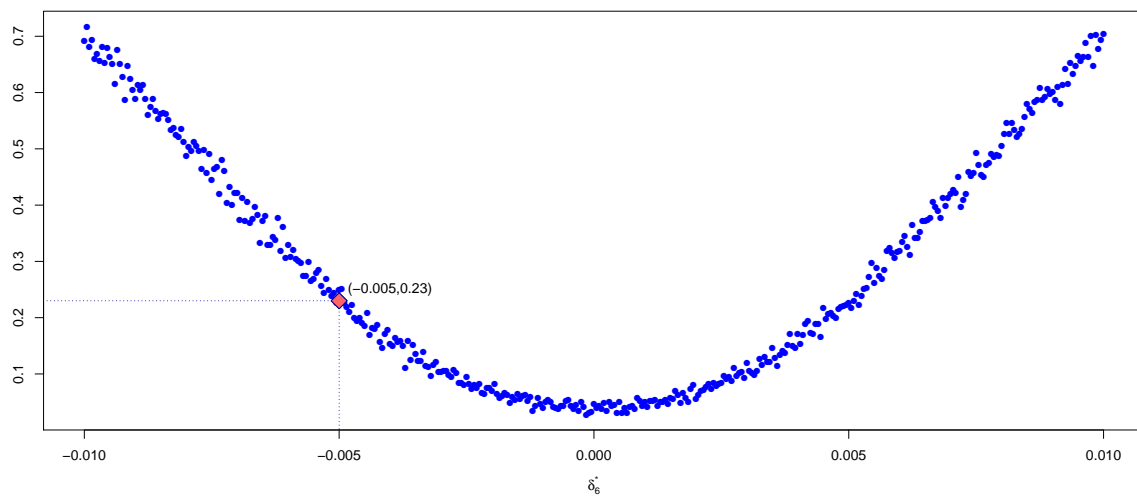
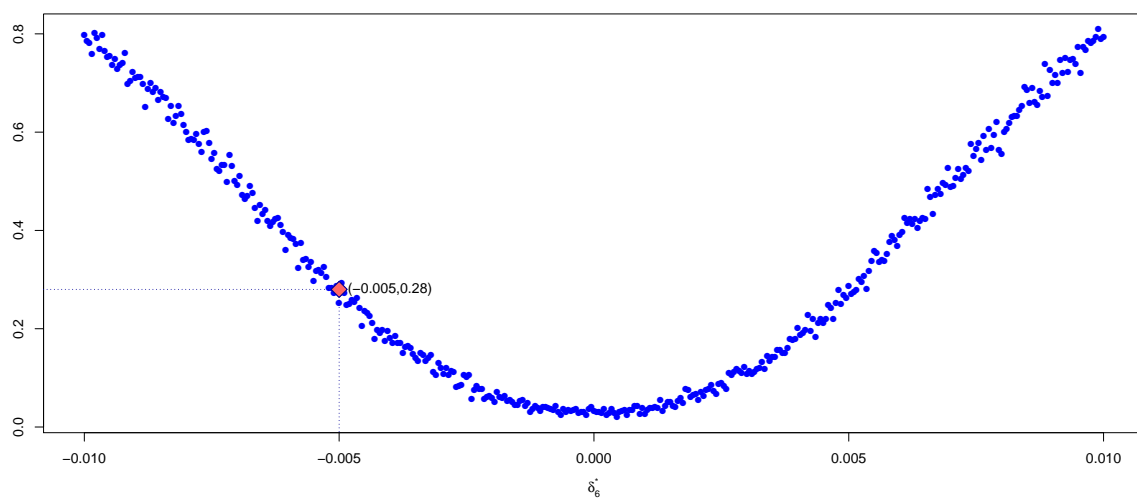


Abbildung 4: Die empirische Gütefunktion  $g(\delta_6)$  unter Anpassung eines Random-Walk-Modells an die Störvariable  $u_{i,t}$





Walk-Modelle simuliert wurden. Wenn also die nach dem Modell zu erwartende Arbeitslosenzahl nach der WM um 2 % in den Austragungsstädten gesunken wäre ( $e^{-0.02} \approx 0.98$ ), würde dieses in ca. 90% aller Fälle nicht erkannt, also  $H_0 : \delta_3 = 0$  nicht abgelehnt werden. Ist der wahre Parameter -0.06, wird die Nullhypothese sogar noch in 50% der Fälle beibehalten, wenn wir von Random-Walk-Störungen ausgehen. Demnach besteht statistisch eine Eins-zu-Eins-Chance, dass die Arbeitslosigkeit um fast 6% durch die WM abnimmt ( $e^{-0.06} \approx 0.94$ ). Für das AR-Szenario nimmt die Gütefunktion den Wert 0.5 an der Stelle  $\delta_3 = -0.07$  ( $e^{-0.07} \approx 0.93$ ) an. Insgesamt würde unser Test bei einer Senkung der Arbeitslosigkeit von 6% bis 7% nur mit einer geschätzten Wahrscheinlichkeit von 50% aufdecken, dass  $\delta_3 \neq 0$  ist.

Der Parameter  $\delta_6$  erfasst die partielle Änderung in der Wachstumsrate der logarithmierten Anzahl von Arbeitslosen in den Austragungsstädten im Zeitraum nach der WM. Nach Umformen der Gleichung (3) erhalten wir den unmittelbaren Effekt auf die Wachstumsrate der (nichtlogarithmierten) Arbeitslosenzahlen:

$$\frac{\partial \frac{\partial \exp(y_{it})}{\partial x_{it8}}}{\partial d_{it3}} = \exp(y_{it}) \delta_6.$$

Dementsprechend würde der Wert  $\delta_6 = -0.005$  nach Modellrechnung bedeuten, dass die Anzahl der Arbeitslosen nach der WM in den Austragungsstädten um ca. 300 Arbeitslose pro Monat sinkt.<sup>10</sup> Allerdings würde auch dieser mögliche Effekt gemäß den empirischen Gütefunktionen in den Abbildungen 3 und Abbildung 4 in nur weniger als 30% der Fälle in dem Sinne aufgedeckt werden, dass man sich für  $H_1 : \delta_6 \neq 0$  entscheidet.

Die Tatsache, dass man die Nullhypothese  $\delta_3 = 0$  bzw.  $\delta_6 = 0$  nicht ablehnen kann, besagt also nichts (!) über mögliche Beschäftigungseffekte der WM.

---

<sup>10</sup>Dieses Ergebnis erhalten wir unter Berücksichtigung einer mittleren Anzahl von Arbeitslosen in den Austragungsarten bis zum Zeitpunkt der WM von ca. 60451 Arbeitslosen.

## 5 Äquivalenztests

Da die wesentlichen Hypothesen aus der Studie von Hagn and Maennig (2009) nicht mit Hilfe der üblichen  $t$ -Tests belegt werden können, greifen wir beispielhaft die Idee auf, die Hypothese unbedeutsamer Beschäftigungseffekte der WM mit Hilfe eines Äquivalenztests zu überprüfen. Zur Vereinfachung gehen wir von den Standardannahmen des linearen Modells aus und unterstellen, dass die jeweils unbekannt Standardabweichungen der KQ-Schätzer durch die empirischen Standardabweichungen ersetzt werden können. Prinzipiell ist es wie im Abschnitt 4 möglich, die Gütefunktion eines solchen Tests bei Annahmeverletzungen mit Hilfe von Simulationsstudien zu approximieren. Uns geht es hier nur darum, die Grundidee zu illustrieren.

Wir testen die Hypothesen:<sup>11</sup>

$$H_0 : \delta_3 \notin [-\varepsilon, \varepsilon] \quad \text{vs.} \quad H_1 : \delta_3 \in [-\varepsilon, \varepsilon]$$

und

$$H_0 : \delta_6 \notin [-\varepsilon, \varepsilon] \quad \text{vs.} \quad H_1 : \delta_6 \in [-\varepsilon, \varepsilon],$$

wobei wir hier der Einfachheit halber als Symmetriepunkt  $a = 0$  annehmen. Die Teststatistik lautet

$$z = \frac{\hat{\delta}_3}{\sigma_{\hat{\delta}_3}}$$

und analog für  $\delta_6$ . Wir lehnen  $H_0$  mit Irrtumswahrscheinlichkeit  $\alpha$  ab, falls

$$|z| \leq \kappa_\alpha$$

---

<sup>11</sup>Die folgende Testprozedur ist an Wellek (2010), Kapitel 4.1 orientiert.

ausfällt. Dabei wird der kritische Wert  $\kappa_\alpha$  durch Lösen der Gleichung

$$\phi(\kappa_\alpha + \Delta) + \phi(\kappa_\alpha - \Delta) - 1 = \alpha \quad \text{mit} \quad \Delta = \frac{\varepsilon}{\sigma_{\hat{\delta}_3}}$$

bestimmt.<sup>12</sup> Tabelle 9 im Anhang enthält die kritischen Werte für die am meisten relevanten Fälle.

Wir verwenden  $\alpha = 0.05$  und ersetzen  $\sigma_{\hat{\delta}_3}$  durch die geschätzte Standardabweichung  $\hat{\sigma}_{\hat{\delta}_3}$ . Um einen ökonomisch irrelevanten Beschäftigungseffekt unter  $H_1$  zu erfassen, wählen wir die Intervallgrenze  $\varepsilon = 0.01$  für  $\delta_3$  und  $\varepsilon = 0.001$  für  $\delta_6$  aus. Diese Vorgaben entsprechen unseres Erachtens einer relativ unbedeutenden Änderung der Arbeitslosenzahlen in den Austragungsstädten nach der WM um  $[-1\%, 1\%]$  vom Basiswert vor der WM und bzw. einer partiellen Änderung in ihren Wachstumsraten im Wertebereich von ca.  $[-60, 60]$  Ab-/Neuanmeldungen pro Monat. Die Teststatistik für  $\delta_3$  beträgt  $z = 0.333$  und bzw.  $z = -1$  für  $\delta_6$ . Unsere Tests würden jeweils zur „Beibehaltung“ der Nullhypothese führen, also letztlich dazu, dass man unbedeutende Effekte nicht für die gewählten Vorgaben für  $\varepsilon$  statistisch belegen kann.<sup>13</sup>

Lediglich im Fall

$$\delta_3 \in [-0.1, 0.1] \quad \text{bzw.} \quad \delta_6 \in [-0.01, 0.01]$$

könnten wir die Nullhypothese ablehnen, wobei die Irrtumswahrscheinlichkeit ca. 5% betragen würde. Dementsprechend müsste man allerdings die Aussage für vertretbar halten, dass eine Änderung der Arbeitslosenzahlen im Wertebereich  $[-10\%, 10\%]$  und eine Änderung in ihren Wachstumsraten im Wertebereich von ca.  $[-600, 600]$  Ab-/Neuanmeldungen pro Monat unbedeutend sind. Leider ist es bei strenger Sichtweise so, dass man die Intervallgrenzen *vor* Anwendung des Tests festlegen muss. Unsere Ausführungen sind daher so zu lesen, als wäre das vorab geschehen und hätte dann die jeweilige

---

<sup>12</sup> $\phi(x)$  bezeichnet den Wert der Standard-Normalverteilung  $\mathbb{N}(0, 1)$  an der Stelle  $x$ .

<sup>13</sup>Auch in den Modellen 2 und 3 mit einer niedrigen Konditionszahl konnten die Nullhypothesen nicht abgelehnt werden.

Testentscheidung erbracht. Wie eingangs bereits erwähnt wurde, stellen Äquivalenztests hohe Anforderungen an Daten und Design einer Studie. Diese sind in ökonomischen Arbeiten häufig nicht erfüllt.

Die Gütefunktionen der vier Tests können den Abbildungen 5 bis 8 entnommen werden.

## 6 Fazit

In der Studie von Hagn and Maennig (2009) konnte kein statistisch signifikanter Beschäftigungseffekt für die Austragungsorte der WM nachgewiesen werden. Die im Zentrum des Interesses stehenden Hypothesen  $\delta_3 = 0$  und  $\delta_6 = 0$  konnten nicht mit einer der üblichen Irrtumswahrscheinlichkeiten abgelehnt werden. Eine mögliche Ursache für dieses Ergebnis ist die in dem untersuchten Datensatz vorliegende FM. Tatsächlich bestehen hohe Korrelationen zwischen den Regressorvariablen im Modell (1). Einschlägige Maßzahlen zur Diagnose der FM wie Varianzinflationsfaktoren, Konditionsindizes und Varianzanteile weisen hohe Werte auf, welche die in der Literatur empfohlenen Grenzwerte teilweise erheblich überschreiten.

Die FM kann Folge einer Fehlspezifikation des Modells sein, z. B. durch Wahl einer falschen funktionalen Form oder durch ungeschickte Setzung von Scheinvariablen. Andererseits kann die FM zu Fehlspezifikation führen, wenn man aus dem ursprünglichen Modell relevante Variable entfernt.

Wir haben daher vorsichtig zwei neue Modelle mit besser konditionierter Regressormatrix konstruiert. Ein Beschäftigungseffekt der interessierenden Scheinvariablen  $d_3$  und  $d_6$  konnte allerdings weiterhin nicht statistisch nachgewiesen werden.

Von der FM sind nicht zwingend alle Parameterschätzungen und korrespondierende Tests betroffen. So weisen die Tabellen 2, 3.2 und 3.2 durchaus signifikante Resultate aus, die jedoch andere exogene Variable betreffen. Für die benutzten zweiseitigen Tests ist das Größenverhältnis zwischen Schätzwert  $\left| \hat{\beta}_s \right|$  und empirischer Standardab-

Abbildung 5: Die Gütefunktion für den Äquivalenztest mit den Hypothesen  $H_0 : \delta_3 \notin [-0.01, 0.01]$  vs.  $H_1 : \delta_3 \in [-0.01, 0.01]$

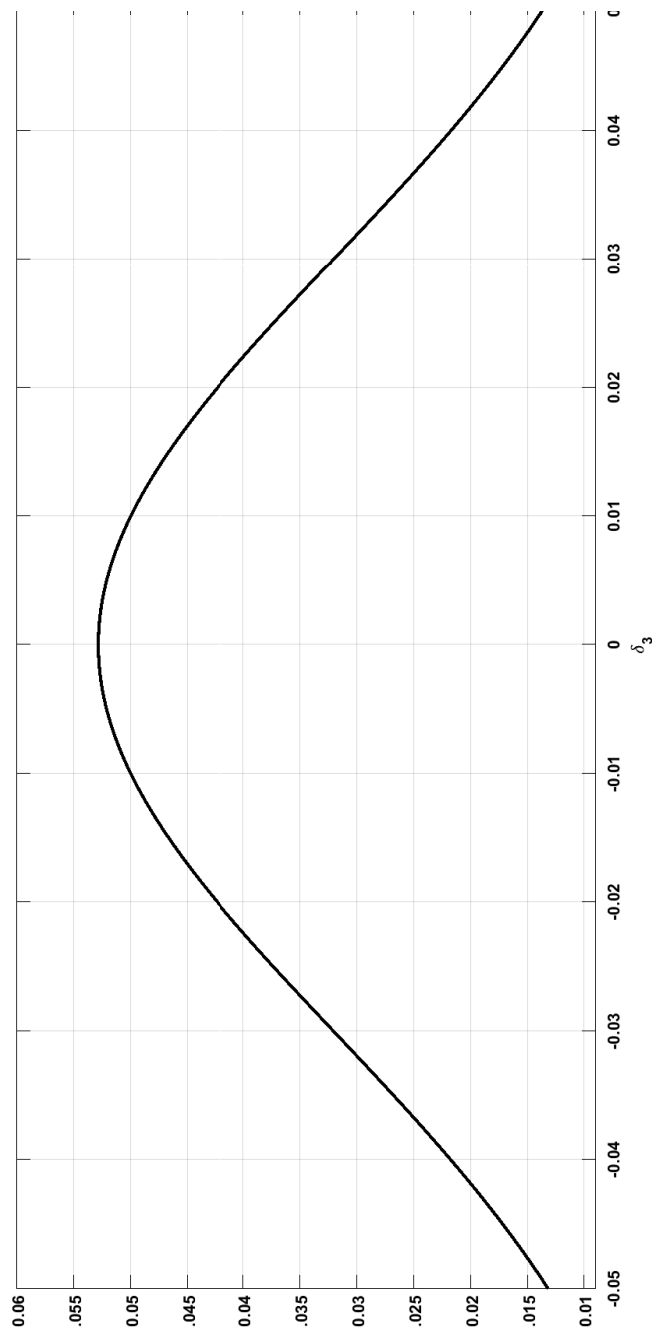


Abbildung 6: Die Gütefunktion für den Äquivalenztest mit den Hypothesen  $H_0 : \delta_6 \notin [-0.001, 0.001]$  vs.  $H_1 : \delta_6 \in [-0.001, 0.001]$

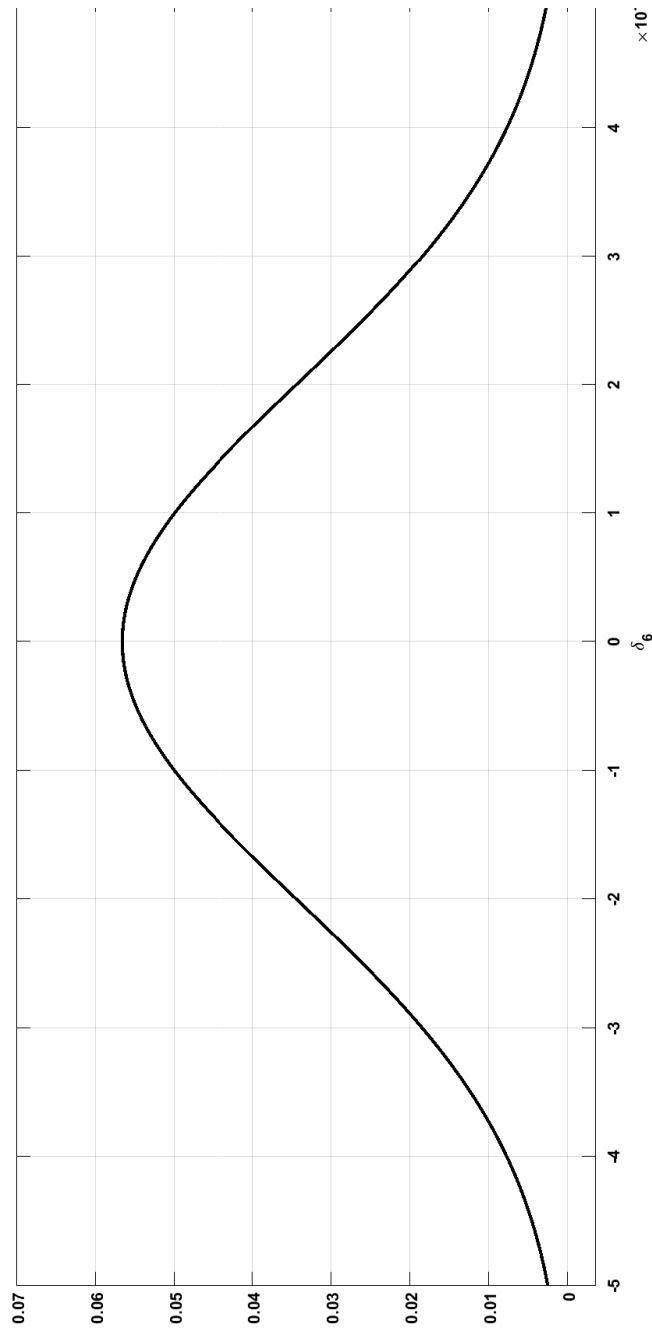


Abbildung 7: Die Gütefunktion für den Äquivalenztest mit den Hypothesen  $H_0 : \delta_3 \notin [-0.1, 0.1]$  vs.  $H_1 : \delta_3 \in [-0.1, 0.1]$

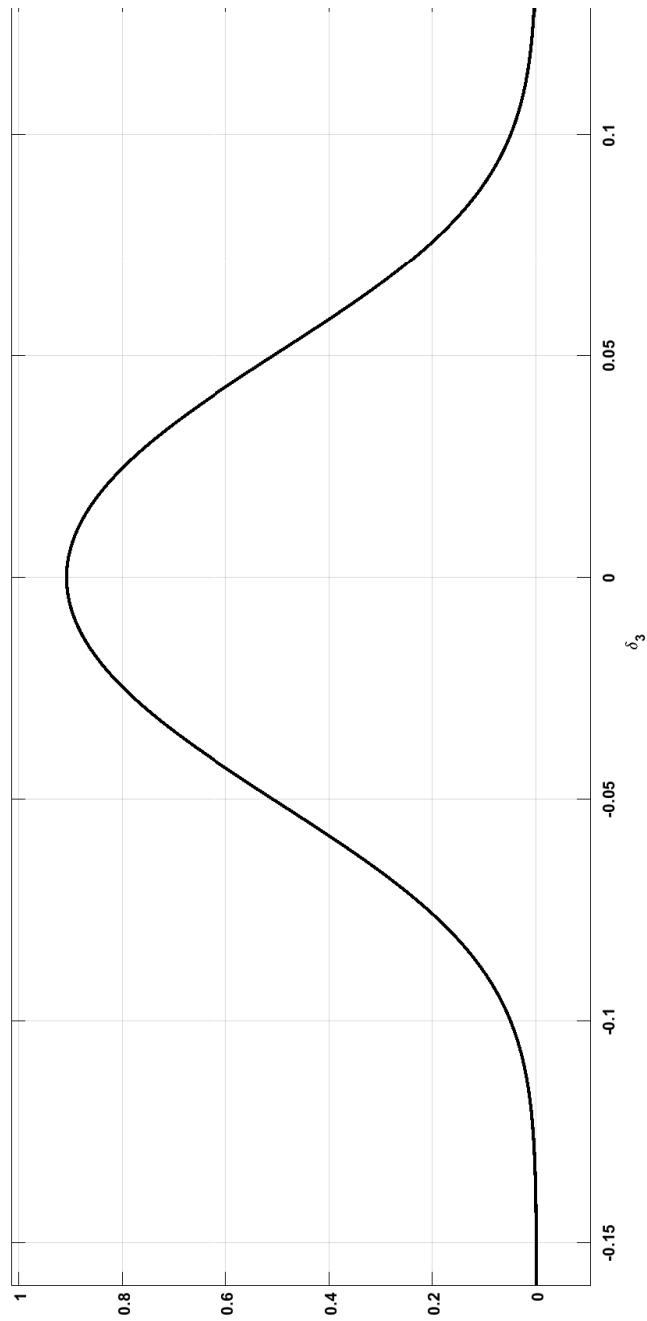
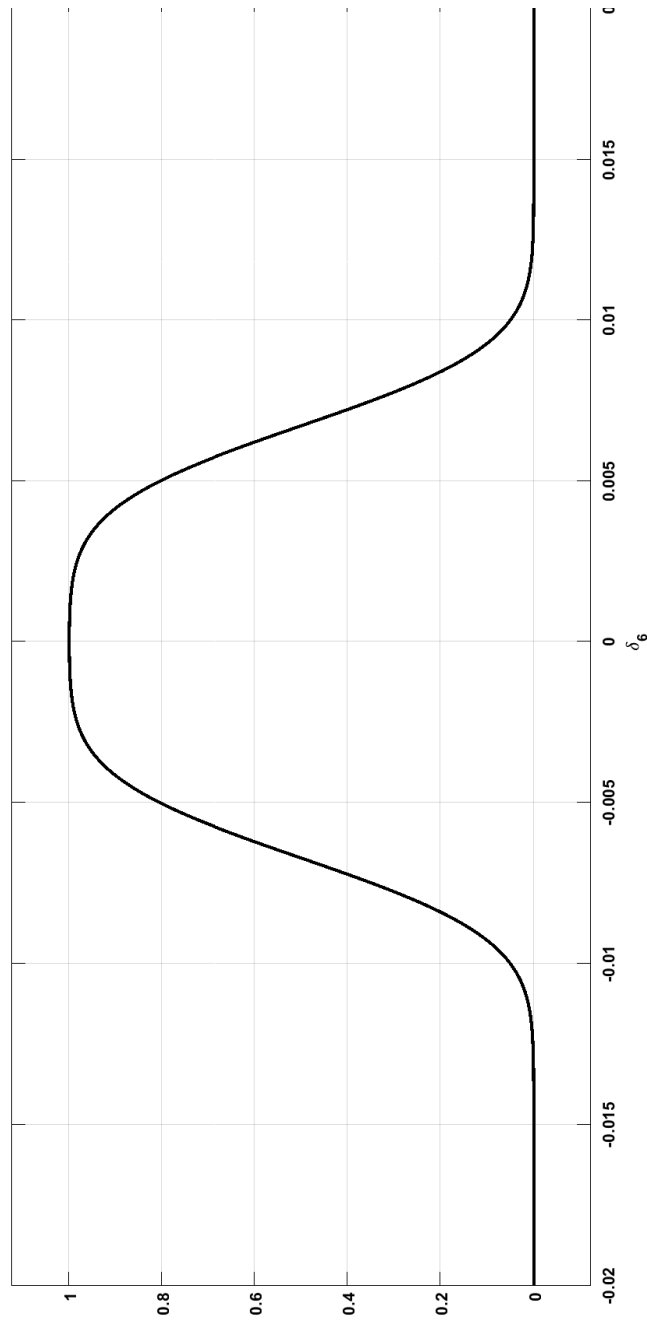


Abbildung 8: Die Gütefunktion für den Äquivalenztest mit den Hypothesen  $H_0 : \delta_6 \notin [-0.01, 0.01]$  vs.  $H_1 : \delta_6 \in [-0.01, 0.01]$





weichung  $\widehat{\sigma}_{\widehat{\beta}_s}$  entscheidend. In beide Größen gehen die unbeobachtbaren Störgrößen  $u_i, i = 1, \dots, nT$  ein, so dass neben dem Parametervektor  $\beta$  und der Regressormatrix  $Z$  auch die jeweilige Realisation des Störvektors  $u$  das Testergebnis beeinflusst. Unter Standardannahmen kann man zeigen, dass für die Varianz von  $\widehat{\beta}_s$  die folgende Beziehung gilt:

$$Var \left[ \widehat{\beta}_s \right] = \sigma^2 \frac{1}{\widehat{v}_s' \widehat{v}_s}$$

mit  $\sigma^2$  als Varianz der Störgrößen  $u_i, i = 1, \dots, nT$  und  $\widehat{v}_s' \widehat{v}_s$  als Residuenquadratsumme einer KQ-Regression des  $s$ -ten Regressors  $z_s$  auf die übrigen Regressoren. Mit  $Z_{-s}$  als Regressormatrix ohne den Regressor  $z_s$  ist

$$\widehat{v}_s = \left( I_{nT} - Z_{-s} \left( Z_{-s}' Z_{-s} \right)^{-1} Z_{-s}' \right) z_s.$$

Schätzt man  $\sigma^2$  mit der empirischen Varianz  $\widehat{\sigma}^2 = \frac{1}{nT-k} \widehat{u}' \widehat{u}$  aus dem Gesamtmodell, erhält man die empirische Varianz des KQ-Schätzers  $\widehat{\beta}_s$

$$\widehat{Var} \left[ \widehat{\beta}_s \right] = \widehat{\sigma}^2 \frac{1}{\widehat{v}_s' \widehat{v}_s}.$$

Ist  $\widehat{v}_s' \widehat{v}_s$  relativ zu  $\widehat{\sigma}^2$  klein, so ist die FM als Ursache für eine große Varianz von  $\widehat{\beta}_s$  plausibel. Wir haben auf derartige Berechnungen verzichtet, da die Varianzinflationsfaktoren für  $\widehat{\delta}_3$  und  $\widehat{\delta}_6$  unauffällig sind (vgl. Tabelle 3.1) und die Analyse bei Verletzung der Standardannahmen schwieriger wird. Die Ursachen für eine Nichtablehnung der Nullhypothesen könnten auch in betragsmäßig zu kleinen Schätzwerten für  $\delta_3$  und  $\delta_6$  liegen.

Statt dessen haben wir uns auf das Konzept der Gütefunktion konzentriert. Aufgrund des Datensatzes könnten die Gütefunktionen der Signifikanztests zu  $\delta_3 = 0$  bzw.  $\delta_6 = 0$  sehr flach verlaufen.

Mit Hilfe von Simulationen haben wir diese Gütefunktionen unter Berücksichtigung von Heteroskedastizität und Autokorrelationen in den Daten empirisch approximiert. Der

über den relevanten Wertebereich tatsächlich eher flache Verlauf der empirischen Gütefunktionen in den Abbildungen 1 bis 4 weist auf eine niedrige Trennschärfe der entsprechenden Tests hin. Daher können ökonomisch relevante Beschäftigungseffekte im Modell (1) mit Hilfe der betrachteten statistischen Tests nicht aufgedeckt werden. Man beachte, dass es nur darum geht, den Fall  $\delta_3 \neq 0$  bzw.  $\delta_6 \neq 0$  zu belegen! Selbst ein starker Rückgang in der Arbeitslosigkeit in den WM-Austragungsstädten von 6% bis 7% würde jedoch nach unseren Rechnungen in 50% aller Fälle nicht erkannt werden.

Statistisch signifikante Ergebnisse würden Äquivalenztests unter den vereinfachenden Voraussetzungen des Standardmodells ergeben, wenn man vorab die Alternativhypothesen

$$\delta_3 \in [-0.1, 0.1] \quad \text{und bzw.} \quad \delta_6 \in [-0.01, 0.01].$$

und eine Irrtumswahrscheinlichkeit von ca. 5% festgelegt hätte.

Auf den ersten Blick scheinen diese beiden Wertebereiche unbedeutsam, da sie nahe bei Null liegen. Es handelt sich hier aber um die partiellen Effekte auf die endogene Größe  $y_{it}$  der *logarithmierten* Arbeitslosenzahlen. Die partiellen Effekte auf die *nicht logarithmierte* Anzahl von Arbeitslosen scheinen jedoch sehr wohl bedeutsam zu sein. Der Wertebereich für  $\delta_3$  entspricht einer Schwankung der Anzahl von Arbeitslosen in den Austragungsorten nach der WM im Wertebereich  $[-10\%, 10\%]$  vom Basiswert vor der WM.

Währenddessen gibt das Intervall für  $\delta_6$  an, dass die Anzahl der Arbeitslosen in den Austragungsorten nach der WM im besten Fall monatlich um 1% vom Basiswert vor der WM sinkt oder höchstens in jedem Monat um 1% vom Basiswert steigt. Wenn wir das in absoluten Zahlen ausdrücken, so bedeutet die linke Intervallgrenze für  $\delta_6$ , dass durchschnittlich jeweils ca. 600 Arbeitslosen weniger nach der WM in den Austragungsstädten monatlich erfasst werden. Die rechte Intervallgrenze bedeutet, dass sich die Anzahl der Arbeitslosen in den Austragungsstädten jeweils um ca. 600 Arbeitslosen pro Monat nach der WM erhöht.

Insgesamt ist festzustellen, dass die insignifikanten Testresultate im Modell von Hagn and Maennig (2009) auf einem Datensatz beruhen, bei dem die Gütefunktion der traditionellen zweiseitigen Signifikanz-Tests jeweils sehr flach verläuft. Daher würden nur betragsmäßig erhebliche Beschäftigungseffekte mit den Tests entdeckt werden können. Solche Effekte sind ökonomisch gesehen von vornherein nicht realisierbar.

In den beispielhaft diskutierten Äquivalenztests schlägt sich diese Datenlage dahingehend nieder, dass man noch relativ große Beschäftigungseffekte als irrelevant einstufen muss, um zu einem signifikanten Testresultat zu kommen.

Zusammenfassend kommen wir zu folgendem Resultat: Anhand der zur Verfügung stehenden Daten können wir im Rahmen der analysierten ökonometrischen Modelle keine Beschäftigungseffekte der WM 2006 (gemessen durch die Modellparameter  $\delta_3$  und  $\delta_6$ ) statistisch nachweisen. Die Güte der Tests ist vermutlich zu gering, um auch bei ökonomisch unplausibel starken Effekten zu der Testentscheidung  $\delta_3 \neq 0$  bzw.  $\delta_6 \neq 0$  mit vertretbar hoher Wahrscheinlichkeit zu gelangen. Es ist auch aus denselben Gründen nicht möglich, geringfügige (positive oder negative) Beschäftigungseffekte statistisch zu belegen. Die sogenannten Äquivalenztests stellen höhere Anforderungen an Daten und Design der Studie.

## 7 Kritischer Ausblick

Die von uns benutzten Schranken zur Auswertung der FM-Maßzahlen sind Richtwerte, die aus vergangenen Studien oder mit Hilfe von Simulationen abgeleitet wurden. Bspw. haben Belsley et al. (1980) im Rahmen einer Simulationsstudie ausgehend von ökonomischen Datensätzen gezeigt, dass Konditionsindizes höher als 20 bis 30 Indikatoren für ausgeprägte lineare Abhängigkeiten zwischen den Regressorvariablen sein können. Diese Schranken sind jedoch datenabhängig und können daher nicht zwingend auf andere Datensätze angewendet werden. Die von uns aufgedeckten hohen Werte der FM-

Maßzahlen sind ein erster Hinweis, dass das geschätzte Modell (1) bzgl. der interessierenden Variablen von FM betroffen sein *könnte*.

Darüber hinaus zeigen Chatterjee and Hadi (1988), dass das Bild der Konditioniertheit einer Regressormatrix durch den Einfluss von Ausreißern, den sogenannten „collinearity-influential points“, verzerrt werden kann. Dadurch ist es möglich, dass ein Datensatz mit nahezu linearen Abhängigkeiten zwischen den Regressorvariablen unproblematisch erscheint, also eine sehr niedrige Konditionszahl aufweist, oder dass ein unproblematischer Datensatz als fast multikollinear eingestuft wird, also eine hohe Konditionszahl hat. Daher wäre eine sorgfältige Untersuchung der Regressormatrix im Modell (1), Beobachtung für Beobachtung, sinnvoll, um zu prüfen, ob die Konditionszahlen durch Ausreißer in den Regressoren stark beeinflusst werden. Allerdings ist das Problem der Ausreißer mindestens so vielschichtig wie die FM, da auch die endogene Variable davon betroffen sein kann und sich Ausreißer auf Schätzwerte, Testergebnisse auswirken können. Es gibt hierzu Prognosetests auf das Vorliegen von Ausreißern, die man auch als Fehlspezifikationstests deuten kann.

Wir wollen abschließend einige Schwierigkeiten aufzeigen, die vor allem dann entstehen, wenn die Daten nicht kontrolliert unter wiederholbaren und gleichen oder ähnlichen Versuchsbedingungen gewonnen werden können, aber dennoch das Instrumentarium der frequentistisch ausgerichteten Statistik bemüht wird. Einige Ideen zur Abmilderung dieses Konflikts stehen am Ende dieses Ausblicks.

Man sollte hier hervorheben, dass die am Computer mit Simulationsrechnungen replizierten Datensätze künstliche Variationen des Ausgangsmodells widerspiegeln und nicht mit realen Datensätzen, die wiederholt unter kontrollierten Versuchsbedingungen gewonnen werden, identifiziert werden können. Dieser bekannte Einwand wird in der angewandten Ökonometrie häufig mangels alternativer Möglichkeiten ignoriert. Eine unmittelbare Folge ist der üblicherweise stattfindende und oft empfohlene Ansatz, durch *multiple* Schätzen und Testen mögliche Fehlspezifikationen des Modells aufzudecken

und ggf. zu beseitigen bzw. deren Auswirkungen auf die Güte der Schätz- und Testverfahren zu dokumentieren.

Das vielfache „Herumdoktern“ am Modell hat den Nachteil, dass die vorgegebenen Irrtums- oder Vertrauenswahrscheinlichkeiten häufig nicht mehr eingehalten werden können. Zwar gibt es in der theoretischen Statistik und Ökonometrie respektable Ansätze, dieser Problematik besser gerecht zu werden, bspw. bei FM durch Verwendung verzerrter Schätzfunktionen in Gestalt der verallgemeinerten Ridge-Schätzer und durch Anwendung von Bonferroni-Ungleichungen beim Testen.

Während Ridge-Schätzer bei FM zum Teil dramatische Verbesserungen der Schätzgenauigkeit erbringen, bleibt das Grundproblem des multiplen Testens bestehen. Möchte man ein Signifikanzniveau in Höhe von  $\alpha$  einhalten, so ist z.B. das Signifikanzniveau für die einzelnen Tests nach der einfachen Bonferroni-Ungleichung in Höhe von  $\frac{1}{m}\alpha$ ,  $m =$  Anzahl der Tests, anzusetzen. Dann steigt jedoch die Wahrscheinlichkeit für den Fehler 2. Art und somit tendenziell die Anzahl insignifikanter Testergebnisse. Möchte man z.B. für die gemäß Tabelle 2 gegebenen  $t$ -Tests ein Signifikanzniveau in Höhe von  $\alpha = 0.05$  erreichen, so müsste man die Irrtumswahrscheinlichkeit für jeden einzelnen Test auf  $\frac{1}{14}\alpha = 0.0035$  festlegen.

Die vielen Hürden, die man bei Anwendung frequentistisch begründeter Schätz- und Testverfahren zu überwinden hat, könnten (zumindest teilweise) entfallen, wenn man Modelle betrachtet, die ohne stochastische Voraussetzungen auskommen.

Im Abschnitt 3 wurde bereits in Kurznotation auf den relativen quadratischen Fehler (RQF) des KQ-Schätzers im Rahmen des Modells (2) hingewiesen:

$$\begin{aligned} RQF(\hat{\beta}, u) &= \frac{((Z'Z)^{-1} Z'y - \beta)' ((Z'Z)^{-1} Z'y - \beta)}{u'u} \\ &= \frac{u'Z (Z'Z)^{-2} Z'u}{u'u} \end{aligned}$$

mit  $u \neq 0$ . Hierbei sind  $y$  und  $Z$  beobachtbar, nicht jedoch der gesuchte Parametervek-

tor  $\beta$  und der Vektor der Störgrößen  $u$ . Der  $RQF(\hat{\beta}, u)$  misst den quadrierten Abstand zwischen dem KQ-Schätzwert  $\hat{\beta}(y)$  und dem gesuchten  $\beta$  in Relation zur fehlerverursachenden Störgröße  $u$ .<sup>14</sup>

Für den maximal möglichen RQF, also im schlechtesten Fall, erhält man

$$\begin{aligned} \max_{u \neq 0} RQF(\hat{\beta}, u) &= \max_{u \neq 0} \frac{u' Z (Z' Z)^{-2} Z' u}{u' u} \\ &= \lambda_{\max} \left( Z (Z' Z)^{-2} Z' \right) \\ &= \lambda_{\max} \left( (Z' Z)^{-1} \right) \\ &= \frac{1}{\lambda_{\min} (Z' Z)}. \end{aligned}$$

Diese Formel zeigt die unmittelbare Verknüpfung zwischen dem Grad der FM - gemessen durch  $\lambda_{\min} (Z' Z)$  - und dem größtmöglichen RQF auf.

Die theoretische Motivation für die Verwendung des RQF als Gütemaß liegt jedoch in dem folgenden bemerkenswerten Resultat:

Sei  $b$  mit  $y \mapsto b(y)$  eine beliebige Schätzfunktion für  $\beta$  im Modell (2). Dann ist

$$\sup_{u \neq 0} RQF(b, u) \geq \frac{1}{\lambda_{\min} (Z' Z)},$$

d.h.,  $\frac{1}{\lambda_{\min} (Z' Z)}$  ist eine untere Schranke für den maximalen RQF, die von keinem Schätzer unterboten werden kann, aber von der KQ-Schätzfunktion angenommen wird,  $\hat{\beta}$  minimiert also den maximalen RQF in der Klasse aller Schätzer für  $\beta$  (Arnold and Stahlecker, 2011, 2010).

Es ist zu erwähnen, dass sich je nach Definition des Zählers und des Nenners des RQF andere Schätzer als optimal erweisen und man nicht nur auf den Parametervektor  $\beta$  insgesamt abstellen kann, sondern auf einzelne Komponenten, beliebige Linearkombinationen  $a' \beta$  mit gegebenem Vektor  $a$  und auf vieles mehr, z.B. auch auf Prognoseprobleme

<sup>14</sup>Für  $Z' u = 0$  wäre der Zähler des RQF Null, also  $\hat{\beta}(y) = \beta$ .

(Arnold and Stahlecker, 2002). Es lassen sich vor allem die bei FM bedeutsamen Ridge-Schätzer theoretisch begründen (Gruber, 1990).

Für den Anwender wichtig könnte der folgende Aspekt sein. Man kann mit Hilfe des RQF Kriterien der Modellwahl entwickeln und auf Tauglichkeit überprüfen, zumal man ja nur algebraisch vorgeht und nicht an stochastische Konzepte gebunden ist. Instruktiv mag hier der folgende Vergleich sein. Es gilt für beliebiges  $a \in \mathbb{R}^k$ :

$$\max_{u \neq 0} \frac{\left( a' \left( \hat{\beta} - \beta \right) \right)^2}{u'u} = a' (Z'Z)^{-1} a \quad (11)$$

*ohne* stochastische Annahmen für ein Modell der Form (2) und

$$\mathbb{E} \left[ \left( a' \left( \hat{\beta} - \beta \right) \right)^2 \right] = \sigma^2 a' (Z'Z)^{-1} a, \quad (12)$$

sofern die stochastischen Standardannahmen gelten. Formel (11) liefert den relativen quadratischen Schätzfehler des Schätzers  $a'\hat{\beta}$  im ungünstigsten Fall. Nach Formel (12) benötigt man einen Schätzwert für die unbekannte Varianz  $\sigma^2$  der Störgrößen sowie die Gültigkeit der stochastischen Annahmen, um den mittleren quadratischen Fehler, also die Varianz des dann unverzerrten Schätzers  $a'\hat{\beta}$ , näherungsweise zu bestimmen (vgl. Weimann (2014), Abschnitte 1 und 6.3.1).

## Danksagung

Wir danken Annelie Gebert und Marco Breitig für hilfreiche Vorarbeiten und Kommentare zur Datenanalyse.

## Literatur

- Arellano, M. (1987). Computing robust standard errors for within group estimators. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49:431–434.
- Arnold, B. F. (2007). Testing fuzzy hypotheses of equivalence. *Beiträge aus dem Institut für Statistik und Ökonometrie der Universität Hamburg, Universität Hamburg*, (79).
- Arnold, B. F. and Stahlecker, P. (2002). Linear regression analysis using the relative squared error. *Linear Algebra and its Applications*, 354:3–20.
- Arnold, B. F. and Stahlecker, P. (2010). A surprising property of uniformly best linear affine estimation in linear regression when prior information is fuzzy. *Journal of Statistical Planning and Inference*, 140:954–960.
- Arnold, B. F. and Stahlecker, P. (2011). An unexpected property of minimax estimation in the relative squared error approach to linear regression analysis. *Metrika*, 74:397–407.
- Baade, R. A. and Matheson, V. A. (2004). The quest for the cup: Assessing the economic impact of the world cup. *Regional Studies*, 38(4):343–354.
- Belsley, D., Kuh, E., and Welsch, R. (1980). *Regression diagnostics: identifying influential data and sources of collinearity*. New York: Wiley.
- Bertrand, M., Duflo, E., and Mullainathan, S. (2004). How much should we trust differences-in-differences estimates? *The Quarterly Journal of Economics*, 119(1):249–275.
- Carlino, G. A. and Coulson, N. E. (2004). Compensating differentials and the social benefits of the nfl. *Journal of Urban Economics*, 56(1):25–50.
- Chatterjee, S. and Hadi, A. S. (1988). *Sensitivity analysis in linear regression*. New York: Wiley.



- Chatterjee, S. and Price, B. (1977). *Regression analysis by example*. New York: Wiley Sons.
- Coates, D. and Humphreys, B. R. (2003a). The effect of professional sports on earnings and employment in the services and retail sectors in us cities. *Regional Science and Urban Economics*, 33(2):175–198.
- Coates, D. and Humphreys, B. R. (2003b). The effect of professional sports on earnings and employment in the services and retail sectors in us cities. *Regional Science and Urban Economics*, 33:175–198.
- Coates, D. and Humphreys, B. R. (2003c). Professional sports facilities, franchises and urban economic development. *Public Finance and Management*, 3(3):335–357.
- Cornelissen, S. and Maennig, W. (2010). On the political economy of 'feel good' effects at sport mega-events: Experiences from fifa germany 2006 and prospects for south africa 2010. *Alternation*, 17(2):96–120.
- du Plessis, S. and Maennig, W. (2007). World cup 2010: South african economic perspectives and policy challenges informed by the experience of germany 2006. *Contemporary Economic Policy*, 25(4):578–590.
- Ehlers, M.-M. (2013). *Äquivalenzttests bei unscharfen Hypothesen*. Frankfurt am Main: PL Acad. Research.
- Feddersen, A., Grötzinger, A. L., and Maennig, W. (2009). Investment in stadia and regional economic development – evidence from fifa world cup 2006. *International Journal of Sport Finance*, 4(4):221–239.
- Feddersen, A. and Maennig, W. (2012). Sectoral labour market effects of the 2006 fifa world cup. *Labour Economics*, 19(6):860–869.
- Feddersen, A. and Maennig, W. (2013a). Employment effects of the olympic games in atlanta 1996 reconsidered. *International Journal of Sport Finance*, 8(2):95–111.

- Feddersen, A. and Maennig, W. (2013b). Mega-events and sectoral employment: The case of the 1996 olympic games. *Contemporary Economic Policy*, 31(3):580–603.
- Greene, W. H. (2012). *Econometric analysis*. Boston: Pearson, 7 edition.
- Gruber, M. H. J. (1990). *Regression Estimators, A Comparative Study*. Boston: Academic Press.
- Hagn, F. and Maennig, W. (2009). Large sport events and unemployment: the case of the 2006 soccer world cup in germany. *Applied Economics*, 41:3295–3302.
- Heyne, M. and Süssmuth, B. (2007). Hidden value: Wohlfahrtsökonomische effekte internationaler sportgroßveranstaltungen. *Journal of Applied Social Science Studies*, 127:511–529.
- Johnston, J. (1994). *Econometric methods*. Auckland: McGraw-Hill.
- Kavetsos, G. and Szymanski, S. (2010). National well-being and international sports events. *Journal of Economic Psychology*, 31:158–171.
- Kendall, M. G. (1957). *A course in multivariate analysis*. London: Griffin.
- Marquardt, D. W. (1970). Generalized inverses, ridge regression, biased linear estimation, and nonlinear estimation. *Technometrics*, 12(3):591–612.
- Silvey, S. D. (1969). Multicollinearity and imprecise estimation. *Journal of Royal Statistical Society*, B(31):539–552.
- Stahlecker, P. (1987). *A priori Information und Minimax-Schätzung im linearen Regressionsmodell*. Number 108. Frankfurt am Main: Athenäum, mathematical systems in economics edition.
- Weimann, J. (2014). *Minimax-Schätzverfahren im Rahmen der optimalen Versuchsplanung*. Göttingen: Cuvillier.

Wellek, S. (2010). *Testing statistical hypotheses of equivalence and noninferiority*. Boca Raton: CRC Press/Taylor Francis, 2 edition.

Tabelle 7: Konditionsindizes und Varianzanteile für das Modell (1). Aus Gründen der Übersichtlichkeit haben wir auf die Darstellung der Varianzanteile für die 11 monatspezifischen Scheinvariablen verzichtet.

Dimension	Eigenwert	Konditionsindex	Varianzanteile													
			1	$x_2$	$x_3$	$x_4$	$x_5$	$x_6$	$x_7$	$x_8$	$d_1$	$d_2$	$d_3$	$d_4$	$d_5$	$d_6$
1	7.814	1.000	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2	2.647	1.718	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0.01	0.02	0.01	0.01	0.02
3	1.611	2.202	0	0	0	0	0	0	0	0	0.03	0.02	0	0.02	0.02	0
4	1.013	2.777	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
5	1.001	2.795	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
6	1.000	2.795	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
7	1.000	2.795	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
8	1.000	2.795	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
9	1.000	2.795	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
10	1.000	2.795	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
11	1.000	2.795	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
12	1.000	2.795	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
13	0.980	2.824	0	0	0	0	0	0	0.02	0	0.01	0	0.01	0	0	0.01
14	0.882	2.977	0	0	0	0	0	0	0.32	0	0.01	0.01	0.01	0	0.01	0.02
15	0.772	3.181	0	0	0.04	0	0	0	0.26	0	0.02	0.01	0.02	0.01	0.01	0.02
16	0.465	4.100	0	0	0.91	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
17	0.202	6.215	0	0	0	0.07	0.02	0.01	0.09	0.05	0.01	0	0	0.02	0.01	0
18	0.198	6.279	0	0	0	0.02	0	0	0.01	0.39	0.10	0	0.01	0.07	0.05	0.02
19	0.143	7.380	0	0	0	0	0	0	0	0.07	0	0.24	0.31	0.01	0.18	0.30
20	0.079	9.936	0	0	0	0	0	0	0	0.24	0.44	0.02	0	0.55	0.08	0.02
21	0.075	10.215	0	0	0	0.01	0.01	0.01	0	0.10	0.11	0.08	0.12	0.12	0.13	0.20
22	0.059	11.484	0	0	0	0	0	0	0	0.14	0.11	0.61	0.51	0.18	0.50	0.38
23	0.052	12.308	0	0	0	0	0.20	0.20	0.27	0	0.01	0	0	0	0	0
24	0.007	33.749	0.01	0.11	0.01	0.40	0.48	0.37	0.01	0	0.11	0	0	0	0	0
25	0.001	121.086	0.99	0.89	0.03	0.50	0.29	0.40	0	0	0.04	0	0	0	0	0

Abbildung 9: Die Residuen für die Städte Aachen, Augsburg, Berlin, Bielefeld, Bochum, Bonn, Bottrop, Braunschweig, Bremen und Bremerhaven

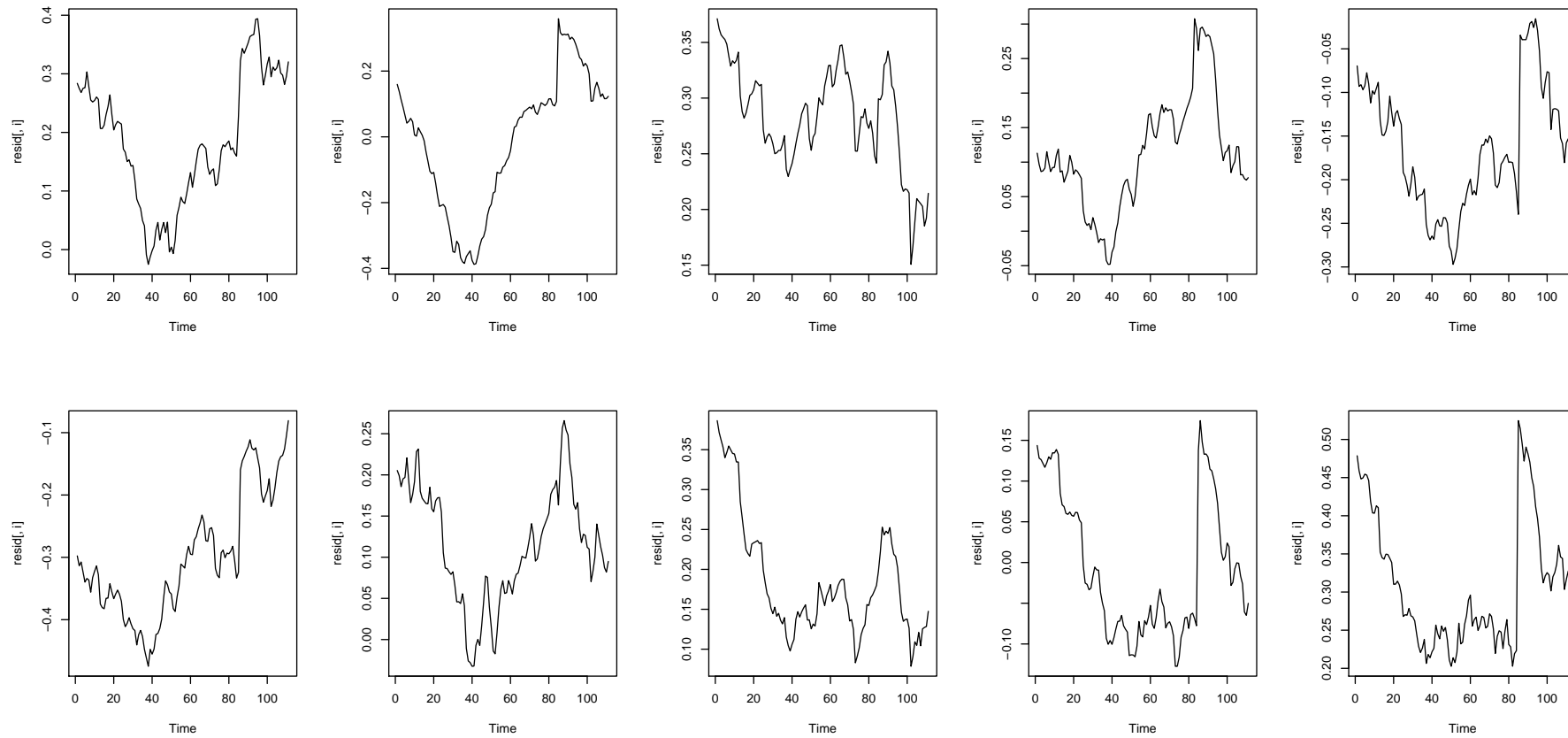


Tabelle 8: Die Schätzungen für die an die Residuendifferenzen angepassten AR[1]-Modelle. (Signifikanzniveau: \*\*\*=0.001, \*\*=0.01, \*=0.05, .=0.1)

i	$\hat{\rho}_i$	$\hat{\sigma}_{\hat{\rho}_i}$	P-Wert	i	$\hat{\rho}_i$	$\hat{\sigma}_{\hat{\rho}_i}$	P-Wert
1	0.2889	0.091	0.002 **	36	0.2742	0.091	0.003 **
2	0.1362	0.094	0.148	37	0.3035	0.093	0.001 ***
3	0.2043	0.094	0.03 *	38	0.0369	0.096	0.7
4	0.2318	0.093	0.012 *	39	0.2619	0.092	0.004 **
5	-0.0167	0.095	0.861	40	0.2715	0.091	0.003 **
6	0.2018	0.094	0.031 *	41	-0.0321	0.095	0.735
7	0.3077	0.09	0.001 ***	42	0.2458	0.093	0.008 **
8	0.2658	0.092	0.004 **	43	0.3597	0.088	0 ***
9	0.1753	0.094	0.061 .	44	0.2173	0.093	0.019 *
10	0.0077	0.095	0.935	45	0.2525	0.092	0.006 **
11	0.2608	0.092	0.005 *	46	0.2868	0.092	0.002 **
12	0.1607	0.094	0.086 .	47	0.2906	0.091	0.001 ***
13	0.3358	0.09	0 ***	48	0.0733	0.096	0.444
14	0.165	0.094	0.081 .	49	0.4024	0.088	0 ***
15	0.2905	0.091	0.001 ***	50	0.1161	0.095	0.221
16	0.2662	0.092	0.004 **	51	0.2811	0.092	0.002 **
17	0.288	0.091	0.002 **	52	0.1188	0.095	0.209
18	0.3588	0.088	0 ***	53	0.1273	0.094	0.178
19	0.026	0.095	0.785	54	0.4133	0.087	0 ***
20	0.3757	0.088	0 ***	55	0.1747	0.095	0.066 .
21	0.1485	0.094	0.116	56	0.2499	0.092	0.007 **
22	0.3924	0.088	0 ***	57	0.0258	0.095	0.786
23	0.0104	0.095	0.913	58	0.0254	0.095	0.789
24	0.358	0.089	0 ***	59	0.4158	0.087	0 ***
25	0.2269	0.093	0.014 *	60	0.2767	0.091	0.002 **
26	0.3612	0.089	0 ***	61	0.1793	0.093	0.055 .
27	0.4214	0.086	0 ***	62	0.1028	0.095	0.28
28	0.1639	0.094	0.081 .	63	0.1992	0.094	0.034 *
29	-0.0946	0.095	0.317	64	0.2219	0.093	0.017 *
30	-0.0012	0.095	0.99	65	0.045	0.095	0.636
31	0.4027	0.088	0 ***	66	0.4447	0.087	0 ***
32	0.0817	0.095	0.39	67	0.3498	0.089	0 ***
33	0.3719	0.088	0 ***	68	0.3257	0.09	0 ***
34	0.4523	0.085	0 ***	69	-0.0027	0.095	0.977
35	0.4035	0.089	0 ***	70	0.165	0.094	0.079 .

Tabelle 9: Kritische Werte  $\kappa_\alpha$  für den Äquivalenztest

$\Delta$	$\alpha = 0.15$	$\alpha = 0.1$	$\alpha = 0.05$	$\alpha = 0.01$
0.1	0.1901	0.1263	0.0630	0.0126
0.3	0.1978	0.1314	0.0656	0.0131
0.5	0.2142	0.1424	0.0710	0.0142
1.0	0.3100	0.2066	0.1033	0.0207
2.0	0.9699	0.7360	0.4252	0.0922
3.0	1.9636	1.7184	1.3552	0.6780
4.0	2.9636	2.7184	2.3551	1.6736
5.0	3.9636	3.7184	3.3551	2.6736

# Hamburg Contemporary Economic Discussions

(Download: <https://www.wiso.uni-hamburg.de/en/fachbereich-vwl/professuren/maennig/research/hceds.html>)

- 62 MAENNIG, W., / SATTARHOFF, C. / STAHLCKER, P.: Interpretation und mögliche Ursachen statistisch insignikanter Testergebnisse - eine Fallstudie zu den Beschäftigungseffekten der Fußball-Weltmeisterschaft 2006, 2017.
- 61 KRUSE, F. K. / MAENNIG, W.: The future development of world records, 2017.
- 60 MAENNIG, W.: Governance in Sports Organizations, 2017.
- 59 AHLFELDT, G. M. / MAENNIG, W. / FELIX J. RICHTER: Zoning in reunified Berlin, 2017.
- 58 MAENNIG, W.: Major Sports Events: Economic Impact, 2017.
- 57 MAENNIG, W.: Public Referenda and Public Opinion on Olympic Games, 2017.
- 56 MAENNIG, W. / WELLBROCK, C.: Rio 2016: Sozioökonomische Projektion des Olympischen Medaillenrankings, 2016.
- 55 MAENNIG, W. / VIERHAUS, C.: Which countries bid for the Olympic Games? Economic, political, and social factors and chances of winning, 2016.
- 54 AHLFELDT, G. M. / MAENNIG, W. / STEENBECK, M.: Après nous le déluge? Direct democracy and intergenerational conflicts in aging societies, 2016.
- 53 LANGER, V. C. E.: Good news about news shocks, 2015.
- 52 LANGER, V. C. E. / MAENNIG, W. / RICHTER, F. J.: News Shocks in the Data: Olympic Games and their Macroeconomic Effects – Reply, 2015.
- 51 MAENNIG, W.: Ensuring Good Governance and Preventing Corruption in the Planning of Major Sporting Events – Open Issues, 2015.
- 50 MAENNIG, W. / VIERHAUS, C.: Who Wins Olympic Bids? 2015 (3<sup>rd</sup> version).
- 49 AHLFELDT, G. M. / MAENNIG, W. / RICHTER, F.: Urban Renewal after the Berlin Wall, 2013.
- 48 BRANDT, S. / MAENNIG, W. / RICHTER, F.: Do Places of Worship Affect Housing Prices? Evidence from Germany, 2013.
- 47 ARAGÃO, T. / MAENNIG, W.: Mega Sporting Events, Real Estate, and Urban Social Economics – The Case of Brazil 2014/2016, 2013.
- 46 MAENNIG, W. / STEENBECK, M. / WILHELM, M.: Rhythms and Cycles in Happiness, 2013.



# Hamburg Contemporary Economic Discussions

(Download: <https://www.wiso.uni-hamburg.de/en/fachbereich-vwl/professuren/maennig/research/hceds.html>)

- 45 RICHTER, F. / STEENBECK, M. / WILHELM, M.: The Fukushima Accident and Policy Implications: Notes on Public Perception in Germany, 2014 (2<sup>nd</sup> version).
- 44 MAENNIG, W.: London 2012 – das Ende des Mythos vom erfolgreichen Sportsoldaten, 2012.
- 43 MAENNIG, W. / WELLBROCK, C.: London 2012 – Medal Projection – Medaillenvorausberechnung, 2012.
- 42 MAENNIG, W. / RICHTER, F.: Exports and Olympic Games: Is there a Signal Effect? 2012.
- 41 MAENNIG, W. / WILHELM, M.: Becoming (Un)employed and Life Satisfaction: Asymmetric Effects and Potential Omitted Variable Bias in Empirical Happiness Studies, 2011.
- 40 MAENNIG, W.: Monument Protection and Zoning in Germany: Regulations and Public Support from an International Perspective, 2011.
- 39 BRANDT, S. / MAENNIG, W.: Perceived Externalities of Cell Phone Base Stations – The Case of Property Prices in Hamburg, Germany, 2011.
- 38 MAENNIG, W. / STOBERNACK, M.: Do Men Slow Down Faster than Women? 2010.
- 37 DU PLESSIS, S. A. / MAENNIG, W.: The 2010 World Cup High-frequency Data Economics: Effects on International Awareness and (Self-defeating) Tourism, 2010.
- 36 BISCHOFF, O.: Explaining Regional Variation in Equilibrium Real Estate Prices and Income, 2010.
- 35 FEDDERSEN, A. / MAENNIG, W.: Mega-Events and Sectoral Employment: The Case of the 1996 Olympic Games, 2010.
- 34 FISCHER, J.A.V. / SOUSA-POZA, A.: The Impact of Institutions on Firms Rejuvenation Policies: Early Retirement with Severance Pay versus Simple Lay-Off. A Cross-European Analysis, 2010.
- 33 FEDDERSEN, A. / MAENNIG, W.: Sectoral Labor Market Effects of the 2006 FIFA World Cup, 2010.

# Hamburg Contemporary Economic Discussions

(Download: <https://www.wiso.uni-hamburg.de/en/fachbereich-vwl/professuren/maennig/research/hceds.html>)

- 32 AHLFELDT, G.: Blessing or Curse? Appreciation, Amenities, and Resistance around the Berlin “Mediaspree”, 2010.
- 31 FALCH, T. / FISCHER, J.A.V.: Public Sector Decentralization and School Performance: International Evidence, 2010.
- 30 AHLFELDT, G. / MAENNIG, W. / ÖLSCHLÄGER, M.: Lifestyles and Preferences for (Public) Goods: Professional Football in Munich, 2009.
- 29 FEDDERSEN, A. / JACOBSEN, S. / MAENNIG, W.: Sports Heroes and Mass Sports Participation – The (Double) Paradox of the “German Tennis Boom”, 2009.
- 28 AHLFELDT, G. / MAENNIG, W. / OSTERHEIDER, T.: Regional and Sectoral Effects of a Common Monetary Policy: Evidence from Euro Referenda in Denmark and Sweden, 2009.
- 27 BJØRNSKOV, C. / DREHER, A. / FISCHER, J.A.V. / SCHNELLENBACH, J.: On the Relation Between Income Inequality and Happiness: Do Fairness Perceptions Matter? 2009.
- 26 AHLFELDT, G. / MAENNIG, W.: Impact of Non-Smoking Ordinances on Hospitality Revenues: The Case of Germany, 2009.
- 25 FEDDERSEN, A. / MAENNIG, W.: Wage and Employment Effects of the Olympic Games in Atlanta 1996 Reconsidered, 2009.
- 24 AHLFELDT, G. / FRANKE, B. / MAENNIG, W.: Terrorism and the Regional and Religious Risk Perception of Foreigners: The Case of German Tourists, 2009.
- 23 AHLFELDT, G. / WENDLAND, N.: Fifty Years of Urban Accessibility: The Impact of Urban Railway Network on the Land Gradient in Industrializing Berlin, 2008.
- 22 AHLFELDT, G. / FEDDERSEN, A.: Determinants of Spatial Weights in Spatial Wage Equations: A Sensitivity Analysis, 2008.
- 21 MAENNIG, W. / ALLMERS, S.: South Africa 2010: Economic Scope and Limits, 2008.

# Hamburg Contemporary Economic Discussions

(Download: <https://www.wiso.uni-hamburg.de/en/fachbereich-vwl/professuren/maennig/research/hceds.html>)

- 20 MAENNIG, W. / WELLBROCK, C.-M.: Sozio-ökonomische Schätzungen Olympischer Medaillengewinne: Analyse-, Prognose- und Benchmarkmöglichkeiten, 2008.
- 19 AHLFELDT, G.: The Train has Left the Station: Real Estate Price Effects of Mainline Realignment in Berlin, 2008.
- 18 MAENNIG, W. / PORSCHE, M.: The Feel-good Effect at Mega Sport Events – Recommendations for Public and Private Administration Informed by the Experience of the FIFA World Cup 2006, 2008.
- 17 AHLFELDT, G. / MAENNIG, W.: Monumental Protection: Internal and External Price Effects, 2008.
- 16 FEDDERSEN, A. / GRÖTZINGER, A. / MAENNIG, W.: New Stadia and Regional Economic Development – Evidence from FIFA World Cup 2006 Stadia, 2008.
- 15 AHLFELDT, G. / FEDDERSEN, A.: Geography of a Sports Metropolis, 2007.
- 14 FEDDERSEN, A. / MAENNIG, W.: Arenas vs. Multifunctional Stadia – Which Do Spectators Prefer? 2007.
- 13 AHLFELDT, G.: A New Central Station for a Unified City: Predicting Impact on Property Prices for Urban Railway Network Extension, 2007.
- 12 AHLFELDT, G.: If Alonso was Right: Accessibility as Determinant for Attractiveness of Urban Location, 2007.
- 11 AHLFELDT, G., MAENNIG, W.: Assessing External Effects of City Airports: Land Values in Berlin, 2007.
- 10 MAENNIG, W.: One Year Later: A Re-Appraisal of the Economics of the 2006 Soccer World Cup, 2007.
- 09 HAGN, F. / MAENNIG, W.: Employment Effects of the World Cup 1974 in Germany.
- 08 HAGN, F. / MAENNIG, W.: Labour Market Effects of the 2006 Soccer World Cup in Germany, 2007.
- 07 JASMAND, S. / MAENNIG, W.: Regional Income and Employment Effects of the 1972 Munich Olympic Summer Games, 2007.

# Hamburg Contemporary Economic Discussions

(Download: <https://www.wiso.uni-hamburg.de/en/fachbereich-vwl/professuren/maennig/research/hceds.html>)

- 06 DUST, L. / MAENNIG, W.: Shrinking and Growing Metropolitan Areas – Asymmetric Real Estate Price Reactions? The Case of German Single-family Houses, 2007.
- 05 HEYNE, M. / MAENNIG, W. / SUESSMUTH, B.: Mega-sporting Events as Experience Goods, 2007.
- 04 DU PLESSIS, S. / MAENNIG, W.: World Cup 2010: South African Economic Perspectives and Policy Challenges Informed by the Experience of Germany 2006, 2007.
- 03 AHLFELDT, G. / MAENNIG, W.: The Impact of Sports Arenas on Land Values: Evidence from Berlin, 2007.
- 02 FEDDERSEN, A. / MAENNIG, W. / ZIMMERMANN, P.: How to Win the Olympic Games – The Empirics of Key Success Factors of Olympic Bids, 2007.
- 01 AHLFELDT, G. / MAENNIG, W.: The Role of Architecture on Urban Revitalization: The Case of “Olympic Arenas” in Berlin-Prenzlauer Berg, 2007.
- 04/2006 MAENNIG, W. / SCHWARTHOFF, F.: Stadium Architecture and Regional Economic Development: International Experience and the Plans of Durban, October 2006.
- 03/2006 FEDDERSEN, A. / VÖPEL, H.: Staatliche Hilfen für Profifußballclubs in finanziellen Notlagen? – Die Kommunen im Konflikt zwischen Imageeffekten und Moral-Hazard-Problemen, September 2006.
- 02/2006 FEDDERSEN, A.: Measuring Between-season Competitive Balance with Markov Chains, July 2006.
- 01/2006 FEDDERSEN, A.: Economic Consequences of the UEFA Champions League for National Championships – The Case of Germany, May 2006.
- 04/2005 BUETTNER, N. / MAENNIG, W. / MENSSEN, M.: Zur Ableitung einfacher Multiplikatoren für die Planung von Infrastrukturkosten anhand der Aufwendungen für Sportstätten – eine Untersuchung anhand der Fußball-WM 2006, May 2005.

# Hamburg Contemporary Economic Discussions

(Download: <https://www.wiso.uni-hamburg.de/en/fachbereich-vwl/professuren/maennig/research/hceds.html>)

- 03/2005 SIEVERS, T.: A Vector-based Approach to Modeling Knowledge in Economics, February 2005.
- 02/2005 SIEVERS, T.: Information-driven Clustering – An Alternative to the Knowledge Spillover Story, February 2005.
- 01/2005 FEDDERSEN, A. / MAENNIG, W.: Trends in Competitive Balance: Is there Evidence for Growing Imbalance in Professional Sport Leagues? January 2005.

# Ha mbour g

Contemporary Economic Discussions

ISSN 1865-2441 (PRINT)  
ISSN 1865-7133 (ONLINE)

ISBN 978-3-942820-38-7 (PRINT)  
ISBN 978-3-942820-39-4 (ONLINE)