



Die Hochschule im Dialog:

Monte-Carlo-Evaluation von Instrumentenvariablen-schätzern

Benjamin R. Auer
Horst Rottmann

Monte-Carlo-Evaluation von Instrumentenvariablenschätzern

Benjamin R. Auer

Brandenburgische Technische Universität Cottbus-Senftenberg,
Universität Leipzig, CESifo München

Horst Rottmann

Ostbayerische Technische Hochschule Amberg-Weiden,
CESifo München

Abstrakt: Dieser Beitrag illustriert mittels Monte-Carlo-Simulation die Eigenschaften des OLS- und des IV-Schätzers, wenn die erklärende Variable im einfachen linearen Regressionsmodell endogen, d. h. mit dem Störterm des Modells korreliert ist. Insbesondere werden dabei die Verzerrung des OLS-Schätzers und die Konsistenz des IV-Schätzers aufgezeigt sowie der Einfluss schwacher Instrumente verdeutlicht.

Stichwörter: Monte-Carlo-Simulation, OLS-Schätzung, IV-Schätzung, Endogenität, schwache Instrumente.

1. Einführung

Bei der Anwendung der Regressionsanalyse ist man oft mit dem Problem der Endogenität konfrontiert, d. h. einer Abhängigkeit zwischen dem Störterm des Regressionsmodells und seinen erklärenden Variablen (vgl. z. B. *Card*, 1995, *Jegadeesh et al.*, 2019). Die OLS-Schätzer (engl. ordinary least squares estimator) der Modellparameter sind in diesem Fall verzerrt und inkonsistent, sodass ein alternatives Schätzverfahren benötigt wird. Der IV-Schätzer (engl. instrumental variables estimator) bietet sich hier als Ausweg an. Sind sog. Instrumentenvariablen verfügbar, die nicht mit dem Störterm aber mit den endogenen erklärenden Variablen des Modells korreliert sind, ist der IV-Schätzer im Gegensatz zum OLS-Schätzer konsistent. Bei schwachen Instrumenten, die nur gering mit den endogenen erklärenden Variablen korreliert sind, kann er aber sehr problematisch sein. Nach einer kompakten Zusammenfassung formaler Grundlagen werden im Folgenden in einer Monte-Carlo- bzw. Simulationsstudie die Eigenheiten des IV-Schätzers bei starken und schwachen Instrumenten illustriert.

2. Formale Grundlagen

Gegeben sei eine einfache Zufallsstichprobe (X_i, Y_i) des Umfangs n aus einer Grundgesamtheit, die durch ein einfaches parameterlineares Querschnittsregressionsmodell

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

beschrieben werden kann. Dieses erklärt den i -ten Wert einer Variable Y durch die i -ten Werte einer Variable X und eines Störterms ε . Die Terme β_0 und β_1 sind die Regressionsparameter, wobei man sich in der Praxis primär für β_1 interessiert. Es wird ein Verfahren benötigt, mit dem man β_1 aus den Stichprobendaten zu X und Y schätzen kann.

Sind die klassischen Gauß-Markov-Annahmen erfüllt, ist der **OLS-Schätzer**

$$\hat{\beta}_1^{\text{OLS}} = \frac{\widehat{\text{Cov}}(X, Y)}{\widehat{\text{Var}}(X)} \quad (2)$$

erwartungstreu, konsistent und unter allen möglichen unverzerrten linearen Schätzverfahren effizient (vgl. *Wooldridge*, 2016, S. 40 ff., 89 ff., 150 ff., *Auer und Rottmann*, 2020, S. 452 ff.). Er trifft also bei wiederholten Stichproben im Durchschnitt β_1 , nähert sich mit zu-

nehmendem Stichprobenumfang immer weiter β_1 an und besitzt dabei im Konkurrenzvergleich stets die geringste Varianz. Die für die Erwartungstreue $E(\hat{\beta}_1^{\text{OLS}}) = \beta_1$ zentrale Annahme ist $E(\varepsilon_i|X_i) = 0$, woraus $\text{Cov}(\varepsilon_i, X_i) = 0$ folgt. Die Größen ε und X dürfen also nicht korreliert sein. Man sagt, X muss **exogen** sein. Die Konsistenz $\text{plim} \hat{\beta}_1^{\text{OLS}} = \beta_1$ folgt ebenfalls primär aus dieser Annahme. Varianzoptimalität ist gegeben, wenn ε homoskedastisch und unkorreliert ist. Wird der Störterm zusätzlich noch als normalverteilt unterstellt oder liegen große Stichproben (je nach Anwendung $n > 30, 50, 100$) vor, sodass der Zentrale Grenzwertsatz und asymptotische Normalverteilung greifen, dann ist der OLS-Schätzer mindestens approximativ normalverteilt (vgl. *Stock und Watson*, 2015, S. 175 ff., *Wooldridge*, 2016, S. 154 ff., *Hill et al.*, 2018, S. 73, 229 f.). Bei Normalverteilung besitzt er unter allen unverzerrten Schätzverfahren (linearen und nicht-linearen) die geringste Varianz (vgl. *Wooldridge*, 2016, S. 106). Es gibt also in dieser Annahmenkonstellation kein Schätzverfahren, das besser ist als OLS.

In der Praxis trifft man oft auf das Problem $\text{Cov}(\varepsilon_i, X_i) \neq 0$, d. h. eine Korrelation zwischen ε und X . Man bezeichnet X dann als **endogen**. Es folgt daraus $E(\varepsilon_i|X_i) \neq 0$ und der OLS-Schätzer kann nicht länger als erwartungstreu und konsistent eingestuft werden. Typische Endogenitätsursachen sind z. B. vernachlässigte erklärende Variablen, Messfehler bei der Erfassung erklärender Variablen oder Simultanität (vgl. *Auer und Rottmann*, 2020, S. 562 ff.). Können diese nicht durch Modifikation der Modellspezifikation beseitigt werden (z. B. weil eine relevante Variable empirisch nicht beobachtbar ist), bietet sich eine IV-Schätzung anstatt einer OLS-Schätzung an.

Gibt es ein **Instrument** Z mit den Eigenschaften $\text{Cov}(\varepsilon_i, Z_i) = 0$ (**Instrumentexogenität**) und $\text{Cov}(X_i, Z_i) \neq 0$ (**Instrumentrelevanz**), d. h. eine Variable, die nicht mit dem Störterm aber mit der endogenen erklärenden Variable korreliert (vgl. *Bartels*, 1991), lässt sich der **IV-Schätzer**

$$\hat{\beta}_1^{\text{IV}} = \frac{\widehat{\text{Cov}}(Y, Z)}{\widehat{\text{Cov}}(X, Z)} \quad (3)$$

definieren (vgl. *Stock und Watson*, 2015, S. 477, *Wooldridge*, 2016, S. 465, *Auer und Rottmann*, 2020, S. 565). Er ist eine Verallgemeinerung des OLS-Schätzers und reduziert sich zu diesem, wenn $Z = X$. Wesentliche Eigenschaften des IV-Schätzers (bei erfüllter Instrumentexogenität und -relevanz) sind seine Konsistenz $\text{plim} \hat{\beta}_1^{\text{IV}} = \beta_1$ und seine asymptotische Normalverteilung (vgl. *Greene*, 2018, S. 248 ff.). Da der IV-Schätzer, wenn er wirklich nötig

ist (bei $\text{Cov}(\varepsilon_i, X_i) \neq 0$), in endlichen Stichproben nicht erwartungstreu ist, sind in praktischen Anwendungen hohe Stichprobenumfänge für einen präzisen Einsatz erforderlich (vgl. *Wooldridge*, 2016, S. 465). Wird der IV-Schätzer verwendet, obwohl er gar nicht erforderlich ist (bei $\text{Cov}(\varepsilon_i, X_i) = 0$), kommt es im Vergleich zu OLS zu einer höheren Schätzvarianz (vgl. *Wooldridge*, 2016, S. 466, *Auer und Rottmann*, 2020, S. 566).

Ein Problem bei der IV-Schätzung sind Instrumente, die nur schwach mit der endogenen erklärenden Variable korreliert sind (vgl. *Bound et al.*, 1995, *Staiger und Stock*, 1997, *Wooldridge*, 2016, S. 466 ff., 469 ff.). Ein **schwaches Instrument** führt im Vergleich zu einem starken zu einem höheren asymptotischen Standardfehler des IV-Schätzers. Die Varianz des IV-Schätzers lässt sich nämlich darstellen als

$$\text{Var}(\hat{\beta}_1^{\text{IV}}) = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{n\sigma_X^2 \cdot \rho_{X,Z}^2}, \quad (4)$$

wobei σ_ε^2 die Varianz von ε , σ_X^2 die Varianz von X und $\rho_{X,Z} = \text{Corr}(X,Z)$ der Korrelationskoeffizient zwischen X und Z in der Grundgesamtheit sind. Alle Größen in (4) können mit Hilfe der Zufallsstichprobe konsistent geschätzt werden. Da ein schwaches Instrument auch asymptotisch nur eine geringe Korrelation mit X und damit ein niedriges $\rho_{X,Z}$ aufweist, ergibt sich gemäß (4) eine hohe asymptotische Varianz des IV-Schätzers. Beim OLS-Schätzer beträgt der Korrelationskoeffizient in (4) dagegen eins, womit dieser eine geringere Varianz als der IV-Schätzer besitzt (vgl. *Auer und Rottmann*, 2020, S. 566).

Darüber hinaus kann ein schwaches Instrument bei (selbst nur geringfügiger) Korrelation zwischen Störterm und Instrument zu einer großen **asymptotischen Verzerrung** führen. Es gilt nämlich

$$\text{p lim}(\hat{\beta}_1^{\text{IV}}) = \beta_1 + \frac{\text{Corr}(\varepsilon, Z)}{\text{Corr}(X, Z)} \cdot \frac{\sigma_\varepsilon}{\sigma_X}, \quad (5)$$

wobei σ_ε und σ_X die Grundgesamtheitsstandardabweichungen von ε und X sind. Ein schwaches Instrument verstärkt die bei Instrumentendogenität auftretende asymptotische Verzerrung. Bei Betrachtung von

$$\text{p lim}(\hat{\beta}_1^{\text{OLS}}) = \beta_1 + \text{Corr}(\varepsilon, X) \cdot \frac{\sigma_\varepsilon}{\sigma_X} \quad (6)$$

fällt zudem auf, dass der IV-Schätzer nur dann „besser“ als der OLS-Schätzer ist, wenn die Beziehung $\text{Corr}(\varepsilon, Z) / \text{Corr}(X, Z) < \text{Corr}(\varepsilon, X)$ gilt.

3. Simulation

Zur simulationsbasierten Illustration der Eigenschaften des IV-Schätzers greifen wir auf **Matlab** zurück. Dabei werden in wiederholten Stichproben aus einer Grundgesamtheit die Realisationen des IV-Schätzers berechnet und seine Stichprobenverteilung konstruiert.

In einer ersten Befehlssequenz definieren wir zunächst die relevanten Parameter der Grundgesamtheit:

```
b0 = 2; b1 = 1;  
  
r = [1.0 0.7 0.2 0.5;  
     0.7 1.0 0.0 0.0;  
     0.2 0.0 1.0 0.0;  
     0.5 0.0 0.0 1.0];
```

Hier sind $b_0 = 2$ und $b_1 = 1$ die Regressionskoeffizienten und r die (4×4) -Korrelationsmatrix der Variablen X , Z_1 , Z_2 und ε , die simuliert werden sollen. Es gilt (siehe Fettdruck in r) unter anderem $\text{Corr}(X, Z_1) = 0,7$, $\text{Corr}(\varepsilon, Z_1) = 0$, $\text{Corr}(X, Z_2) = 0,2$, $\text{Corr}(\varepsilon, Z_2) = 0$ und $\text{Corr}(\varepsilon, X) = 0,5$. In dieser Variablenkonstellation ist also X endogen und es liegen zwei exogene Instrumente (ein starkes Z_1 und ein schwaches Z_2) vor.

Für die wiederholten Stichproben legen wir anschließend die Anzahl der Stichproben s und den jeweiligen Stichprobenumfang n fest. Zusätzlich wird ein $(s \times 1)$ -Vektor β initialisiert, der die in den einzelnen Stichproben entstehenden Schätzungen von b_1 aufnehmen soll:

```
s = 1000000;  
n = 100;  
  
beta = NaN(s,1);
```

Die folgende Schleife, bei der jeder Schritt i eine Stichprobe ist, erzeugt Stichprobendaten und schätzt auf ihrer Basis nach Nutzereingabe eines Wertes (1, 2 oder 3) für die Steuerungsvariable type den Parameter b_1 entweder gemäß OLS ($\text{type} = 1$), IV mit Z_1 ($\text{type} = 2$) oder IV mit Z_2 ($\text{type} = 3$):

```

type = str2double(inputdlg({'Bitte Schätztyp eingeben:'}));

for i = 1:s

    data = mvnrnd([0 0 0 0],r,n);
    x = data(:,1);
    z1 = data(:,2); z2 = data(:,3);
    e = data(:,4);

    y = b0 + b1*x + e;

    switch type
        case 1
            covar = cov(x,y);
            beta(i,:) = covar(1,2)/var(x);
        case 2
            covar1 = cov(y,z1);
            covar2 = cov(x,z1);
            beta(i,:) = covar1(1,2)/covar2(1,2);
        case 3
            covar1 = cov(y,z2);
            covar2 = cov(x,z2);
            beta(i,:) = covar1(1,2)/covar2(1,2);
    end

end
end

```

Die Datengenerierung erfolgt primär über den Befehl `mvnrnd()`, mit dem sich multivariat normalverteilte Zufallszahlen erzeugt lassen. Zur Vereinfachung konzentrieren wir uns auf standardnormalverteilte Daten, sodass Mittelwert- und Kovarianzmatrixinput, den die Funktion neben `n` benötigt, durch einen Nullvektor und die Korrelationsmatrix `r` belegt werden können (vgl. *Auer*, 2020). Das Ergebnis ist eine $(n \times 4)$ -Matrix `data` mit korrelierten Zufallszahlen. Sie wird zur übersichtlicheren Handhabung in die Spaltenvektoren `x`, `z1`, `z2` und `e` zerlegt. Zuletzt wird mit den Parametern `b0` und `b1` sowie den simulierten Daten `x` und `e` der Vektor `y` bestimmt. Er basiert auf der Idee, dass für die erklärte Variable in der Grundgesamtheit ein einfaches lineares Modell mit den Parametern `b0` und `b1` gelten sowie eine endogene erklärende Variable vorliegen soll.

In der `switch`-Umgebung erfolgt die Schätzung von `b1` auf Basis der generierten Stichprobe (x,y) bzw. den Instrumenten `z1` und `z2`. Es werden dabei die Matlab-Befehle `cov()` und `var()` zur Kovarianz- und Varianzermittlung eingesetzt. Das Schätzergebnis für `b1` wird an Stelle `i`

des Vektors β gespeichert. Nach dem Durchlauf aller s Simulationsgänge enthält β alle Schätzungen von b_1 , die in den wiederholten Stichproben aufgetreten sind.

Abb. 1 zeigt die Stichprobenverteilung des OLS-Schätzers für $n = 100, 500, 1000$. Zur besseren Deutung und Vergleichbarkeit sind die Histogrammgrafiken jeweils um Mittelwert ($\hat{\mu}$), Standardabweichung ($\hat{\sigma}$), Schiefe ($\hat{\gamma}$) und Wölbung ($\hat{\kappa}$) der Schätzungen von b_1 erweitert. $\hat{\sigma}$ kann dabei als Schätzung für den Standardfehler des OLS-Schätzers (bzw. im Folgenden des IV-Schätzers) interpretiert werden. Man erkennt, dass der OLS-Schätzer nicht erwartungstreu ist, da er im Durchschnitt den Wert 1,5 annimmt, der wahre Wert in der Grundgesamtheit aber bei 1 liegt. Auch mit zunehmendem Stichprobenumfang ändert sich daran nichts. Der OLS-Schätzer ist nicht konsistent und besitzt gemäß (6) eine asymptotische Verzerrung in Höhe von $\text{Corr}(\varepsilon, X) = 0,5$, da $\sigma_\varepsilon = 1$ und $\sigma_X = 1$.

Abb. 2a, die analog zu *Abb. 1* aufgebaut ist und $n = 100, 500, 1000, 5000$ abbildet, zeigt die Stichprobenverteilungen für den IV-Schätzer mit starkem Instrument Z_1 . Er ist konsistent, da er sich mit zunehmendem Stichprobenumfang immer mehr dem wahren Parameterwert 1 annähert. Zudem kommt es mit steigendem n zu einer immer besseren Anpassung der Stichprobenverteilung des IV-Schätzers an eine Normalverteilung (mit Schiefe $\gamma = 0$ und Wölbung $\kappa = 3$).

Abb. 2b präsentiert die Ergebnisse für den IV-Schätzer mit schwachem Instrument Z_2 . Unmittelbar auffallend ist, dass der IV-Schätzer bei einer „kleinen“ Stichprobe des Umfangs 100 zwar im Durchschnitt nicht zu weit vom wahren Wert 1 entfernt liegt, jedoch im Vergleich zur Schätzung mit starkem Instrument eine sehr hohe Varianz mit starken Ausreißern aufweist. Mit zunehmendem Stichprobenumfang nimmt der Standardfehler zwar ab, ist aber immer noch deutlich höher als beim starken Instrument Z_1 . Beobachtbare Konvergenzen (z. B. gegen die Normalverteilung) erfolgen bei schwachen Instrumenten langsamer als bei starken (siehe hierzu die Werte von $\hat{\gamma}$ und $\hat{\kappa}$).

Abschließend betrachten wir den Fall fehlender Instrumentexogenität. Dazu setzen wir im beschriebenen Simulationsdesign in der Korrelationsmatrix illustrativ $\text{Corr}(\varepsilon, Z_1)$ und $\text{Corr}(\varepsilon, Z_2)$ (bzw. die fettgedruckten Nullen und ihre symmetrischen Gegenstücke) auf 0,1. *Abb. 2c,d* zeigen die dann entstehenden Stichprobenverteilungen bei starkem (*Abb. 2c*) und

schwachem (Abb. 2d) Instrument. In beiden Fällen zeigt sich, dass der IV-Schätzer nicht mehr konsistent ist. Die asymptotische Verzerrung ist gemäß (5) beim starken Instrument $0,1 / 0,7 = 0,143$, beim schwachen $0,1 / 0,2 = 0,5$, da jeweils $\sigma_\varepsilon = 1$ und $\sigma_X = 1$. Beim schwachen Instrument ist die Verzerrung des IV-Schätzers in unserem Beispiel sogar so hoch wie diejenige des OLS-Schätzers, obwohl $\text{Corr}(\varepsilon, Z_2)$ deutlich kleiner als $\text{Corr}(\varepsilon, X)$ ist. In diesem Fall wäre dem OLS-Schätzer aufgrund seines deutlich geringeren Standardfehlers (z. B. $0,039 < 0,214$ bei $n = 500$) gegenüber dem IV-Schätzer der Vorzug zu geben.

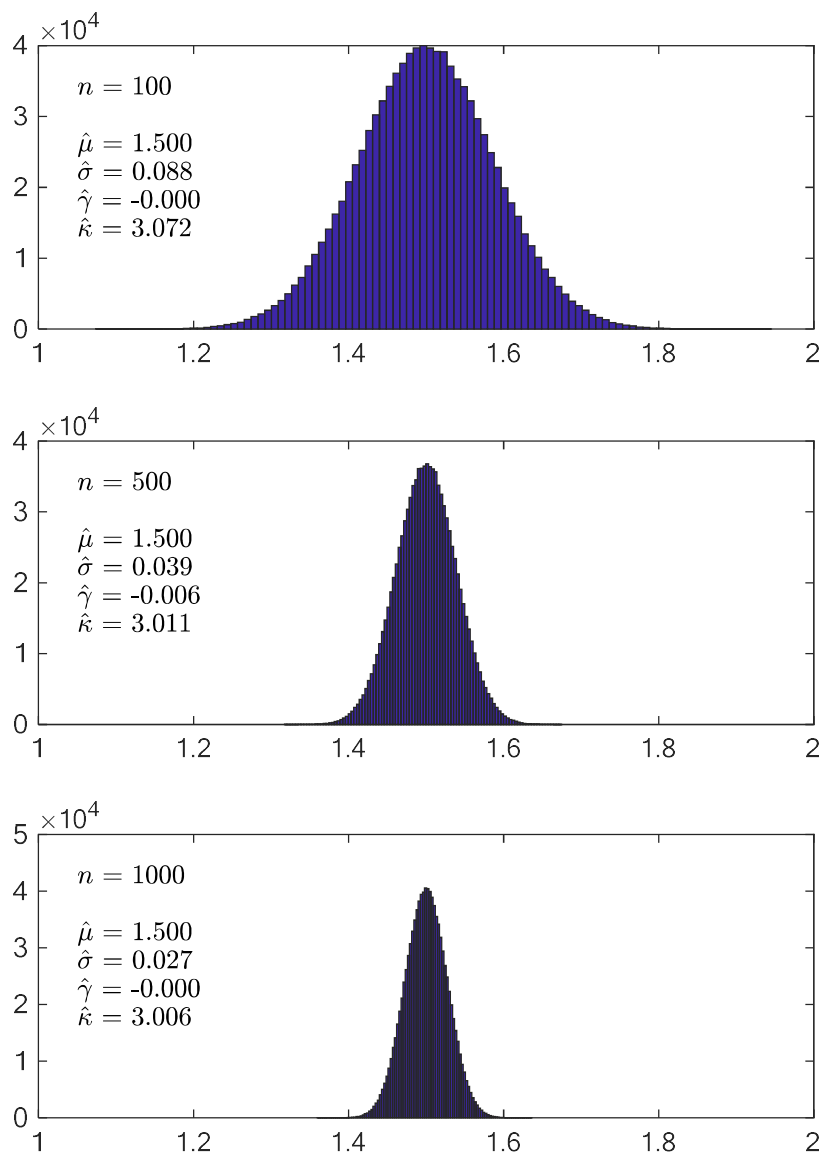


Abb. 1: Stichprobenverteilung OLS-Schätzer

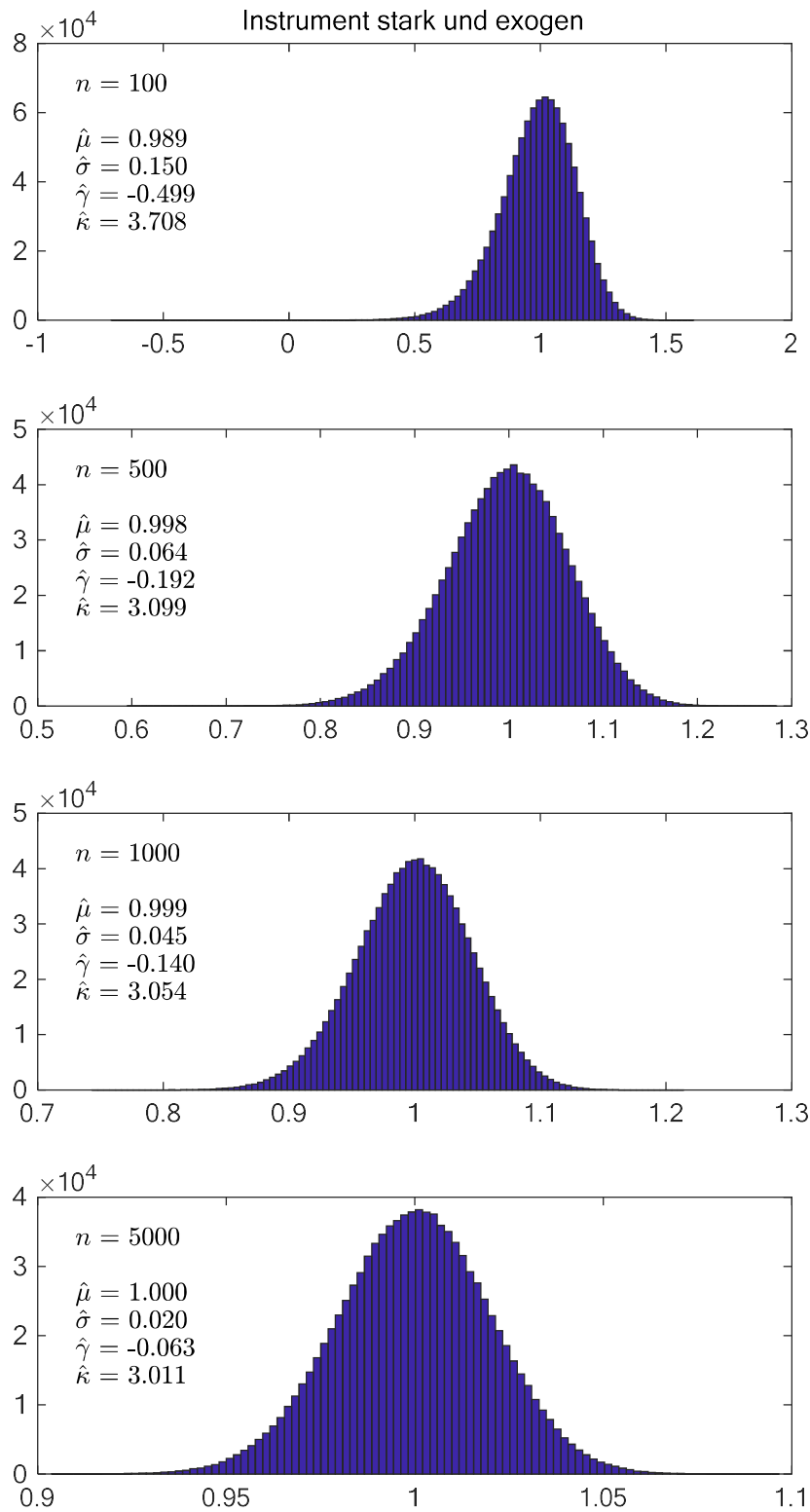


Abb. 2a: Stichprobenverteilung IV-Schätzer

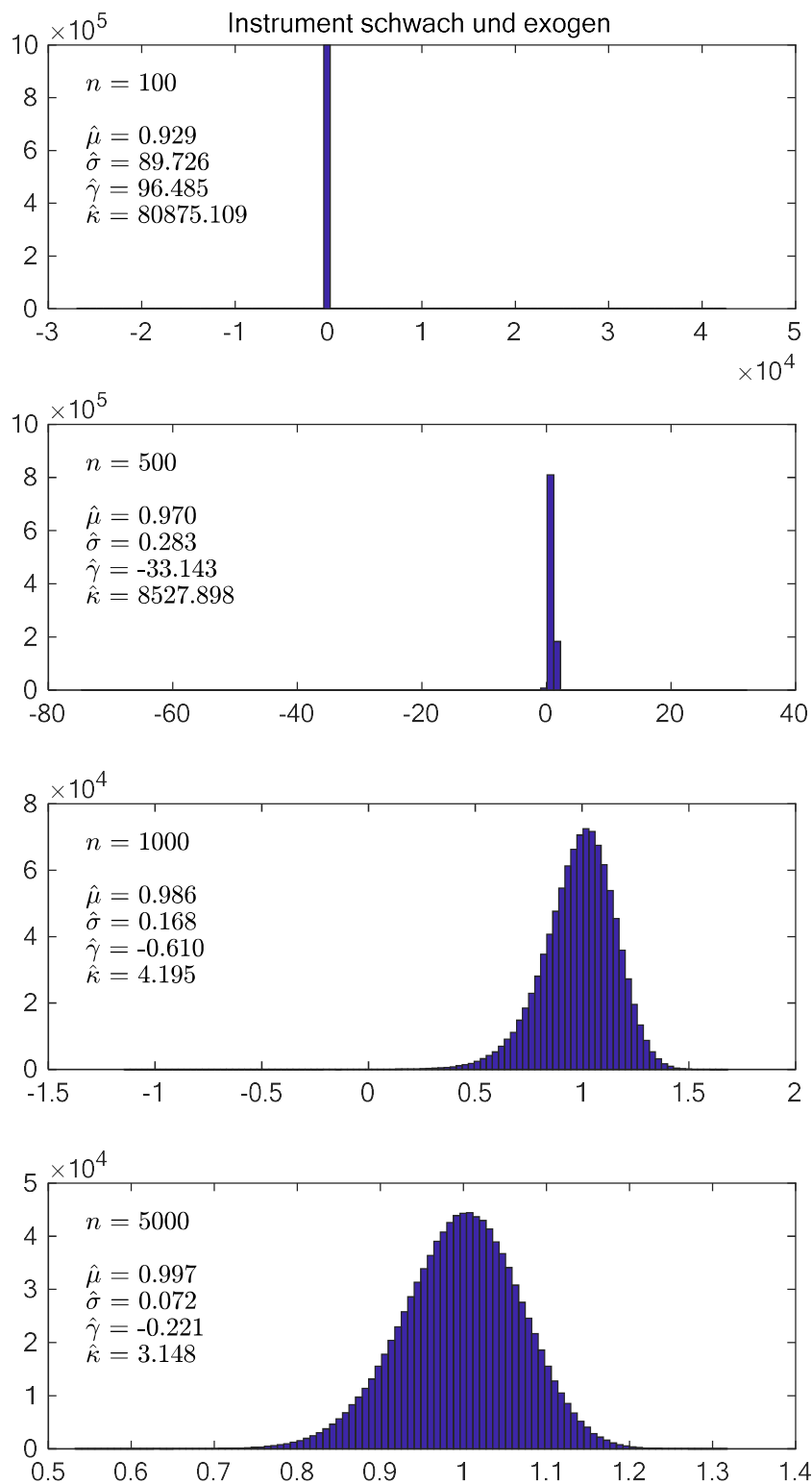


Abb. 2b: Stichprobenverteilung IV-Schätzer

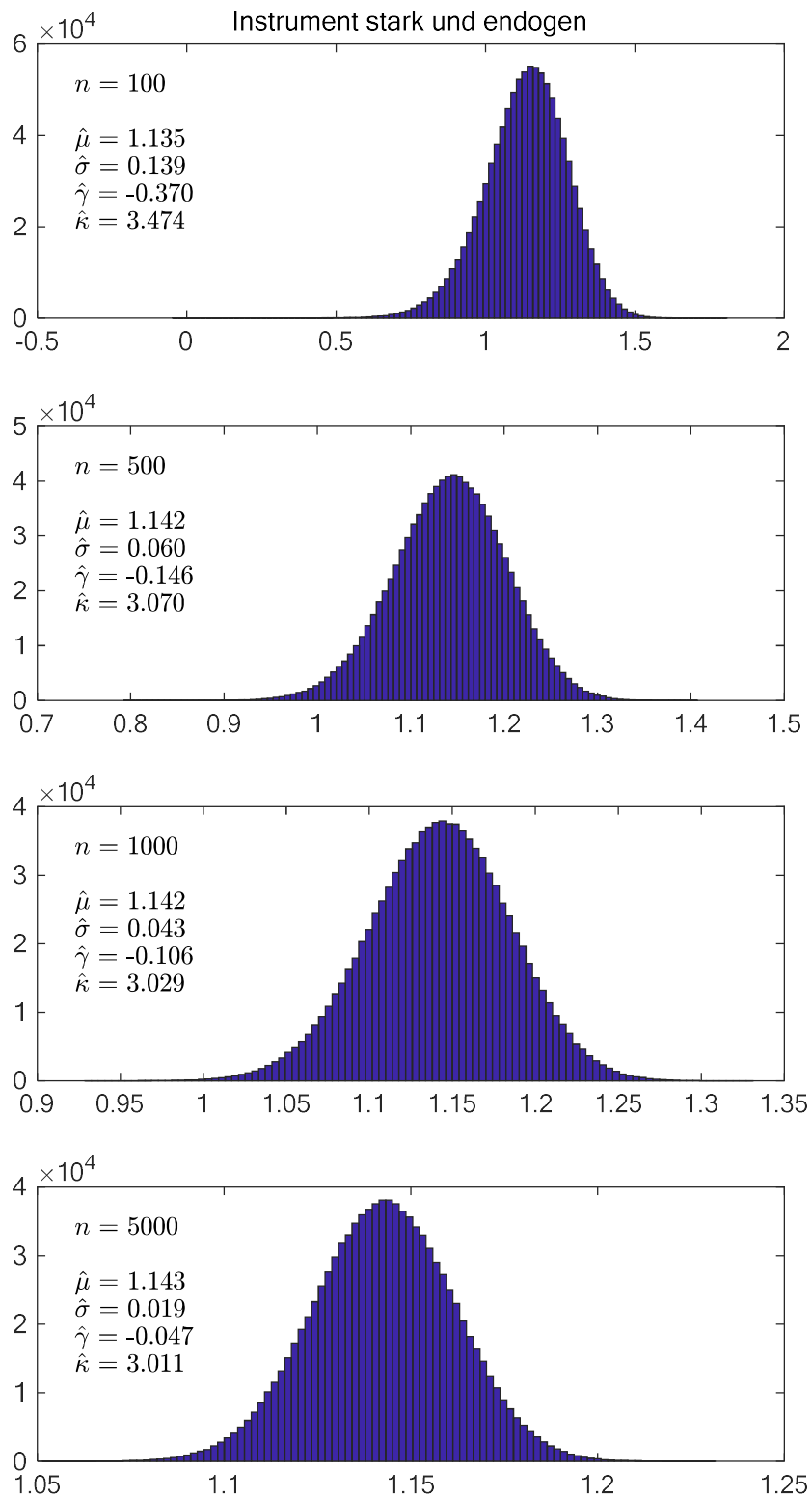


Abb. 2c: Stichprobenverteilung IV-Schätzer

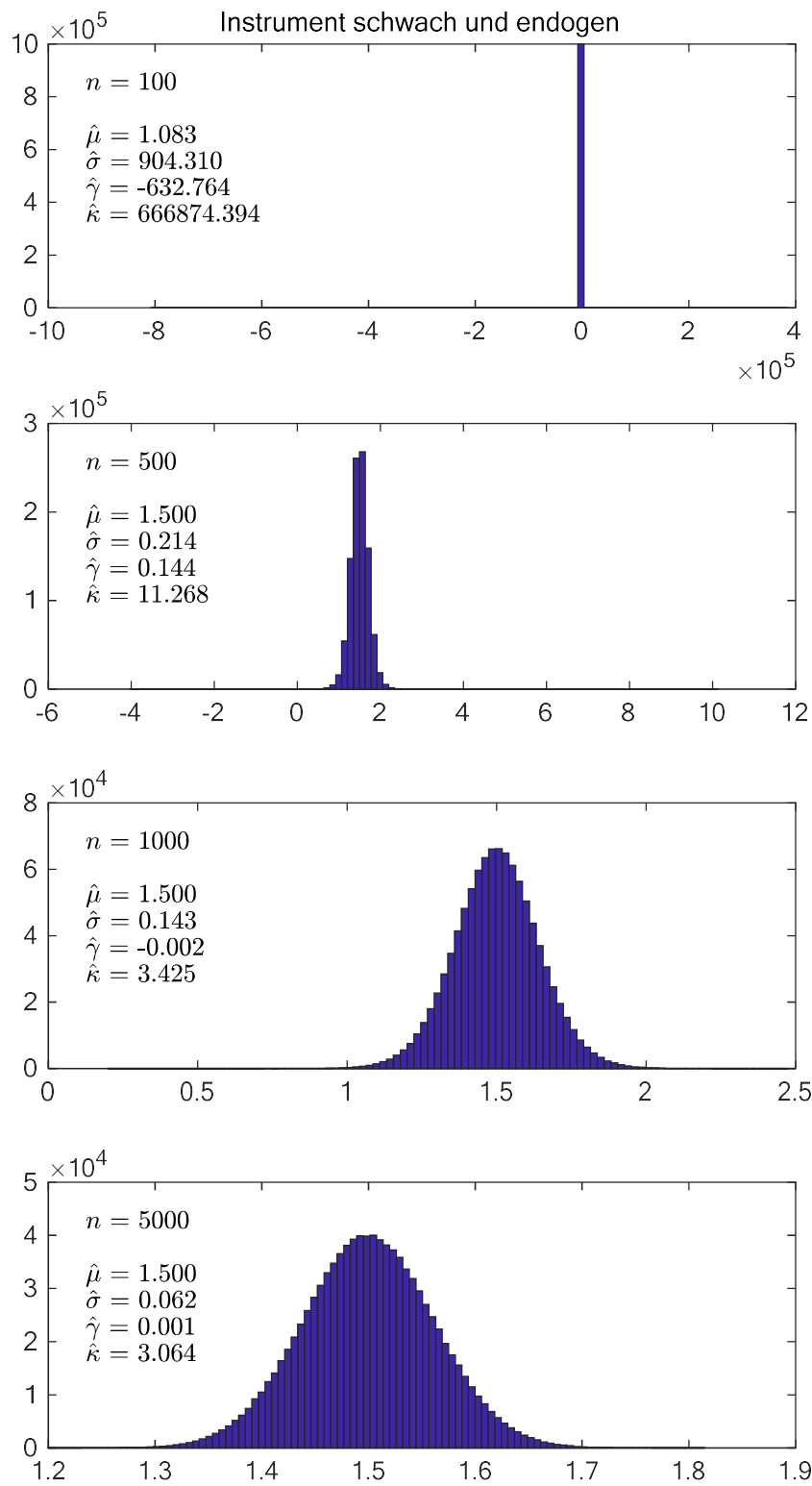


Abb. 2d: Stichprobenverteilung IV-Schätzer

4. Ausblick

Die beschriebenen Eigenschaften des IV-Schätzers lassen sich auf multiple Regressionsmodelle übertragen, in denen eine oder mehrere erklärende Variablen endogen sind und mehr als ein Instrument für eine endogene Variable in Frage kommen kann. Es ist dann noch wichtiger, sich mit der Güte potenzieller Instrumente auseinanderzusetzen.

Während sich die Instrumentrelevanz (über eine Regression einer endogenen erklärenden Variable auf die Instrumente und die exogenen Variablen eines Modells) und Instrumentexogenität (über den Test von *Sargan*, 1958) verhältnismäßig einfach statistisch prüfen lassen, ist gerade das Finden möglicher Instrumente eine besondere praktische Herausforderung. Erfahrene Ökonometriker leiten sie aus fundierten inhaltlichen Überlegungen ab, sodass sie von Anwendung zu Anwendung verschieden sind (für einige Tipps zur Instrumentenwahl vgl. z. B. *Auer und Rottmann*, 2020, S. 571; für Leitlinien zur Beurteilung von Instrumentenschwäche vgl. z. B. *Murray*, 2006).

Literatur

Auer, B.R.: Simulation korrelierter Zufallszahlen, in: *Das Wirtschaftsstudium*, erscheint demnächst.

Auer, B.R., H. Rottmann: Statistik und Ökonometrie für Wirtschaftswissenschaftler: Eine anwendungsorientierte Einführung. 4. Aufl., Springer-Gabler, Wiesbaden 2020.

Bartels, L.M.: Instrumental and “Quasi-Instrumental” Variables, in: *American Journal of Political Science*, Vol. 35 (1991), Nr. 3, S. 777–800.

Bound, J., D.A. Jaeger, R.M. Baker: Problems With Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variable is Weak, in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 90 (1995), Nr. 430, S. 443–450.

Card, D.: Using Geographic Variation in College Proximity to Estimate the Return on Schooling, in: *Christophides, L.N., E.K. Grant, R. Swidinsky (Hrsg.): Aspects of Labour*

Market Behavior: Essays in Honour of John Vanderkamp. S. 201–222, University of Toronto Press, Toronto 1995.

Greene, W.H.: Econometric Analysis. 8. Aufl., Pearson Education, New York 2018.

Hill, R.C., W.E. Griffiths, G.C. Lim: Principles of Econometrics. 5. Aufl., John Wiley and Sons, Hoboken 2018.

Jegadeesh, N., J. Noh, K. Pukthuanthong, R. Roll, W. Junbo: Empirical Tests of Asset Pricing Models With Individual Assets: Resolving the Errors-in-Variables Bias in Risk Premium Estimation, in: Review of Financial Economics, Vol. 133 (2019), Nr. 2, S. 273–298.

Murray, M.P.: Avoiding Invalid Instruments and Coping with Weak Instruments, in: Journal of Economic Perspectives, Vol. 20 (2006), Nr. 4, S. 111–132.

Sargan, J. D.: The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables, in: Econometrica, Vol. 26 (1958), Nr. 3, S. 393–415.

Staiger, D., J.H. Stock: Instrumental Variables Regression with Weak Instruments, in: Econometrica, Vol. 65 (1997), Nr. 3, S. 557–586.

Stock, J.H., M.W. Watson: Introduction to Econometrics. 3. Aufl., Pearson Education, New York 2015.

Wooldridge, J.M.: Introductory Econometrics: A Modern Approach. 6. Aufl., Cengage Learning, Boston 2016.

Bisher erschienene Weidener Diskussionspapiere

- 1** „Warum gehen die Leute in die Fußballstadien? Eine empirische Analyse der Fußball-Bundesliga“
von Horst Rottmann und Franz Seitz
- 2** „Explaining the US Bond Yield Conundrum“
von Harm Bandholz, Jörg Clostermann und Franz Seitz
- 3** „Employment Effects of Innovation at the Firm Level“
von Horst Rottmann und Stefan Lachenmaier
- 4** „Financial Benefits of Business Process Management“
von Helmut Pirzer, Christian Forstner, Wolfgang Kotschenreuther und Wolfgang Renninger
- 5** „Die Performance Deutscher Aktienfonds“
von Horst Rottmann und Thomas Franz
- 6** „Bilanzzweck der öffentlichen Verwaltung im Kontext zu HGB, ISAS und IPSAS“
von Bärbel Stein
- 7** Fallstudie: „Pathologie der Organisation“ – Fehlentwicklungen in Organisationen, ihre Bedeutung und Ansätze zur Vermeidung
von Helmut Klein
- 8** „Kürzung der Vorsorgeaufwendungen nach dem Jahressteuergesetz 2008 bei betrieblicher Altersversorgung für den GGF.“
von Thomas Dommermuth
- 9** „Zur Entwicklung von E-Learning an bayerischen Fachhochschulen-
Auf dem Weg zum nachhaltigen Einsatz?“
von Heribert Popp und Wolfgang Renninger
- 10** „Wie viele ausländische Euro-Münzen fließen nach Deutschland?“
von Dietrich Stoyan und Franz Seitz
- 11** Modell zur Losgrößenoptimierung am Beispiel der Blechteilindustrie für Automobilzulieferer
von Bärbel Stein und Christian Voith
- 12** Performancemessung
Theoretische Maße und empirische Umsetzung mit VBA
von Franz Seitz und Benjamin R. Auer
- 13** Sovereign Wealth Funds – Size, Economic Effects and Policy Reactions
von Thomas Jost

- 14 The Polish Investor Compensation System Versus EU – 15 Systems and Model Solutions
von Bogna Janik**
- 15 Controlling in virtuellen Unternehmen -eine Studie-
Teil 1: State of the art
von Bärbel Stein, Alexander Herzner, Matthias Riedl**
- 16 Modell zur Ermittlung des Erhaltungsaufwandes von Kunst- und Kulturgütern in
kommunalen Bilanzen
von Bärbel Held**
- 17 Arbeitsmarktinstitutionen und die langfristige Entwicklung der Arbeitslosigkeit –
Empirische Ergebnisse für 19 OECD-Länder
von Horst Rottmann und Gebhard Flaig**
- 18 Controlling in virtuellen Unternehmen -eine Studie-
Teil 2: Auswertung
von Bärbel Held, Alexander Herzner, Matthias Riedl**
- 19 DIAKONIE und DRG's –antagonistisch oder vereinbar?
von Bärbel Held und Claus-Peter Held**
- 20 Traditionelle Budgetierung versus Beyond Budgeting-
Darstellung und Wertung anhand eines Praxisbeispiels
von Bärbel Held**
- 21 Ein Factor Augmented Stepwise Probit Prognosemodell
für den ifo-Geschäftserwartungsindex
von Jörg Clostermann, Alexander Koch, Andreas Rees und Franz Seitz**
- 22 Bewertungsmodell der musealen Kunstgegenstände von Kommunen
von Bärbel Held**
- 23 An Empirical Study on Paths of Creating Harmonious Corporate Culture
von Lianke Song und Bernt Mayer**
- 24 A Micro Data Approach to the Identification of Credit Crunches
von Timo Wollmershäuser und Horst Rottmann**
- 25 Strategies and possible directions to improve Technology
Scouting in China
von Wolfgang Renninger und Mirjam Riesemann**
- 26 Wohn-Riester-Konstruktion, Effizienz und Reformbedarf
von Thomas Dommermuth**
- 27 Sorting on the Labour Market: A Literature Overview and Theoretical Framework
von Stephan O. Hornig, Horst Rottmann und Rüdiger Wapler**
- 28 Der Beitrag der Kirche zur Demokratisierungsgestaltung der Wirtschaft
von Bärbel Held**

- 29 Lebenslanges Lernen auf Basis Neurowissenschaftlicher Erkenntnisse
-Schlussfolgerungen für Didaktik und Personalentwicklung-
von Sarah Brückner und Bernt Mayer**
- 30 Currency Movements Within and Outside a Currency Union: The case of Germany
and the euro area
von Franz Seitz, Gerhard Rösl und Nikolaus Bartzsch**
- 31 Labour Market Institutions and Unemployment. An International Comparison
von Horst Rottmann und Gebhard Flaig**
- 32 The Rule of the IMF in the European Debt Crisis
von Franz Seitz und Thomas Jost**
- 33 Die Rolle monetärer Variablen für die Geldpolitik vor, während und nach der Krise:
Nicht nur für die EWU geltende Überlegungen
von Franz Seitz**
- 34 Managementansätze sozialer, ökologischer und ökonomischer Nachhaltigkeit:
State of the Art
von Alexander Herzner**
- 35 Is there a Friday the 13th effect in emerging Asian stock markets?
von Benjamin R. Auer und Horst Rottmann**
- 36 Fiscal Policy During Business Cycles in Developing Countries: The Case of Africa
von Willi Leibfritz und Horst Rottmann**
- 37 MONEY IN MODERN MACRO MODELS: A review of the arguments
von Markus A. Schmidt und Franz Seitz**
- 38 Wie erzielen Unternehmen herausragende Serviceleistungen mit höheren Gewinnen?
von Johann Strassl und Günter Schicker**
- 39 Let's Blame Germany for its Current Account Surplus!?
von Thomas Jost**
- 40 Geldpolitik und Behavioural Finance
von Franz Seitz**
- 41 Rechtliche Überlegungen zu den Euro-Rettungsschirmprogrammen und den
jüngsten geldpolitischen Maßnahmen der EZB
von Ralph Hirdina**
- 42 DO UNEMPLOYMENT BENEFITS AND EMPLOYMENT PROTECTION INFLUENCE
SUICIDE MORTALITY? AN INTERNATIONAL PANEL DATA ANALYSIS
von Horst Rottmann**

- 43 Die neuen europäischen Regeln zur Sanierung und Abwicklung von Kreditinstituten: Ordnungspolitisch und rechtlich angreifbar?
von Ralph Hirdina**
- 44 Vermögensumverteilung in der Eurozone durch die EZB ohne rechtliche Legitimation?
von Ralph Hirdina**
- 45 Die Haftung des Steuerzahlers für etwaige Verluste der EZB auf dem rechtlichen Prüfstand
von Ralph Hirdina**
- 46 Die Frage nach dem Verhältnis von Nachhaltigkeit und Ökonomie
von Alexander Herzner**
- 47 Giving ideas a chance - systematic development of services in manufacturing industry
von Johann Strassl, Günter Schicker und Christian Grasser**
- 48 Risikoorientierte Kundenbewertung: Eine Fallstudie
von Thorsten Hock**
- 49 Rechtliche Überlegungen zur Position der Sparer und institutionellen Anleger mit Blick auf die Niedrigzins- bzw. Negativzinspolitik der Europäischen Zentralbank
von Ralph Hirdina**
- 50 Determinanten des Studienerfolgs: Eine empirische Untersuchung für die Studiengänge Maschinenbau, Medienproduktion und -technik sowie Umwelttechnik
von Bernd Rager und Horst Rottmann**
- 51 Cash Holdings in Germany and the Demand for "German" Banknotes: What role for cashless payments
von Nikolaus Bartzsch und Franz Seitz**
- 52 Europäische Union und Euro – Wie geht es weiter? – Rechtliche Überlegungen
von Ralph Hirdina**
- 53 A Call for Action – Warum sich das professionelle Management des Service Portfolios in der Industrie auszahlt
von Günter Schicker und Johann Strassl**
- 54 Der Studienerfolg an der OTH Amberg-Weiden – Eine empirische Analyse der Studiengänge Maschinenbau, Medienproduktion und Medientechnik sowie Umwelttechnik
von Bernd Rager und Horst Rottmann**
- 55 Die Bewertung von Aktienanleihen mit Barriere – Eine Fallstudie für die Easy-Aktienanleihe der Deutschen Bank
von Maurice Hofmann und Horst Rottmann**
- 56 Studie: Die Generation Y und deren organisatorische Implikationen
von Helmut Klein**

- 57 **Die gesetzliche Einschränkung von Bargeldzahlungen und die Abschaffung von Bargeld auf dem rechtlichen Prüfstand**
von Ralph Hirdina
- 58 **Besser ohne Bargeld? Gesamtwirtschaftliche Wohlfahrtsverluste der Bargeldabschaffung**
von Gerhard Rösl, Franz Seitz, Karl-Heinz Tödter
- 59 **Nowcasting des deutschen BIP**
von Jens Doll, Beatrice Rosenthal, Jonas Volkenand, Sandra Hamella
- 60 **Herausforderungen und Erfolgsfaktoren bei der Einführung Cloud-basierter Unternehmenssoftware – Erfahrungen aus der Praxis**
von Thomas Dobat, Stefanie Hertel, Wolfgang Renninger
- 61 **Global Recessions and Booms: What do Probit models tell us?**
von Ursel Baumann, Ramón Gómez Salvador, Franz Seitz
- 62 **Feste Zinsbindung versus kurzfristig variable Zinskonditionen in Deutschland**
von Jörg Clostermann und Franz Seitz
- 63 **Deferred-Compensation-Modelle: Ersatz für eine konventionelle betriebliche Altersversorgung nach dem Betriebsrentengesetz?**
von Thomas Dommermuth und Thomas Schiller
- 64 **Have capital market anomalies worldwide attenuated in the recent era of high liquidity and trading activity?**
von Benjamin R. Auer und Horst Rottmann
- 65 **Vorschläge des französischen Staatspräsidenten Emmanuel Macron zur Reform der Europäischen Union**
von Ralph Hirdina
- 66 **Von der Troika zu einem Europäischen Währungsfonds – Welche Aufgaben und Grenzen sollte ein Europäischer Währungsfonds nach den Erfahrungen mit der Troika haben?**
von Thomas Jost
- 67 **Does Microfinance have an impact on borrower's consumption patterns and women's empowerment?**
von Charlotte H. Feldhoff, Yi Liu und Patricia R. Feldhoff
- 68 **Uncertainty in the Black-Litterman Model - A Practical Note**
von Adrian Fuhrer und Thorsten Hock
- 69 **Produktportfolio-Management im Zeitalter der Digitalisierung**
von Günter Schicker und Johann Strassl
- 70 **Evaluation eines Inverted Classroom Konzepts in der makroökonomischen Lehre**
von Horst Rottmann und Christoph Voit
- 71 **Immobilienkredite in Deutschland und der Schweiz: Die Rolle von Zinsen und Zinsbindung**
von Jörg Clostermann und Franz Seitz

- 72** **Intelligente Verpackungen**
von **Stephanie Abels-Schlosser**
- 73** **Digitale Strategien entwickeln – von der Idee zur Roadmap**
von **Johann Strassl und Günter Schicker**
- 74** **Derivate im Zinsmanagement: Eine Analyse der Hedging-Qualität von Bund Future**
Kontrakten und deren Einsatzmöglichkeiten in Theorie und Praxis
von **Christoph Wontke und Franz Seitz**
- 75** **Steigerung der Kundenzufriedenheit durch Gestaltung von Artikeldetailseiten**
am Beispiel von WITT WEIDEN
von **Laura Graser und Marco Nirschl**
- 76** **Werkvertragsarbeitnehmerinnen und -arbeitnehmer in der Fleischindustrie**
von **André Schulte und Ágnes Wörster**
- 77** **How to avoid fracture of the locking screw in modular revision arthroplasty of the hip**
using the MRP Titan Revision System
von **Theresa Semmelmann, Alexander Schuh, Horst Rottmann, Reinhard Schröder,**
Christopher Fleischmann
- 78** **SARS-Cov-2 und Bargeld: Wie ein Virus die weltweite Bargeldnachfrage fördert**
von **Gerhard Rösl und Franz Seitz**
- 79** **Monte-Carlo-Evaluation von Instrumentenvariablen-schätzern**
von **Benjamin R. Auer und Horst Rottmann**



Ostbayerische Technische Hochschule
Amberg-Weiden

Die Weidener Diskussionspapiere erscheinen in unregelmäßigen Abständen und sollen Erkenntnisse aus Forschung und Wissenschaft an der Hochschule in Weiden insbesondere zu volks- und betriebswirtschaftlichen Themen an Wirtschaft und Gesellschaft vermitteln und den fachlichen Dialog fördern.

Herausgeber:

Ostbayerische Technische Hochschule (OTH) Amberg-Weiden
Prof. Dr. Horst Rottmann und Prof. Dr. Franz Seitz
Fakultät Betriebswirtschaft

Presserechtliche Verantwortung:

Sonja Wiesel, Hochschulkommunikation und Öffentlichkeitsarbeit
Telefon +49 (9621) 482-3135
Fax +49 (9621) 482-4135
s.wiesel@oth-aw.de

Bestellungen schriftlich erbeten an:

Ostbayerische Technische Hochschule Amberg-Weiden
Abt. Weiden, Bibliothek
Hetzenrichter Weg 15,
D – 92637 Weiden i.d.Opf.

Die Diskussionsbeiträge können elektronisch abgerufen werden unter
http://www.oth-aw.de/aktuelles/veroeffentlichungen/weidener_diskussionspapiere/

Alle Rechte, insbesondere das Recht der Vervielfältigung und Verbreitung sowie Übersetzung vorbehalten.
Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet.

ISBN 978-3-937804-81-1

- **Abteilung Amberg:** Kaiser-Wilhelm-Ring 23, 92224 Amberg,
Tel.: (09621) 482-0, Fax: (09621) 482-4991
- **Abteilung Weiden:** Hetzenrichter Weg 15, 92637 Weiden i. d. OPf.,
Tel.: (0961) 382-0, Fax: (0961) 382-2991
- **E-Mail:** info@oth-aw.de | **Internet:** <http://www.oth-aw.de>