

Seminararbeit
im Rahmen des Studiums
Master of Science (Business Management) an der
Julius-Maximilians-Universität Würzburg



**Paneldaten-Schätzmethoden und ihre Anwendung bei der Bestimmung der
Einflussfaktoren auf Länderratings**

Eingereicht bei: Prof. Dr. Martin Kukuk
Lehrstuhl für Ökonometrie
Julius-Maximilians-Universität Würzburg
Betreuer: Florian Schuberth, M.Sc.
Abgabedatum: 18. Dezember 2015
Erstellt von: Michael Meier
Scheffelstr. 5
97072 Würzburg
Matrikelnummer: 2074830
Email: michael.johannes.meier@gmail.com

Inhaltsverzeichnis

1. Einleitung	1
2. Paneldaten	1
2.1 Pooled OLS	3
2.2 Random-Effects	4
2.3 Fixed-Effects	7
2.4 Modellauswahl	8
2.4.1 Breusch-Pagan-Test	8
2.4.2 Hausman-Test	9
3. Länderratings	10
3.1 Auswirkungen von Länderratings	10
3.2 Literaturüberblick	11
3.3 Methodologie	12
3.4 Datenbeschreibung	16
3.5 Resultate der empirischen Analyse	16
4. Schluss	17
7. Anhänge	18
5. Literaturverzeichnis	26

Abkürzungsverzeichnis

AEU	Vertrag über die Arbeitsweise der Europäischen Union
BIP	Bruttoinlandsprodukt
c.p.	ceteris paribus
D.	Durchschnittliche(s)
deu	Dummy-Variable EU
dind	Dummy-Variable Industrialisiertes Land
dla	Dummy-Variable Lateinamerika
EU	Europäische Union
FE	Fixed-Effects-Schätzmethode
GLS	Generalised Least Square
gl.D.	gleitender Durchschnitt
H_0	Nullhypothese
H_1	Alternativhypothese
HM-T	Hausman-Teststatistik
IV	Instrumentvariable
KQ	Kleinstquadrate
LM-T	Lagrange-Multiplikator-Teststatistik (Breusch-Pagan-Test)
Mz.	Mittelwertzentrierte(s)
OLS	Ordinary Least Square
POLS	Pooled Ordinary Least Square
RE	Random-Effects-Schätzmethode
S&P	Standard and Poors
St.	Staatliches
Str.	Strukturelles

Schreibeweise

x	Realisation einer Zufallsvariable
x_{it}^k	Realisation des k-ten Regressors der Einheit i zum Zeitpunkt t
X	univariate Zufallsvariable
\mathbf{x}	multivariate Zufallsvariable (Zufallsvektor)
\mathbf{X}	Matrix

Symbolverzeichnis

i bzw. j	Einheit
n	Gesamtanzahl der Einheiten i
t bzw. s	Zeitpunkt
T	Gesamtanzahl der Zeitpunkte t
k	Anzahl der Regressoren
Y	Regressand(en)
X	Regressor(en)
u	(kombinierter) Störterm
\hat{u}	geschätzter (kombinierter) Störterm
β	Regressorkoeffizientenvektor
σ^2	Varianz
E	Erwartungswertoperator
α	zeitkonstanter unbeobachtbarer Störterm
η	(gewöhnlicher) unabhängig und identisch verteilter Störterm
s^2	erwartungstreu geschätzte Varianz
μ	Mittelwert
I	Einheitsmatrix
1	Einheitsvektor
\otimes	Kroneckerprodukt
S	T mal T Varianz-Kovarianz-Matrix der Residuen für eine Einheit i
Ω	nT mal nT Varianz-Kovarianz-Matrix der Residuen für alle Einheiten n
D	nT mal n Matrix mit nT Dummy Variablen
λ	Regressionskoeffizient des Lateinamerika-Dummys
π	Regressionskoeffizient des Industrialisiertes-Land-Dummys
δ	Regressionskoeffizient des EU-Dummys
γ	Regressionskoeffizientenvektor des Einflusses der Regressoren auf den unbeobachtbaren zeitkonstanten Fehlerterm α
v	durch Mittelwertbereinigung von Regressoren unabhängiger zeitkonstanter unbeobachtbarer Störterm
r	abhängige Variable (Rating)
V	Varianz-Kovarianz-Matrix
Ψ	Differenz zweier Varianz-Kovarianz-Matrizen (Hausman-Test)
R^2	Bestimmtheitsmaß
p	Überschreitungswahrscheinlichkeit bzw. Signifikanzniveau

1. Einleitung

Bei Forschungsreinrichtungen und in der wissenschaftlichen Literatur können Zitate wie: „*Empirische Analysen mit Paneldaten sind aus der wirtschafts- und sozialwissenschaftlichen Forschung seit Beginn der 80er Jahren nicht mehr wegzudenken.*“ (Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 2015) oder: „*Paneldaten erfreuen sich in der wirtschafts- und sozialwissenschaftlichen Forschung wachsender Beliebtheit. Auch die finanzwissenschaftliche Forschung erhält durch sie neue Impulse.*“ (Statistische Ämter des Bundes und der Länder 2006) gefunden werden. Die Beliebtheit ist unter anderem auf die Möglichkeit zurückzuführen, den Einfluss zeitkonstanter und nicht beobachtbarer Unterschiede zwischen den Querschnittsbeobachtungen zu eliminieren. Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich mit diesem und weiteren Vorteilen, sowie grundlegenden Überlegungen zu Paneldaten-Schätzmethoden und zeigt diese bei der Bestimmung der Einflussfaktoren auf Länderratings auf. Dabei ist die Arbeit in zwei Teile gegliedert, wobei im ersten Teil theoretische Vorüberlegungen, Schätzverfahren bei der Bearbeitung von Paneldaten (Pooled-OLS, Fixed-Effects und Random-Effects), sowie Tests zur richtigen Auswahl der Schätzverfahren thematisiert werden (Breusch-Pagan- sowie Hausman-Test). Im zweiten Teil werden nach allgemeinen Ausführungen zu Länderratings sowie einer Darstellung diesbezüglicher wissenschaftlicher Untersuchungen die theoretischen Überlegungen des ersten Abschnitts auf die Bestimmung der Einflussfaktoren bei Länderratings angewandt. Die Ergebnisse werden in einem kurzen Resümee festgehalten.

2. Paneldaten

Die im Folgenden dargestellten Schätzmethoden und theoretischen Annahmen beziehen sich auf Untersuchungen, welchen Daten in longitudinaler Form (Paneldaten) vorliegen. Paneldaten sind über T Zeitpunkte gemessene Beobachtungen von n gleichen Einheiten, bei denen es sich z.B. um Individuen, Firmen, Regionen oder – wie bei der im dritten Abschnitt folgenden Untersuchung – auch um Länder handeln kann (Heineck 2003: 5). Paneldaten verbinden Längsschnitts- und Querschnittsdaten, wobei es sich nicht um wiederholt zufällig gezogene Querschnittsdaten (wie das beim sogenannten gepoolten

Querschnitt der Fall ist), sondern um wiederholte Querschnittsdaten der *gleichen* Einheiten handelt¹ (Söderbom 2011: 4).

Paneldaten bieten gegenüber gewöhnlichen Querschnittsdaten v.a. drei Vorteile, nämlich, dass erstens die Stichprobenanzahl durch das wiederholte Beobachten gleicher Einheiten über mehrere Zeitpunkte hinweg erhöht werden kann, was zu effizienteren Schätzern, sowie einer verbesserten Interferenz führt (dies ist v.a. dann vorteilhaft, wenn der Stichprobenumfang nicht in der Querschnittsdimension erweiterbar ist)². Ein weiterer Vorteil von Paneldaten ist zweitens die Möglichkeit einer dynamischen Interpretation der Daten. So ist es z.B. bei einer Untersuchung zur Arbeitslosigkeit nicht nur möglich, die zeitliche Veränderung der Arbeitslosenquote für den gesamten Querschnitt (d.h. unabhängig der Einheiten) zu analysieren, sondern es bieten sich zudem die Möglichkeiten, Veränderungen einzelner *gleicher* Einheiten über die Zeit hinweg zu beobachten (dadurch lassen sich eine Vielzahl zusätzlicher analytischer Aussagen treffen) (Baltagi 2011: 305). Der dritte und wohl bedeutendste Vorteil von Paneldaten liegt in der Möglichkeit begründet, die Daten auf sogenannte unbeobachtbare individuelle Heterogenität zu kontrollieren³ (Baltagi 2011: 305). Auf diesen dritten Vorteil wird in den Abschnitten 2.2 sowie 2.3 noch genauer eingegangen.

Den folgenden Erläuterungen wird ein Modell der Gestalt

$$y_{it} = \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta} + u_{it} \quad (1)$$

zu Grunde gelegt, wobei y_{it} die beobachtbare Realisation der abhängigen Zufallsvariable Y für die Einheit i zum Zeitpunkt t darstellt, mit $t = 1, \dots, T$ und $i = 1, \dots, n$. Zudem ist \mathbf{x}_{it} ein k mal 1 dimensionaler Vektor der beobachtbaren Realisationen der k univariaten Zufallsvariablen X_1 bis X_k und $\boldsymbol{\beta}$ der Regressionskoeffizientenvektor der Dimension 1 mal k der k zu schätzenden Parameter. Für jede Einheit i gilt

¹ auf die Unterscheidung zwischen sogenannten balancierten (für jede Einheit i stehen Daten für alle Zeitpunkte T zur Verfügung) und unbalancierten Panels (für eine oder mehrere Einheiten stehen weniger als T Beobachtungen zur Verfügung) kann hier aus Platzgründen nicht weiter eingegangen werden. Es sei aber erstens darauf hingewiesen, dass für den Fall, dass unbalancierte Panel auf Grund nicht zufallsbedingter Ursachen weniger als nT Beobachtungen enthalten, dies bei der Berechnung der Schätzer, z.B. mit Hilfe eines Probenauswahlmodells (sample selection model), zu beachten ist. Zweitens ist bezüglich der empirischen Analyse im dritten Abschnitt weiter darauf hinzuweisen, dass die Tatsache, dass hierbei ein unbalanciertes Panel vorliegt, bei der Modellierung und der Auswertung der Daten nicht berücksichtigt wurde.

² der eben genannte (erste) Vorteil einer erhöhten Stichprobe gilt ebenso für einen gepoolten Querschnitt, wohingegen die zwei weiteren Vorteile panel-daten-spezifisch sind.

³ für ein auf Grund einer Auslassung des individuellen Fehlerterms unvollständig spezifiziertes Modell (omitted variable bias) ergeben sich sonst inkonsistente Schätzer sowie falsche Ergebnisse für t - und F -Tests.

$$\mathbf{y}_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix} \quad \mathbf{X}_i = \begin{bmatrix} x_{i1}^1 & x_{i1}^2 & \dots & x_{i1}^k \\ x_{i2}^1 & x_{i2}^2 & \dots & x_{i2}^k \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{iT}^1 & x_{iT}^2 & \dots & x_{iT}^k \end{bmatrix} \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} \quad \mathbf{u}_i = \begin{bmatrix} u_{i1} \\ u_{i2} \\ \vdots \\ u_{iT} \end{bmatrix} \quad (2)$$

sowie für alle Einheiten i bis n in Matrixschreibweise

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{u} \quad (3)$$

mit

$$\mathbf{y} = \begin{bmatrix} \mathbf{y}_1 \\ \mathbf{y}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{y}_N \end{bmatrix} \quad \mathbf{X} = \begin{bmatrix} \mathbf{X}_1 \\ \mathbf{X}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{X}_N \end{bmatrix} \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} \quad \mathbf{u} = \begin{bmatrix} \mathbf{u}_1 \\ \mathbf{u}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{u}_N \end{bmatrix} \quad (4)$$

\mathbf{y} ist hierbei nT mal 1, \mathbf{X} ist nT mal k und \mathbf{u} ist nT mal 1 dimensional. Alle im Folgenden dargestellten Modelle basieren auf Gleichung (3) und unterscheiden sich nur in den zugrundeliegenden Annahmen.

2.1 Pooled OLS

Eine einfache Möglichkeit im Umgang mit longitudinalen Daten besteht darin, die Panelstruktur der Daten schlicht zu vernachlässigen. Die Einfachheit dieses Modells liegt in den Annahmen bezüglich des Fehlerterms u_{it} begründet, mit $E(u_{it}|\mathbf{x}_{it}) = 0$, $E(u_{it}^2|\mathbf{x}_{it}) = \sigma_u^2$ für alle i und alle T , und $E(u_{it}, u_{is}|\mathbf{X}_i) = 0$, für alle $t \neq s$ und $i \neq j$. Dies bedeutet, dass der Störterm nicht mit seinen Regressoren \mathbf{x}_{it} korreliert (Exogenität), seine Varianz konstant (Homoskedastie) und er zeitlich unabhängig von sich selbst (keine serielle Korrelation) ist. Es wird also angenommen, dass die über die Zeit hinweg betrachteten Beobachtungen von unterschiedlichen (und nicht von den *selben*) Einheiten stammen und es sich um einen gepoolten Querschnitt handelt. (Wooldridge 2009: 445). Der KQ-Schätzer lässt sich dann wie bei der einfachen multiplen Regression wie folgt ermitteln

$$\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{POLS}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{y} \quad (5)$$

Die Varianz-Kovarianzmatrix des Schätzers ist

$$V(\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{POLS}}) = \sigma_u^2 (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \quad (6)$$

wobei σ_u^2 über

$$s_u^2 = \frac{1}{nT-k} \hat{\mathbf{u}}'\hat{\mathbf{u}} \quad (7)$$

erwartungstreu geschätzt werden kann, mit $\hat{\mathbf{u}} = \mathbf{y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}_{\text{POLS}}$. Finden über die Zeit hinweg Veränderungen statt, welche die gesamte Population betreffen, so können Dummy-Variablen für jeden Zeitpunkt (ausgeschlossen des Referenzzeitpunktes) in die Regressionsgleichung mit aufgenommen werden, sodass diese durch die Variation des

Interzepts aufgefangen werden können (Heineck 2003: 8 und Wooldridge 2009: 445). Die hier vereinfachende Annahme, die Fehlerterme seien unabhängig und identisch verteilt, dürfte in den meisten Fällen longitudinaler Daten nicht angebracht sein. Realistischer ist die Annahme, dass zusätzlich zu dem gewöhnlichen unabhängig und identisch verteilten Störterm u_{it} , noch ein individuenspezifischer Störeinfluss α_i hinzukommt, der alle Individualeffekte auffängt, welche unbeobachtbar und zudem zeitinvariant sind. Liegt eine solche unbeobachtbare individuelle Heterogenität vor, so kann gezeigt werden, dass die Regressionskoeffizienten der gepoolten OLS Schätzung $\hat{\beta}_{\text{OLS}}$ nicht erwartungstreu sind⁴. Diese zeitinvarianten Individualeffekte bilden den Anstoß für die sogenannten Fixed-Effects- sowie Random-Effects-Schätzungen (Heineck 2003: 7f). Das bisherige Modell wird deshalb so erweitert, dass der Fehlerterm u_{it} in

$$u_{it} = \alpha_i + \eta_{it} \quad (8)$$

zerlegt wird, wobei η_{it} der gewöhnliche unabhängig und identisch verteilte Störterm mit den üblichen Annahmen ist. Bei α_i handelt es sich um die besagten zeitinvarianten Individualeffekte. Das Unterscheidungsmerkmal der nun im Folgenden weiter dargestellten Schätzmethoden liegt in der Annahme über den zeitkonstanten Fehlerterm α_i begründet:

- Random-Effects-Modell: α_i ist *nicht* mit \mathbf{X}_i korreliert, d.h. $\text{Cov}(\mathbf{X}_i, \alpha_i) = 0$
- Fixed-Effects-Modell: α_i ist mit \mathbf{X}_i korreliert, d.h. $\text{Cov}(\mathbf{X}_i, \alpha_i) \neq 0$

Das Random-Effects-Modell geht hierbei davon aus, dass es sich bei den zeitkonstanten Individualeffekten um *zufällige*, sich durch Ziehungen aus einer Verteilung mit Mittelwert μ und Varianz σ_α^2 ergebende Parameter handelt. Die Fixed-Effects-Schätzmethode geht demgegenüber davon aus, dass es sich bei α_i um *n fixe* mit \mathbf{X} korrelierte unbekannte und so zu schätzende Parameter handelt (Heineck 2009: 9f).

2.2 Random-Effects

Um das Random-Effects-Modell zu beschreiben werden die Annahmen bezüglich des zerlegten Fehlerterms nun zunächst genauer dargestellt. Neben den schon erwähnten Annahmen über den idiosynkratischen Fehlerterm η_{it} (Homoskedastie sowie keine serielle Korrelation) wird diesem zusätzlich die Annahme der *strikten* Exogenität zu

⁴ wenn $\mathbf{y} = \mathbf{X}\beta_1 + \beta_2 + \mathbf{u}$, wobei β_2 ein nT mal 1 dimensionaler Vektor, mit je Einheit i T gleichen unbeobachtbaren zeitkonstanten Fehlertermen α_i ist, dann gilt: $E(\beta_1) = E((\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{y}) = E((\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'(\mathbf{X}\beta_1 + \beta_2 + \mathbf{u})) = E((\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{X}\beta_1 + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\beta_2 + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{u}) = \beta_1 + (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\beta_2 \neq \beta_1$.

Grunde gelegt, d.h. $E(\eta_{is}|\mathbf{x}_{it}) = 0$ für $s, t = 1, \dots, T^5$. Dem zeitkonstanten Individualeffekten und den Interaktionen der zwei zerlegten Fehlerterme werden zudem folgende Annahmen zu Grunde gelegt

$$E(\alpha_i|\mathbf{X}_i) = 0 \quad (9)$$

$$E(\alpha_i^2|\mathbf{X}_i) = \sigma_\alpha^2 \quad (10)$$

$$E(\alpha_i\alpha_j|\mathbf{X}) = 0 \text{ für } i \neq j \quad (11)$$

$$E(\eta_{it}\alpha_i|\mathbf{X}_i) = 0 \text{ für alle } i, j \text{ und } t \quad (12)$$

d.h. α_i ist nicht mit den Regressoren \mathbf{X}_i korreliert, homoskedastisch und seriell sowie mit dem gewöhnlichen Störterm unkorreliert (Heineck 2003: 9 und Cameron & Trivedi 2010: 238). Mit diesen zusätzlichen Annahmen zeigt sich, dass die kombinierten Fehlerterme u_i einer Einheit i nicht mehr seriell unkorreliert sind, da $E(u_{it}u_{is}|\mathbf{X}_i)$ gleich

$$E[(\alpha_j + \eta_{it})(\alpha_j + \eta_{is})|\mathbf{X}_i] = E(\alpha_i^2|\mathbf{X}_i) + E(\alpha_i\eta_{it}|\mathbf{X}_i) + E(\eta_{it}\alpha_i|\mathbf{X}_i) + E(\eta_{it}\eta_{is}|\mathbf{X}_i) = \sigma_\alpha^2 \quad (13)$$

D.h., dass die Kovarianz der zusammengesetzten Fehlerterme $E(u_{it}u_{is}|\mathbf{X}_i) = \sigma_\alpha^2$ (für $t \neq s$) von Null verschieden ist. Für die Varianz ergibt sich $E(u_{it}^2|\mathbf{X}_i) = \sigma_\alpha^2 + \sigma_\eta^2$, und somit für die Varianz-Kovarianz-Matrix einer Einheit i

$$E(\mathbf{u}_i\mathbf{u}_i'|\mathbf{X}_i) = \sigma_\alpha^2 \mathbf{l}_T \mathbf{l}_T' + \sigma_\eta^2 \mathbf{I}_T = \begin{bmatrix} \sigma_\alpha^2 + \sigma_\eta^2 & \sigma_\alpha^2 & \dots & \sigma_\alpha^2 \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 + \sigma_\eta^2 & \dots & \sigma_\alpha^2 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_\alpha^2 & \sigma_\alpha^2 & \dots & \sigma_\alpha^2 + \sigma_\eta^2 \end{bmatrix} \quad (14)$$

wobei \mathbf{l}_T einen T mal 1 dimensionalen Vektor mit T Einsen bezeichnet. Die serielle Korrelation der Fehlerterme ist umso größer, je größer die Varianz des unboabachtbaren zeitkonstanten Fehlerterms σ_α^2 ist. Wenn $\mathbf{S} = E(\mathbf{u}_i\mathbf{u}_i'|\mathbf{X}_i)$ die $T \times T$ dimensionale Varianz-Kovarianz-Matrix für eine Einheit i bezeichnet, so ergibt sich die Varianz-Kovarianz-Matrix aller nT Beobachtungen zu

$$\mathbf{\Omega} = \mathbf{I}_n \otimes \mathbf{S} = E(\mathbf{u}\mathbf{u}'|\mathbf{X}) = \begin{bmatrix} \mathbf{S} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{S} & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{S} \end{bmatrix} \quad (15)$$

Die serielle Korrelation der Fehlerterme kann mit Hilfe der GLS-Methode behoben werden. Dafür ist die Inverse von $\mathbf{\Omega}$ bzw. von $\mathbf{\Omega}^{-1/2}$ zu berechnen, mit $\mathbf{\Omega}^{-1/2} = \mathbf{I}_n \otimes \mathbf{S}^{-1/2}$, und

$$\mathbf{S}^{-1/2} = \frac{1}{\sigma_\eta} \left[\mathbf{I}_T - \left(\frac{1-\theta}{T} \mathbf{l}_T \mathbf{l}_T' \right) \right] \quad (16)$$

⁵ Die Annahme der strikten Exogenität ($E(\mathbf{x}_{it}'\eta_{is}) = 0$ für $s, t = 1, \dots, T$) ist stärker als die Annahme der nur zu einem Zeitpunkt vorliegenden Exogenität ($E(\mathbf{x}_{it}'\eta_{it}) = 0$ für $t = 1, \dots, T$) und verhindert, dass in der Vergangenheit aufgetretene Schocks η_{is} Auswirkungen auf momentane Regressoren \mathbf{x}_{it} haben.

$$\theta = \sqrt{\frac{\sigma_{\eta}^2}{T\sigma_{\alpha}^2 + \sigma_{\eta}^2}} \quad (17)$$

Da für gewöhnlich die Varianzen der beiden Fehlerterme σ_{α}^2 sowie σ_{η}^2 nicht bekannt sind, müssen diese mit Hilfe des Between-Schätzers $\widehat{\beta}_B$ und des Within-Schätzer $\widehat{\beta}_W$ geschätzt werden. Für die Regression des Between-Schätzers werden lediglich die über die Zeit hinweg gebildeten Durchschnitte jeder Einheit i verwendet, sodass es sich bei der Hilfsregression für den Between-Schätzer um einen reduzierten Datensatz mit den individuell spezifischen Mittelwerten \bar{y}_i und \bar{x}_i handelt⁶ (Heineck 2003: 10ff). Für den Between-Schätzer gilt dann

$$\widehat{\beta}_B = (\mathbf{X}'\mathbf{P}_D\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{P}_D\mathbf{y} \quad (18)$$

wobei $\mathbf{P}_D = \mathbf{D}(\mathbf{D}'\mathbf{D})^{-1}\mathbf{D}'$ und $\mathbf{D} = \mathbf{I}_n \otimes \mathbf{i}_T$. \mathbf{D} ist also eine nT mal n dimensionale Matrix mit nT Dummy Variablen (n für jede Einheit i). Im Unterschied zum Between-Schätzer, der zur Berechnung nur auf die Varianz zwischen den i Einheiten zurückgreift, verwendet der Within-Schätzer lediglich die Varianz innerhalb jeder einzelnen Einheit i . Der Within-Schätzer ergibt sich dann zu

$$\widehat{\beta}_W = (\mathbf{M}_D\mathbf{X})'(\mathbf{M}_D\mathbf{X})^{-1}(\mathbf{M}_D\mathbf{X})'(\mathbf{M}_D\mathbf{y}) = (\mathbf{X}'\mathbf{M}_D\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{M}_D\mathbf{y} \quad (19)$$

wobei $\mathbf{M}_D = \mathbf{I}_{nT} - \mathbf{D}(\mathbf{D}'\mathbf{D})^{-1}\mathbf{D}'$. Die zu schätzenden Varianzen der beiden Fehlerterme können über die Residuen der Within- bzw. der Between-Regression ($\widehat{\mathbf{u}}_W$ bzw. $\widehat{\mathbf{u}}_B$) erwartungstreu berechnet werden

$$s_{\eta}^2 = \frac{1}{nT - nk - n} \widehat{\mathbf{u}}_W' \widehat{\mathbf{u}}_W \quad (20)$$

$$s_B^2 = \frac{\widehat{\mathbf{u}}_B' \widehat{\mathbf{u}}_B}{n - k} \quad (21)$$

$$s_{\alpha}^2 = s_B^2 - \frac{s_{\eta}^2}{T} \quad (22)$$

Mit Hilfe von s_{η}^2 und s_{α}^2 kann dann θ nach (17) und $\widehat{S}^{-1/2}$ nach (16) berechnet werden, wodurch sich $\Omega^{-1/2}$ wie in (15) zusammengesetzt ergibt. Der Random-Effects-Schätzer lautet dann in Matrixschreibweise

$$\widehat{\beta}_{RE} = (\mathbf{X}'\Omega^{-1/2}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\Omega^{-1/2}\mathbf{y} \quad (23)$$

mit der Varianz-Kovarianz-Matrix

$$V(\widehat{\beta}_{RE}) = \sigma_{\eta}^2(\mathbf{X}'\mathbf{X} + \theta^2\mathbf{T}\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1} \quad (24)$$

Dabei wird auf die transformierten Variablen \tilde{y}_{it} und \tilde{x}_{it} die OLS-Schätzung angewandt, wobei $\tilde{y}_{it} = y_{it} - (1 - \hat{\theta}) \bar{y}_i$ und $\tilde{x}_{it} = x_{it} - (1 - \hat{\theta}) \bar{x}_i$. Der zusammengesetzte Fehler ist nun

⁶ da in die Mittelwertbildung alle x_{i1} bis x_{iT} Realisationen einfließen wird ersichtlich, warum die Annahme der strikten Exogenität notwendig ist.

nach der Transformation seriell unkorreliert. Aus (17) wird ersichtlich, dass $\theta \in [0;1]$. Da für Werte zwischen 0 und 1 nur ein Teil des zeitlichen Durchschnitts abgezogen wird, spricht man auch von Quasi-Mittelwertbereinigung. Für den Extremfall, dass $\theta = 1$, handelt es sich um die einfache, in Abschnitt 2.1 beschriebene, gepoolte OLS Schätzung. Für den anderen Extremfall ($\theta = 0$) handelt es sich um die nun im Folgenden dargestellte Fixed-Effects-Schätzmethode (Heineck 2003: 12f und Wooldridge 2009: 490).

2.3 Fixed-Effects

Wie in Abschnitt 2.1 beschrieben, gilt für die Fixed-Effects-Schätzmethode die Annahme $\text{Cov}(\mathbf{X}_i, \alpha_i) \neq 0$, d.h. es wird von einer Korrelation der Regressoren mit dem nichtbeobachtbaren zeitkonstanten Fehler ausgegangen. Zudem ist wie schon beim Random-Effects-Schätzer strikte Exogenität des gewöhnlichen Fehlerterms η_{it} notwendig⁷. Infolge der Eigenschaft der zeitlichen Invarianz von α_i kann die Korrelation und die individuelle Heterogenität mit Hilfe einer Mittelwertbereinigung beseitigt werden, da wenn $\bar{y}_i = \bar{\mathbf{x}}_i' \boldsymbol{\beta} + \bar{\alpha}_i + \bar{\eta}_{it}$, dann folgt nach der Mittelwertbereinigung die Gleichung

$$y_{it} - \bar{y}_i = (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)' \boldsymbol{\beta} + (\alpha_i - \bar{\alpha}_i) + (\eta_{it} - \bar{\eta}_{it}) \quad (25)$$

in welcher der Term $(\alpha_i - \bar{\alpha}_i)$ vollständig verschwindet (da α_i zeitinvariant und der zeitliche Durchschnitt des Fehlerterms $\bar{\alpha}_i$ dadurch gleich dem individuellen Fehlerterm α_i ist) (Heineck 2003: 13f). Mit $\tilde{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$ und $\tilde{\mathbf{x}}_{it} = \mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i$ liegt der Regression des Fixed-Effects-Schätzers das Modell

$$\tilde{y}_{it} = \tilde{\mathbf{x}}_{it}' \boldsymbol{\beta} + \tilde{\eta}_{it} \quad (26)$$

zu Grunde, welches mit Hilfe der OLS-Methode geschätzt werden kann. Ähnlich Gleichung (13) ist nun allerdings $\tilde{\eta}_{it}$ ebenso nicht mehr seriell unkorreliert⁸. Da

$$s_{\tilde{\eta}}^2 = \frac{1}{nT-k} \hat{\tilde{\eta}}' \hat{\tilde{\eta}} \quad (27)$$

die empirische Varianz des mittelwertzentrierten Störterms $\tilde{\eta}_{it}$ ist, wir aber an $\sigma_{\tilde{\eta}}^2$ interessiert sind, kann diese über

$$s_{\tilde{\eta}}^2 = \frac{1}{nT-n-k} \hat{\tilde{\eta}}' \hat{\tilde{\eta}} \quad (28)$$

erwartungstreu geschätzt werden.

In Matrixschreibweise ergibt sich der Fixed-Effects-Schätzer (auch Between-Schätzer genannt) analog Gleichung (19) zu

⁷ ebenso auf Grund der Mittelwertbildung.

⁸ $E(\tilde{\eta}_{it} \tilde{\eta}_{is} | \mathbf{X}_i) = E[(\eta_{it} - \bar{\eta}_i)(\eta_{is} - \bar{\eta}_i) | \mathbf{X}_i] = E(\eta_{it} \eta_{is} | \mathbf{X}_i) - E(\eta_{it} \bar{\eta}_i | \mathbf{X}_i) - E(\eta_{is} \bar{\eta}_i | \mathbf{X}_i) + E(\bar{\eta}_i^2 | \mathbf{X}_i) = 0 - \sigma_{\eta}^2/T - \sigma_{\eta}^2/T + \sigma_{\eta}^2/T = -\sigma_{\eta}^2/T$, mit $E(\eta_{it} \bar{\eta}_i | \mathbf{X}_i) = \text{Cov}(\eta_{it}, \bar{\eta}_i) = 1/T(\eta_{is} - \bar{\eta}_i)(\bar{\eta}_i - \bar{\eta}_i) = \text{Var}(\eta_{it})/T$.

$$\hat{\beta}_{FE} = \hat{\beta}_W = (\mathbf{X}'\mathbf{M}_D\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\mathbf{M}_D\mathbf{y} \quad (29)$$

mit der Varianz-Kovarianz-Matrix

$$V(\hat{\beta}_{FE}) = \sigma_{\eta}^2 (\mathbf{X}'\mathbf{M}_D\mathbf{X})^{-1} \quad (30)$$

Hier sei nur kurz darauf hingewiesen, dass sich eine individuelle Heterogenität auch mit Hilfe zwei weiterer Verfahren korrigieren lässt. Zum einen wird bei der LSDV-Methode (Least Square Dummy Variable) für jede Einheit i (außer der Referenzkategorie) eine Dummy Variable mit in das Modell aufgenommen. Bei sehr vielen Einheiten stellt diese Methode allerdings keine wirklich praktikable Alternative dar. Zum anderen kann die FD-Methode (First Differencing) angewandt werden, wobei durch die Bildung der ersten Differenzen der Fehlerterm α_i in $y_{i,t} - y_{i,t-1} = (\mathbf{x}_{i,t} - \mathbf{x}_{i,t-1})'\boldsymbol{\beta} + (\alpha_i - \alpha_i) + (\eta_{i,t} - \eta_{i,t-1})$ wiederum verschwindet (Söderbom 2011: 7ff und Cameron & Trivedi 2010: 236).

2.4 Modellauswahl

Im Folgenden werden zwei gängige Teststatistiken vorgestellt, die Hinweise darauf liefern können, welches der dargestellten Modelle das geeignetste darstellt, nämlich erstens, der Breusch-Pagan-Test als Entscheidungshilfe bei der Wahl zwischen Pooled OLS und Random-Effects-Methode, und zweitens, der Hausman-Test, der Anzeichen dafür geben kann, ob die Fixed- oder die Random-Effects-Methode gewählt werden sollte (Söderbom 2011: 15).

2.4.1 Breusch-Pagan-Test

Dieser 1980 von Breusch und Pagan konzipierte Lagrange-Multiplikator Test versucht festzustellen, ob in der untersuchten Population individuelle Heterogenität vorliegt. Die Stichprobe wird dazu unter folgender Hypothese getestet

$$H_0: \sigma_{\alpha}^2 = 0 \quad \text{bzw.} \quad H_1: \sigma_{\alpha}^2 \neq 0 \quad (31)$$

Mit der Nullhypothese wird getestet, ob $\text{Cov}(u_{it}, u_{is}) = 0$ für $t \neq s$. Für eine Einheit i gilt

$$[\sum_{t=1}^T u_{it}]^2 = \sum_{t=1}^T u_{it}^2 + \sum_{s \neq t} u_{it} u_{is} \quad (32)$$

und wiederum $E(u_{it}u_{is}) = E(u_{it}) E(u_{is}) + \text{Cov}(u_{it}, u_{is}) = 0$ unter H_0 . Trifft die Nullhypothese zu, so sollte der rechte Summand in (32) Null sein, und somit $[\sum_{t=1}^T u_{it}]^2 = \sum_{t=1}^T u_{it}^2$ bzw. über alle Einheiten summiert $\sum_{i=1}^N [\sum_{t=1}^T u_{it}]^2 = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T u_{it}^2$ gelten. Die mit einem Freiheitsgrad chi-quadrat verteilte Teststatistik

$$\text{LM-T} = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^N [\sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}]^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{u}_{it}^2} - 1 \right]^2 \sim \chi_1^2 \quad (33)$$

sollte sich unter der Nullhypothese nicht signifikant von Null unterscheiden (wobei die geschätzten Fehlertermaabweichungen \hat{u}_{it} des gemeinsamen Fehlers $u_{it} = \alpha_i + \eta_{it}$ einfach die Residuen einer gepoolten OLS Schätzung darstellen). Übersteigt die Teststatistik den kritischen Wert der Chi-Quadrat Verteilung, so kann die Nullhypothese (Nichtexistenz individueller Heterogenität) verworfen werden, und es ist von $\sigma_\alpha^2 > 0$ auszugehen. Die Pooled-OLS-Schätzung führt in diesem Fall zu verzerrten Schätzern sowie zu falschen t- und F-Teststatistiken. In diesem Fall ist je nach Ergebnis des Hausman-Tests die Fixed- oder die Random-Effects-Methode vorzuziehen (Heineck 2003: 20).

2.4.2 Hausman-Test

Wie beschrieben besteht der Unterschied zwischen Fixed- und Random-Effects-Methode in der Annahme über die Korrelation von α_i mit \mathbf{X}_i . Die im Folgenden zu testende Nullhypothese lautet demnach: α_i ist mit \mathbf{X}_i unkorreliert. Zur Überprüfung dieser Beziehung kann der Hausman-Test verwendet werden, der im Allgemeinen einen unabhängig der Nullhypothese immer konsistenten Schätzer, mit einem nur unter Einhaltung der Nullhypothese konsistenten Schätzer vergleicht. Der Fixed-Effects-Schätzer ist konsistent, egal ob α_i mit \mathbf{X}_i korreliert ist oder nicht (allerdings ist der Fixed-Effects-Schätzer unter der Nullhypothese nicht effizient). Der Random-Effects-Schätzer basiert auf der Annahme $\text{Cov}(\mathbf{X}_i, \alpha_i) = 0$ und ist somit nur unter dieser Annahme konsistent sowie effizient. Unter der Alternativhypothese H_1 ist der Random-Effects-Schätzer nicht konsistent. Während unter H_0 also beide Schätzer konsistent sind, ist unter H_1 nur der Fixed-Effects-Schätzer konsistent, sodass sich unter der Nullhypothese keine statistisch signifikanten Unterschiede zwischen den beiden Schätzern $\hat{\beta}_{FE}$ und $\hat{\beta}_{RE}$ ergeben sollten. Die Nullhypothese kann somit wie folgt formuliert werden

$$H_0: \hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE} = \mathbf{0} \quad \text{bzw.} \quad H_1: \hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE} \neq \mathbf{0} \quad (34)$$

Für die Berechnung der Teststatistik ist die Varianz-Kovarianz-Matrix der Differenz der Schätzer $\hat{\beta}_{FE}$ und $\hat{\beta}_{RE}$ nötig, welche sich im Allgemeinen wie folgt berechnet

$$V(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) = V(\hat{\beta}_{FE}) + V(\hat{\beta}_{RE}) - \text{Cov}(\hat{\beta}_{FE}, \hat{\beta}_{RE}) - \text{Cov}(\hat{\beta}_{FE}, \hat{\beta}_{RE})' \quad (35)$$

Die Varianz-Kovarianz-Matrizen der beiden Schätzer $V(\hat{\beta}_{FE})$ sowie $V(\hat{\beta}_{RE})$ sind aus den jeweiligen Schätzungen bekannt. Die Kovarianz hingegen ist nicht bekannt. Hausman konnte 1978 allerdings zeigen, dass die Kovarianz eines effizienten Schätzers mit der Differenz von diesem und einem ineffizienten Schätzer Null ergibt, d.h., dass

$$\text{Cov}[(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}), \hat{\beta}_{RE}] = \text{Cov}(\hat{\beta}_{FE}, \hat{\beta}_{RE}) - V(\hat{\beta}_{RE}) = 0 \quad (36)$$

und somit $\text{Cov}(\widehat{\beta}_{FE}, \widehat{\beta}_{RE}) = V(\widehat{\beta}_{RE})^9$. Gleichung (35) in Verbindung mit (36) liefert dann

$$V(\widehat{\beta}_{FE} - \widehat{\beta}_{RE}) = V(\widehat{\beta}_{FE}) - V(\widehat{\beta}_{RE}) = \Psi \quad (37)$$

Die Hausman Teststatistik errechnet sich für den Fall, dass der Störterm nicht bekannt ist, und $V(\widehat{\beta}_{FE})$ bzw. $V(\widehat{\beta}_{RE})$ geschätzt werden wie folgt

$$\text{HM-T: } (\widehat{\beta}_{FE} - \widehat{\beta}_{RE})' \widehat{\Psi}^{-1} (\widehat{\beta}_{FE} - \widehat{\beta}_{RE}) \sim \chi_k^2 \quad (38)$$

Unter der Nullhypothese ist HM-T chi-quadrat-verteilt mit k Freiheitsgraden. Übersteigt die Teststatistik den kritischen Wert der jeweiligen Chi-Quadrat-Verteilung, so kann die Nullhypothese der Unkorreliertheit von α_i und \mathbf{X}_i abgelehnt werden, weswegen in diesem Fall die Fixed-Effects-Schätzmethode gewählt werden sollte (Heineck 2003: 21f).

3. Länderratings

Der folgende dritte Abschnitt beschäftigt sich mit den Einflussfaktoren auf die Länderratings der drei großen Rating Agenturen Standard & Poor (S&P), Moody's und Fitch und folgt dabei in großen Teilen einer Studie von Afonso et al. (2007).

3.1 Auswirkungen von Länderratings

Länderratings sind ein konzentriertes Maß für die Möglichkeit und die Bereitschaft einer Regierung ihre öffentlichen Schulden zu begleichen (Tilgungs- sowie Zinszahlungen). Länderratings sind also verdichtete qualitative Indikatoren für die erwartete Ausfallwahrscheinlichkeit vergebener Kredite und haben für wirtschaftliche Akteure v.a. drei Auswirkungen. Erstens, da das auf internationalen Finanzmärkten herrschende Zinsniveau von Länderratings in erheblichem Maße mit beeinflusst wird, wirken diese auf die Finanzierungskosten der einzelnen Länder. Zweitens können Länderratings eine beschränkende Wirkung auf die Ratings und somit wiederum auf die Kapitalbeschaffungskosten inländischer Banken und Unternehmen haben (sovereign ceiling). Drittens sind zum einen einige institutionelle Anleger bei ihren Investitionstätigkeiten an Risikogrenzen gebunden, d.h., dass in einige Hochrisikogruppen nicht investiert werden darf¹⁰. Zum anderen fließen die Bewertungen

⁹ wenn unter H_0 $\widehat{\beta}_{RE}$ der effizienteste Schätzer, und $\widehat{\beta}_{FE}$ ein alternativer konsistenter Schätzer ist, dann muss $\text{Cov}(\widehat{\beta}_{FE} - \widehat{\beta}_{RE}, \widehat{\beta}_{RE}) = 0$ sein, da sonst für eine Linearkombination der Art $V(\widehat{\beta}_{RE} + bV(\widehat{\beta}_{FE} - \widehat{\beta}_{RE})) = V(\widehat{\beta}_{RE}) + b^2V(\widehat{\beta}_{FE} - \widehat{\beta}_{RE}) + 2\text{Cov}(\widehat{\beta}_{FE} - \widehat{\beta}_{RE}, \widehat{\beta}_{RE})$ Werte für b gefunden werden können, sodass $V(\widehat{\beta}_{RE} + bV(\widehat{\beta}_{FE} - \widehat{\beta}_{RE})) < V(\widehat{\beta}_{RE})$, was einen Widerspruch darstellt.

¹⁰ So verwendet die Europäische Zentralbank bei ihren Offenmarktgeschäften nur Obligationen, welche mindestens ein A in den Ratings von zumindest einer der drei großen Ratingagenturen beinhaltet (Afonso 2007: 7).

der Ratingagenturen mit in das Kalkül bei der Auswahl und der Gewichtung von Portfolios institutioneller Anleger mit ein (Afonso et al. 2007: 7).

3.2 Literaturüberblick

Da die Länderratings der Ratingagenturen eine enorme Anzahl an erklärenden Variablen beinhalten¹¹, versuchten erste Studien ab 1996, die für die Bewertung wichtigsten Einflussfaktoren zu selektieren. So kommen Cantor und Packer (1996) zu dem Schluss, dass die Länderratings von S&P sowie von Moody's größtenteils durch folgende Variablen erklärt werden: pro Kopf Einkommen, BIP Wachstum, Inflation, Auslandsschulden, wirtschaftlicher Entwicklungsstand und vergangene Zahlungsverhältnisse (zit. nach Afonso et al. 2007: 9). In den nächsten Jahren folgende Studien kommen zu dem Schluss, dass weitere erklärende Variablen wie Arbeitslosigkeit, Investitionen im Verhältnis zum BIP, Devisenreserven, Leistungs- sowie Handelsbilanzsaldo, Primärdefizit oder Korruption einen entscheidenden Einfluss auf Länderratings ausüben¹² (Afonso et al. 2007: 9f und 35).

Hinsichtlich der ökonometrischen Methode der Modellierung der abhängigen Variable können drei Herangehensweisen unterschieden werden. Erstens, die abhängige Variable Länderrating (welche bei S&P und Fitch durch qualitative Buchstaben von AAA bis CCC-, und bei Moody's durch Buchstaben-Zahlen-Kombinationen von Aaa bis Caa3 dargestellt werden) wird zunächst linear auf Zahlen von 1 bis 21 transformiert, sodass anschließend eine OLS Methode angewandt werden kann. Diese Methode, welcher unter anderen Canton und Packer (1996), Afonso (2003), Alexe et al. (2003) oder Canuto et al. (2004) folgen, ist allerdings nicht ohne Kritik, da sie zum einen davon ausgeht, dass die Differenzen aller benachbarter Kategorien gleich sind, und dass zum anderen für den Fall einer nicht linearen Beziehung die Schätzer v.a. durch das Vorhandensein von Realisationen in den untersten und obersten Kategorien stark verzerrt sein könnten (zit. nach Afonso et al. 2007: 10). Bezüglich des ersten Problems weist Eliasson (2002) allerdings darauf hin, dass im Falle des Vorhandenseins einer ausreichend großen Anzahl von Kategorien, die unabhängige Variable Länderrating als kontinuierlich angesehen werden kann (zit. nach Afonso et al. 2007: 10). Um der zweiten Kritik Rechnung zu

¹¹ S&P z.B. beziehen für ihre Bewertungen eine Vielzahl von Variablen aus den Bereichen: Politisches Risiko, Einkommen und Wirtschaftsstruktur, Wirtschaftswachstum und Wachstumsaussichten, Fiskalische Flexibilität, Schuldenlast der Regierung, Schuldenlast des Privatsektors, Monetäre Flexibilität, Externe Liquidität aber auch noch viele weitere mit ein (Afonso 2007: 9).

¹² siehe Tabelle 1 im Anhang für einen Überblick über relevante Studien und deren verwendete Einflussfaktoren, Daten und Methodiken.

tragen wurden als zweite Herangehensweise nicht-lineare (logistische oder exponentielle) Transformationen der abhängigen Variable unter anderem von Reisen und Maltzan (1999) oder von Afonso (2002) vorgenommen (zit. nach Afonso et al. 2007: 10). Die Abstände der Kategorien sind hierbei zwar nicht konstant, werden aber immer noch a priori festgelegt und nicht vom Modell selbst geschätzt. Da es sich bei der abhängigen Variable um eine qualitativ ordinale Maßeinheit handelt, kann diese auch drittens (konsequenterweise) mit Hilfe eines Ordered Probit Modells geschätzt werden (Afonso et al. 2007: 10). Durch diese Methode werden dann die Abstände der Kategorien ebenfalls bestimmt. Dieser Methode folgten z.B. Hu et al. (2002), Bheenick (2005) oder Bissoondoyal-Bheenick et al. (2005) (zit. nach Afonso et al. 2007: 10). Aufgrund von länderspezifischen Effekten bleibt allerdings auch diese Methode nicht ohne Probleme.

3.3 Methodologie

Abhängige Variable – *Kombinierte Länderratings*: Afonso et al. (2007) folgend wurde der nun folgenden Untersuchung die eben beschriebene erste Herangehensweise zu Grunde gelegt, und die Ratings linear auf 21 Kategorien transformiert¹³. Tabelle 2 zeigt, wie die Ratings durch die lineare Transformation den jeweiligen Kategorien zugeordnet wurden.

Unabhängige Variablen: Der wissenschaftlichen Literatur sowie v.a. Afonso et al. (2007) folgend wurden die nachstehenden 12 Einflussfaktoren untersucht:

BIP pro Kopf - positiver Zusammenhang: Volkswirtschaften mit einem höheren wirtschaftlichen Entwicklungsstand sollten ceteris paribus (c.p.) stabilere und ihre Regierungen stärker disziplinierende Institutionen aufweisen, und folglich weniger anfällig für exogene Schocks sowie für exzessive staatliche Überschuldung sein¹⁴.

Reales BIP Wachstum - positiver Zusammenhang: ein höheres Wirtschaftswachstum sollte die staatlichen Möglichkeiten für die Rückzahlung ausstehender öffentlicher Verbindlichkeiten verbessern¹⁵.

Inflation – unklarer Zusammenhang: auf der einen Seite reduziert eine erhöhte Inflation c.p. die reale Schuldenlast in einheimischer Währung, wodurch mehr Mittel zur Begleichung ausländisch notierter Schulden verbleiben. Auf der anderen Seite kann eine

¹³ um die Anzahl der Beobachtungen zu erhöhen, wurde zum einen in Fällen, bei denen lediglich Bewertungen für eine (bzw. für zwei) Agentur(en) vorlag(en), der Wert (bzw. der Durchschnitt) dieser (bzw. dieser zwei) Agentur(en) als abhängige Variable verwendet. Zum anderen wurde aber auch der Durchschnitt der Länderratings in Bezug auf die Fremd- und Landeswährungsratings gebildet.

¹⁴ gemessen in konstanten 2005US\$.

¹⁵ gemessen als jährliche prozentuale Veränderung des BIPs.

erhöhte Inflation strukturelle institutionelle Probleme auf der wirtschaftspolitischen Ebene widerspiegeln, v.a. bei monetär finanzierten Schuldensenkungen¹⁶.

Arbeitslosigkeit – negativer Zusammenhang: eine niedrige Arbeitslosigkeit verbreitert die Steuerbasis und verringert die allgemeinen sowie insbesondere die arbeitsmarktbezogenen Kosten des Sozialsystems. Zudem kann eine niedrige Arbeitslosenquote ein Zeichen für einen adaptiven und somit auf wirtschaftliche Schocks flexibel reagierenden Arbeitsmarkt sein¹⁷.

Staatliche Schuldenstandquote – negativer Zusammenhang: eine höhere Schuldenstandquote impliziert einen höheren Schuldendienst und sollte c.p. mit einer höheren Kreditausfallwahrscheinlichkeit korrespondieren¹⁸.

Strukturelles Staatliches Finanzierungssaldo – positiver Zusammenhang: hohe öffentliche Finanzierungsdefizite binden inländische Ersparnisse und können auf ein makroökonomisches Ungleichgewicht sowie auch auf institutionelle Probleme auf politischer Ebene hinweisen, was jeweils das Länderrating negativ beeinflussen sollte¹⁹.

Effektivität der Regierung – positiver Zusammenhang: eine hohe Qualität bei der Bereitstellung öffentlicher Dienste sowie eine kompetente Bürokratie sollte sich c.p. positiv auf die Rückzahlungswahrscheinlichkeit auswirken²⁰.

Devisenreserven – positiver Zusammenhang: je größer der Bestand an Devisenreserven, desto höher sollte c.p. die Wahrscheinlichkeit für die Rückzahlung der Fremdwährungsschulden sein²¹.

Leistungsbilanzsaldo – unklarer Zusammenhang: hohe Leistungsbilanzdefizite können c.p. auf einen die Nachhaltigkeit der Wirtschaft beeinflussenden Überkonsum hindeuten. Allerdings könnten hohe Defizite auch ein Anzeichen für eine Akkumulation von Anlageinvestitionen darstellen, welche mittel- bis langfristig zu einem höheren

¹⁶ gemessen als jährliche Veränderung des Verbraucherpreisindex.

¹⁷ gemessen als der von der Internationalen Arbeitsorganisation errechnete Anteil der arbeitsfähigen und arbeitssuchenden Nicht-Beschäftigten an der Erwerbsbevölkerung.

¹⁸ gemessen als Bestand an direkten und befristeten in- und ausländischen Verbindlichkeiten der Regierung (in Prozent des BIPs).

¹⁹ gemessen wird die Variable als das um den Konjunkturzyklus sowie auch um außergewöhnliche nicht-strukturelle Elemente bereinigte öffentliche Finanzierungssaldo in Prozent zum potentiellen BIP.

²⁰ der Indikator aggregiert die öffentlichen Wahrnehmung in Bezug auf die Qualität, Unabhängigkeit und Glaubwürdigkeit der Regierung bzw. der öffentlichen Bediensteten und die von diesen bereitgestellten Gütern und Dienstleistungen auf einer Skala von -2,5 bis 2,5.

²¹ gemessen wird die Variable als Verhältnis der Devisenreserven in aktuellen US\$ zu den Importen in aktuellen US\$.

Wirtschaftswachstum und einer verbesserten Nachhaltigkeit der öffentlichen Haushalte führen kann²².

EU-Dummy – positiver Zusammenhang: auf Grund fehlender Glaubwürdigkeit der No-Bailout-Klausel des AEU-Vertrages und den von den Mitgliedsstaaten daraufhin bereitgestellten Hilfszahlungen für einzelne überschuldete Staaten der Gemeinschaft könnten Ratingagenturen die Zugehörigkeit zur EU positiv bewerten (implizite Haftung)²³.

Lateinamerika-Dummy – negativer Zusammenhang: ein in der lateinamerikanischen Kultur stärker verwurzelter Sozialismus, häufige Wahlerfolge linker Regierungen, politische Unruhen sowie wiederkehrende Finanzkrisen in den 80er und 90er Jahren könnten einen negativen Einfluss auf die Bewertungen lateinamerikanischer Länder ausüben.

Industrialisiertes-Land-Dummy – positiver Zusammenhang: das Rating technisch und gesellschaftlich weit entwickelter Länder mit hochspezialisierter Arbeitsteilung und großer industrieller Produktion könnte sich unabhängig der genannten Einflussfaktoren von nicht industrialisierten Staaten positiv unterscheiden (Afonso et al. 2007:11f).

Eine ausführliche Beschreibung sowie die Quellen der abhängigen (bzw. unabhängigen) Variable(n) findet sich in Tabelle 3 im Anhang.

Lineares Regressionsmodell I: Die Regressionsgleichung des ersten hier vorgestellten linearen Paneldatenmodells lautet

$$r_{it} = \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta} + \delta\text{deu}_{it} + \lambda\text{dla}_i + \pi\text{dind}_i + \alpha_i + \eta_{it} \quad (39)$$

wobei r_{it} die linear transformierte abhängige Variable des Länderratings, \mathbf{x}_{it} einen 9 mal 1 dimensionalen Vektor mit den ersten 9 beschriebenen zeitlich variierenden erklärenden Variablen, deu_{it} den zeitvarianten EU-Dummy, dla_i bzw. dind_i die zeitinvarianten Lateinamerika- bzw. Industrialisiertes-Land-Dummys und α_i (bzw. η_{it}) den einheitenspezifischen, zeitkonstanten (bzw. den unabhängig und identisch verteilten zeitvariablen) Fehlerterm darstellt. Wie in Abschnitt 2 beschrieben kann die Regression mit Hilfe der Pooled OLS-, Random-Effects- und Fixed-Effects-Methode geschätzt werden, wobei für den Fall, dass die erklärenden Variablen mit dem länderspezifischen Effekt korrelieren (d.h. $E(\alpha_i|\mathbf{X}_i) \neq 0$) die Fixed-Effects-Methode konsistent und somit zu bevorzugen ist (Afonso et al. 2007: 13).

²² gemessen als Leistungsbilanzsaldo im Verhältnis zum BIP.

²³ die Variable geht um eine Zeiteinheit zurück versetzt ein (Lag1), da davon auszugehen ist, dass der EU-Beitritt von den Ratingagenturen antizipiert wurde.

Lineares Regressionsmodell II: Afonso weist darauf hin, dass das eben dargestellte Regressionsmodell, für den Fall, dass es mit der Fixed-Effects-Methode geschätzt wird, nicht ohne Probleme ist, wenn die abhängige Variable über die Zeit hinweg nur wenig Variation aufweist. Da bei der Fixed-Effects-Methode die implizit für jede Einheit generierten Dummy-Variablen den jeweiligen Durchschnitt jeder Einheit aufnehmen bzw. eliminieren, spiegeln die Regressionskoeffizienten lediglich die Bewegung der abhängigen Variable über die Zeit hinweg wider und verlieren einen erheblichen Teil ihrer Erklärungskraft. Auch Cameron und Trivedi (2010) weisen auf die Notwendigkeit ausreichender Variation je Einheit hin (Cameron & Trivedi 2010: 244). Um diesem Problem Abhilfe zu leisten, kann die – für den Fall einer Korrelation des zeitkonstanten Fehlerterms mit den Regressoren eigentlich nicht zulässige – Random-Effects-Methode auf ein allerdings verändertes Modell angewandt werden. Dazu kann das Modell auf zwei Wegen verändert werden. Erstens, durch den Gebrauch von nicht mit dem Fehlerterm α_i korrelierten Instrumentvariablen mit einer größeren Variation (Hausman-Taylor-IV-Verfahren). Auf Grund der fehlenden Instrumentvariablen stellt dieses Verfahren allerdings hier keine umsetzbare Möglichkeit dar. Der zweite, von Wooldridge (2002) vorgestellte Lösungsansatz besteht darin, die Korrelation zwischen dem zeitkonstanten Fehlerterm α_i und den Regressoren explizit zu berücksichtigen, in dem der Erwartungswert von α_i als Linearkombination der zeitlichen Durchschnitte der jeweiligen Länder modelliert wird (d.h. $E(\alpha_i|\mathbf{X}) = \gamma\bar{\mathbf{x}}_i$). Ersetzt man demnach α_i in Gleichung (39) mit $\alpha_i = \gamma\bar{\mathbf{x}}_i + v_i$ folgt

$$r_{it} = \mathbf{x}_{it}'\boldsymbol{\beta} + \delta\text{deu}_{it} + \lambda\text{dla}_i + \pi\text{dind}_i + \gamma\bar{\mathbf{x}}_i + v_i + \eta_{it} \quad (40)$$

wobei v_i nur per Definition nicht mehr mit den Regressoren korreliert ist (wodurch die Random-Effects-Methode angewandt werden kann). Durch die Aufnahme der zeitlichen Durchschnitte je Einheit als zeitkonstante erklärende Variablen werden so auch die Langzeiteffekte der Einflussfaktoren abgebildet. Nach einer Erweiterung von Gleichung (40) erhält man die Regressionsgleichung des zweiten Modells zu

$$r_{it} = (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)' \boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i'(\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\gamma}) + \delta\text{deu}_{it} + \lambda\text{dla}_i + \pi\text{dind}_i + v_i + \eta_{it} \quad (41)$$

In der nun mittelwertzentrierten sowie die zeitlichen Durchschnitte enthaltenden Regressionsgleichung (41) spiegelt der k mal 1 dimensionale Vektor $(\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\gamma})$ die Langzeiteffekte (z.B. den Effekt permanent hoher Arbeitslosigkeit auf das Länderrating) und $\boldsymbol{\beta}$ die Kurzzeiteffekte (z.B. den Effekt der Veränderung der Inflationsrate auf das Länderrating) wider. Gleichung (41) wird mit der Random-Effects-Methode geschätzt

(die Ergebnisse der Fixed-Effects- sowie der Pooled-OLS-Methode sind ergänzend mit angegeben). Die Modellierung kann als erfolgreich erachtet werden, wenn die Regressionskoeffizienten des Vektors $(\beta + \gamma)$ statistische Signifikanzen aufweisen und der Hausman-Test auf Unkorreliertheit des neuen zeitkonstanten Fehlerterms v_i mit den Regressoren hindeutet (Afonso et al. 2007: 14f).

3.4 Datenbeschreibung

Der Untersuchung liegen 936 Beobachtungen von insgesamt 107 Ländern für die Jahre von 1996 bis 2009 zugrunde. Eine Übersicht über die untersuchten Länder und den jeweils verwendeten Jahren findet sich in Tabelle 4 im Anhang. Zudem findet sich in Tabelle 5 im Anhang eine Beschreibung der Datenstruktur der einzelnen Variablen.

3.5 Resultate der empirischen Analyse

Modellauswahl: Die Ergebnisse des Breusch-Pagan-Test in Tabelle 6 im Anhang zeigen, dass die Nullhypothese (individuelle Homogenität bzw. $\text{Cov}(u_{it}, u_{is}) = 0$) für das Modell I sowie für das Modell II auf Grund des Stichprobenwertes der Teststatistik von 1737,17 bzw. 2061,67 verworfen werden kann²⁴. Die Ergebnisse der OLS Regressionen sind dem Breusch-Pagan-Test folgend nicht erwartungstreu. Die Nullhypothese des Hausman-Tests (Tabelle 7 im Anhang) kann für das Modell I ebenfalls verworfen werden, so dass für dieses Modell davon auszugehen ist, dass der unbeobachtbare Fehlerterm α_i mit \mathbf{X} korreliert und somit der konsistente Fixed-Effects-Schätzer zu wählen ist²⁵. Für das Modell II hingegen kann die Nullhypothese des Hausman-Tests auf Grund des Wertes der Teststatistik von 2,71 (kritischer Wert bei 10 Freiheitsgraden 18,31) nicht mehr verworfen werden, so dass die Spezifikationen des Modells II als erfolgreich angesehen werden können. Nur zur Vervollständigung finden sich die empirischen Schätzungen des Modells I in Tabelle 8. Die folgenden Interpretationen beziehen sich allerdings auf das mit der Random-Effects-Methode geschätzte Modell II in Tabelle 9, wobei zur Vervollständigung und zum Vergleich ebenfalls jeweils die Ergebnisse der OLS- sowie der Fixed-Effects-Methode angegeben sind.

Interpretation der Regressionskoeffizienten (Modell II): Wie aus Tabelle 9 im Anhang zu entnehmen, weist – entgegen der Ergebnisse von Afonso (2007) – das BIP pro Kopf sowie das Strukturelle Staatliche Finanzierungssaldo weder kurz- noch langfristige

²⁴ der kritische Wert der Chi-Quadrat-Verteilung für eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,5% und einem Freiheitsgrad beträgt 3,84.

²⁵ Wert der Teststatistik ist 86,46 bei einem kritischen Wert der Chi-Quadrat-Verteilung mit 10 Freiheitsgraden und einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,5% von 18,31.

Effekte auf (die Ergebnisse von Afonso (2007) in Tabelle 4-6 deuten darauf hin, dass für das BIP pro Kopf sowie für das Staatliche Strukturelle Finanzierungssaldo zumindest kurzfristige Effekte bestehen). Dagegen können für die Staatliche Schuldenstandquote und das Leistungsbilanzsaldo sowohl lang- wie auch kurzfristig signifikante Effekte festgestellt werden (Afonso (2007) kann je nur einen kurzfristigen Einfluss bestätigen). Ansonsten decken sich die Ergebnisse der Studie mit denen der Untersuchung von Afonso (2007). Für die theoretisch unklaren Richtungen der Effekte von Inflation und Leistungsbilanzsaldo ergibt sich, dass sich die Inflation kurz- wie langfristig, das Leistungsbilanzsaldo nur kurzfristig, negativ auf die Bewertung der Ratingagenturen auswirkt²⁶. Durch die Spezifikation des Modells II können nun auch (im Gegensatz zur Fixed-Effects-Schätzung) Effekte für die zeitinvarianten Dummy-Variablen (wie erwartet für den Lateinamerika-Dummy negativ und für den Industrialisiertes-Land-Dummy positiv) festgestellt werden.

4. Schluss

Wie gesehen bieten Paneldaten nicht nur eine Vielzahl neuer analytischer Möglichkeiten, sondern beinhalten auch Gefahren, die bei ihrer Nichtbeachtung zu falschen Ergebnissen führen können. Wie in Tabelle 8 und 9 zu sehen, liefern Pooled-OLS-, Fixed-Effects- und Random-Effects-Schätzer unterschiedliche Ergebnisse. Um bei der Auswertung von Paneldaten die richtige Schätzmethode zu wählen, sind die Daten zum einen auf die Existenz individueller Heterogenität (Breusch-Pagan-Test) und zum anderen auf Korrelationen dieser zeitkonstanten Individualeffekte mit den Regressoren (Hausman-Test) zu prüfen. Je nach Ergebnis ist dann eines der vorgestellten Schätzverfahren (Pooled-OLS, Fixed-Effects oder Random-Effects) zu wählen. Die theoretischen Überlegungen wurden auf die Bestimmung der Einflussfaktoren bei Länderratings angewandt, bei denen sich die Fixed-Effects-Methode im Modell I, sowie die Random-Effects-Methode für das Kurz- und Langzeiteffekte messende Modell II als die richtige Spezifikation herausstellte. Zudem wurde eine Methode vorgestellt, welche das Problem beheben kann, dass bei Variablen mit sehr geringer zeitlicher Variation durch die Mittelwertzentrierung der Fixed-Effects- Methode auftreten kann.

²⁶ bei der Inflation scheint der negative Aspekt eines strukturellen wirtschaftspolitischen Mangels, und bei den kurzfristigen Leistungsbilanzsalden der eines möglichen wirtschaftlichen Überkonsums zu überwiegen - langanhaltende negative Leistungsbilanzsalden führen dagegen nicht zu einem schlechteren Rating.

7. Anhänge

Tabelle 1 – Literaturüberblick

Autoren	Daten	Erklärende Variablen	Agenturen	Methode
Canton und Packer (1996)	Querschnitt, 1995, 45 Länder	BIP pro Kopf, BIP Wachstum, Inflation, Ausfallhistorie Leistungsbilanzsaldo, Schulden/Exporte, Wirtschaftlicher Entwicklungsstand, Haushaltsüberschuss	S&P Moody's	Lineare Transformation, OLS
Monfort und Mulder (2000)	Panel, 1995-1999, 20 Schwellen-länder	Schulden/BIP, Schulden/Exporte, Schuldendienst/Exporte, Umschuldungen, Devisenreserven, Leistungsbilanzsaldo, Wechselkurs, Exportwachstum, Anteil kurzfristiger Schulden, Handelsbilanz, Inflation, Inländisches Kreditwachstum, BIP Wachstum, Haushaltsüberschuss, Investitionen/BIP, BIP pro Kopf, Zinssatz für US-Staatsanleihen, Spread amerikanischer Staatsanleihen (10-30 Jahre), Regionen-Dummys	S&P Moody's	Lineare Transformation, OLS und FD
Eliasson (2002)	Panel, 1990-1999, 38 Schwellen-länder	BIP pro Kopf, BIP Wachstum, Inflation, Schulden/Exporte, Haushaltssaldo, kurzfristige Schulden/Devisenreserven, Exportwachstum, Zinsspread	S&P	Lineare Transformation, OLS, FE und RE
Hu, Kiesel und Perraudin (2002)	Panel, 1981-1998, zwischen 12 und 92 Länder	Schuldendienst/Exporte, Schulden/BIP, Devisenreserven/Schulden, Devisenreserven/Importe, Wachstum BSP, Inflation, Ausfallhistorie, Regionen-Dummys, Industrialisiertes-Land-Dummy	S&P	Ordered Probit
Afonso (2003)	Querschnitt, 2001, 81 Länder	BNE pro Kopf, BIP Wachstum, Inflation, Leistungsbilanzsaldo, Haushaltssaldo, Schulden/Exporte, Wirtschaftlicher Entwicklungsstand, Ausfallhistorie	S&P Moody's	Lineare, logistische und exponentielle Transformation, OLS
Alexe et al. (2003)	Querschnitt, 1998, 68 Länder	BIP pro Kopf, Inflation, Handelsbilanzsaldo, Exportwachstum, Devisenreserven, Haushaltssaldo, Schulden/BIP, Wechselkurse, Inländische Kredite/BIP, Effektivität der Regierung, Korruption, Politische Stabilität	S&P	Lineare Transformation, OLS
Canuto, Santos und Porto (2004)	Panel, 1998-2002, 66 Länder	BIP pro Kopf, BIP Wachstum, Inflation, Schulden/Einnahmen, Haushaltssaldo, Handelsbilanzsaldo/BIP, Schulden/Exporte, Wirtschaftliche Entwicklungsstand, Ausfallhistorie	S&P Moody's Fitch	Lineare Transformation, OLS, FE, FD
Borio und Packer (2004)	Panel, 1996-2003, 52 Länder	BIP pro Kopf, BIP Wachstum, Inflation, Korruption, Politisches Risiko, Jahre seit letzten Zahlungsausfall, Frequenz Jahre mit hoher Inflation, Schulden/BIP, Schulden/Exporte, weitere Variablen	S&P Moody's	Lineare Transformation, OLS mit Jahresdurchschnitts-Dummys
Bissoondoyal-Bheenick, Brooks und Yip (2005)	Querschnitt, 2001, 60 Länder	BIP, Inflation, Ausländische Direktinvestitionen/BIP, Leistungsbilanzsaldo/BIP, Handelsbilanzsaldo/BIP, Zinssatz, Anzahl Mobilfunkgeräte	S&P Moody's Fitch	Ordered Probit
Bissoondoyal-Bheenick (2005)	Panel, 1995-1999, 95 Länder	BIP pro Kopf, Inflation, Haushaltssaldo/BIP, Staatsschulden/BIP, Effektiver Wechselkurs, Exporte/BIP, Devisenreserven, Arbeitslosigkeit, Lohnstückkosten, Leistungsbilanzsaldo/BIP, Gesamtschulden/BIP	S&P Moody's	Ordered Probit
Butler und Fauver (2006)	Querschnitt, 2004, 93 Länder	Pro Kopf Einkommen, Schulden/BIP, Inflation, Rechtsumfeld, Rechtssystem-Dummys, Index Unterentwicklung	Institutionelle Investoren	OLS

Quelle: Afonso et al. (2007: 35)

Tabelle 2 – Lineare Transformation der S&P, Moody's und Fitch Länderrating-Systeme

Charakterisierung der Schulden und des Emittenten	Ratings				Lineare Transformation	
		S&P	Moody's	Fitch		
Höchste Qualität	Investment Grade	AAA	Aaa	AAA	21	
Hohe Qualität		AA+	Aa1	AA+	20	
		AA	Aa2	AA	19	
		AA-	Aa3	AA-	18	
		Starke Zahlungsfähigkeit	A+	A1	A+	17
A			A2	A	16	
A-			A3	A-	15	
Angemessene Zahlungsfähigkeit		BBB+	Baa1	BBB+	14	
		BBB	Baa2	BBB	13	
		BB-	Baa3	BB-	12	
Erfüllung der Verbindlichkeit wahrscheinlich, anhaltende Unsicherheiten		Speculative Grade	BB+	Ba1	BB+	11
			BB	Ba2	BB	10
	BB-		Ba3	BB-	9	
Hohes Ausfallrisiko	B+		B1	B+	8	
	B		B2	B	7	
	B-		B3	B-	6	
Sehr hohes Ausfallrisiko	CCC+		Caa1	CCC+	5	
	CCC		Caa2	CCC	4	
	CCC-		Caa3	CCC-	3	
Nahe an Zahlungseinstellung, mit Wahrscheinlichkeit zur Erholung	CC		Ca	CC C	2	
Zahlungseinstellung	SD D		C	DDD DD D	1	

Quelle: Afonso (2007: 34)

Tabelle 3 – Beschreibung und Quellen der Daten

Variable	Beschreibung	Quelle	Code- bzw. Variablenname und Internetquelle
Länderrating (Regressand)	Mittelwert der Länderratings der Agenturen S&P, Moody's und Fitch. Um die Anzahl der Beobachtungen zu erhöhen, wurde zum einen in Fällen, bei denen lediglich Bewertungen für eine (bzw. für zwei) Agentur(en) vorlag(en), der Wert (bzw. der Durchschnitt) dieser (bzw. dieser zwei) Agenturen als abhängige Variable verwendet. Zum anderen wurde aber auch der Durchschnitt der Länderratings in Bezug auf die Fremd- und Landeswährung gebildet.	Prof. Dr. António Afonso, School of Economics and Management, University of Lisbon	Bei Paper Nr. [34] "Short and Long-run Determinants of Sovereign Debt Credit Ratings" auf folgender Internetseite auf "Data used" klicken: http://pascal.iseg.utl.pt/~aafonso/Papers.html
BIP pro Kopf	Bruttoinlandsprodukt pro Kopf in konstanten 2005 US\$.	Weltbank	NY.GDP.PCAP.CD http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CD
Reales BIP Wachstum (gl.D.)	Jährliche Wachstumsrate in Prozent des BIPs. Für die Variable wurde der gl.D. über die letzten drei Perioden gebildet.	Weltbank	NY.GDP.MKTP.KD.ZG http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG
Inflation (gl.D.)	Jährliche prozentuale Veränderung des Verbraucherpreisindex. Für die Variable wurde der gl.D. über die letzten drei Perioden gebildet.	Weltbank	FP.CPI.TOTL.ZG http://data.worldbank.org/indicator/FP.CPI.TOTL.ZG
Arbeitslosigkeit (gl.D.)	Arbeitslosigkeit als Prozent der Erwerbsbevölkerung (Schätzungen der Internationalen Arbeitsorganisation). Für die Variable wurde der gl.D. über die letzten drei Perioden gebildet.	Weltbank	SL.UEM.TOTL.ZS http://data.worldbank.org/indicator/SL.UEM.TOTL.ZS
Staatliche Schuldenstandquote	Staatliche Schuldenstandquote bestehend aus allen in- und ausländischen Verbindlichkeiten, die zukünftige Zins- und Tilgungszahlungen erfordern.	IWF	General government gross debt (Percent of GDP) http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2015/01/weodata/weoselsr.aspx?c=134&t=1#sGGXWDG_NGDP
Strukturelles Staatliches Finanzierungssaldo	Konjunkturbereinigte sowie um nicht-strukturelle Elemente (temporäre Finanzsektorereignisse oder besondere Einnahmen oder Ausgaben) bereinigte staatliches Finanzierungssaldo.	IWF	General government structural balance (Percent of potential GDP) http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2015/01/weodata/weoselsr.aspx?c=134&t=1#sGGXWDG_NGDP
Effektivität der Regierung	Der Indikator dafür aggregiert die öffentlichen Wahrnehmung in Bezug auf die Qualität, Unabhängigkeit und Glaubwürdigkeit der Regierung bzw. der öffentlichen Bediensteten und die von diesen bereitgestellten Güter und Dienstleistungen auf einer Skala von -2,5 bis 2,5.	Weltbank	GE.EST (einer der 6 Weltbank Governance Indicators) http://www.measuring-progress.eu/good-governance-governance-indicators-world-bank-total-scores-6-wb-indicators
Devisenreserven	Selbst generierte Variable aus dem Verhältnis A/B, wobei A) Gesamte Devisenreserven abzüglich Goldreserven in aktuellen US\$ B) BIP in aktuellen US\$	Weltbank Weltbank	FI.RES.XGLD.CD http://data.worldbank.org/indicator/FI.RES.XGLD.CD NY.GDP.MKTP.CD http://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.CD
Leistungsbilanzsaldo	Leistungsbilanzsaldo bestehend aus allen nicht Finanz- und Investitionsgütern in Prozent des BIPs.	IWF	Current account balance (Percent of GDP) http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2015/01/weodata/weoselsr.aspx?c=134&t=1#sBCA_NGDPD
Lateinamerika-Dummy(dla _i) (zeitkonstant)	<ul style="list-style-type: none"> • 1 für folgende Länder: Argentinien, Brasilien, Bolivien, Chile, Kolumbien, Costa Rica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Honduras, Mexiko, Nicaragua, Panama, Paraguay, Peru, Uruguay, Antigua und Barbuda, Belize, Aruba, Bahamas, Cayman Inseln, Kuba, Dominica, Äquatorial Guinea, Guinea, Dominikanische Republik, Guyana, Grenada, Haiti, Suriname, Jamaica, Venezuela, Puerto Rico, St. Kitts und Nevis, St. Vincent und Grenada, Trinidad und Tobago, Truks und Caicos Islands, Virgen Islands • 0 für alle anderen Länder 	Lateinamerika-Studien-Online	http://www.lateinamerika-studien.at/content/geschichtepolitik/polsys/polsys-titel.html
Industrialisiertes-Land-Dummy (dind _i) (zeitkonstant)	<ul style="list-style-type: none"> • 1 für alle Länder, die im Jahr 2011 ein größeres BIP pro Kopf als 12.276 US\$ aufweisen (nach der Definition der Weltbank siehe Link - dann für alle Jahre, auch rückwirkend, d.h. zeitkonstant) • 0 für alle anderen 	Weltbank	http://data.worldbank.org/news/2010-GNI-income-classifications
EU-Dummy (deu _i) (zeitvariant - Lag1)	<ul style="list-style-type: none"> • 1 für alle Mitgliedsstaaten der EU (beginnend ab dem jeweiligen Beitrittsjahr, d.h. zeitvariant) • 0 für alle Nicht-EU-Mitgliedsstaaten bzw. für Jahre vor dem EU-Beitritt • Die Variable geht um eine Zeiteinheit zurück versetzt ein (Lag1), da davon auszugehen ist, dass der EU-Beitritt von den Ratingagenturen antizipiert wird. 	Länder-Lexikon	http://www.laenderlexikon.de/Liste_der_EU-L%C3%A4nder

Tabelle 4 – Untersuchte Länder und Anzahl der jeweils verwendeten Jahre

Ägypten	8	Island	11	Panama	10
Australien	11	Israel	9	Papua Neu Guinea	4
Azerbaidjan	9	Italien	11	Paraguay	11
Bahamas	10	Japan	11	Peru	9
Bahrain	9	Jordanien	11	Philippinen	11
Barbados	9	Kamerun	7	Polen	11
Belgien	11	Kanada	11	Portugal	11
Belize	8	Kasachstan	8	Katar	7
Benin	7	Kolumbien	11	Rumänien	9
Bolivien	9	Kroatien	8	Russland	9
Bosnien und Herzegowina	2	Kuwait	10	Saudi Arabien	9
Botswana	8	Lesotho	8	Schweden	11
Brasilien	9	Lettland	9	Schweiz	11
Bulgarien	9	Litauen	2	Senegal	9
Burkina Faso	6	Luxembourg	10	Serbien	6
China	8	Madagaskar	3	Singapur	11
Costa Rica	9	Malawi	4	Slowenien	10
Dänemark	11	Malaysia	11	Slowakei	10
Dominikanische Republik	10	Mali	5	Spanien	11
El Salvador	11	Malta	9	Sri Lanka	5
Ecuador	8	Marokko	10	Südafrika	9
Estland	10	Mauritius	9	Suriname	5
Fiji	9	Mazedonien	6	Thailand	11
Finnland	11	Mexico	11	Tunesien	11
Frankreich	11	Moldawien	9	Trinidad und Tobago	9
Gambia	5	Montenegro	2	Tschechische Republik	10
Georgia	5	Mozambique	7	Türkei	8
Germany	11	Namibia	5	U.S.A.	8
Ghana	7	Neuseeland	11	Uganda	5
Griechenland	10	Nicaragua	8	Ukraine	9
Guatemala	9	Niederlande	11	Ungarn	10
Honduras	9	Nigeria	4	Uruguay	8
Hong Kong SAR, China	8	Norwegen	11	Vereinigtes Königreich	11
Indien	11	Oman	7	Vietnam	8
Indonesien	9	Österreich	11	Zypern	11
Irland	11	Pakistan	9		

Tabelle 5 – Beschreibung der Datenstruktur

Variablen	Mittelwert	Standardabweichung	Min	Max
Kombinierte Länderratings	13,91	5,15	1,50	21,00
BIP pro Kopf	15,65	17,61	0,21	86,13
Reales BIP Wachstum (gl.D.)	4,32	3,00	-4,50	28,65
Inflation (gl.D.)	5,51	5,94	-2,80	59,05
Arbeitslosigkeit (gl.D.)	8,25	5,54	0,37	37,07
St. Schuldenstandquote	48,97	30,21	3,30	210,2
Str. St. Finanzierungssaldo	-0,96	5,75	-15,25	43,30
Effektivität der Regierung	0,51	0,93	-1,20	2,43
Devisenreserven	0,38	0,34	0,00	2,54
Leistungsbilanzsaldo	-0,79	9,36	-49,76	44,62
Mz. BIP pro Kopf	0,00	1,98	-19,17	9,09
Mz. Reales BIP Wachstum (gl.D.)	0,35	2,09	-10,20	13,13
Mz. Inflation (gl.D.)	0,20	4,04	-10,32	43,20
Mz. Arbeitslosigkeit (gl.D.)	0,10	1,52	-5,88	10,04
Mz. St. Schuldenstandquote	0,00	12,29	-83,38	101,1
Mz. Str. St. Finanzierungssaldo	0,00	3,44	-18,85	27,27
Mz. Effektivität der Regierung	0,00	0,13	-0,52	0,50
Mz. Devisenreserven	0,00	0,16	-1,00	1,11
Mz. Leistungsbilanzsaldo	0,00	4,80	-33,28	32,02
D. BIP pro Kopf (zeitinvariant)	15,65	17,50	0,21	77,04
D. Reales BIP Wachstum (gl.D., zeitinvariant)	3,97	2,40	-6,09	16,58
D. Inflation (gl.D., zeitinvariant)	5,31	3,92	-0,09	23,56
D. Arbeitslosigkeit (gl.D., zeitinvariant)	8,15	5,23	0,83	35,23
D. St. Schuldenstandquote (zeitinvariant)	48,97	27,59	4,31	167,2
D. Str. St. Finanzierungssaldo (zeitinvariant)	-0,96	4,60	-8,58	25,73
D. Effektivität der Regierung (zeitinvariant)	0,51	0,93	-1,04	2,16
D. Devisenreserven (zeitinvariant)	0,38	0,30	0,01	1,94
D. Leistungsbilanzsaldo (zeitinvariant)	-0,79	8,03	-38,80	29,07
EU-Dummy	0,23	0,42	0,00	1,00
Lateinamerika-Dummy (zeitinvariant)	0,20	0,40	0,00	1,00
Industrialisiertes-Land-Dummy (zeitinvariant)	0,42	0,49	0,00	1,00
Anmerkungen: Mz. = Mittelwertzentrierte(s); gl.D. = gleitender Durchschnitt; D. = Durchschnittliche(s)				

Tabelle 6 – Modellauswahl (Ergebnisse der Breusch-Pagan-Tests)

Breusch-Pagan-Test	Modell I	Modell II
LM-Teststatistik: (Kritischer Wert bei einem Freiheitsgraden und einem Signifikanzniveau von 95%)	1737,17 (3,84)	2061,67 (3,84)
P-Wert:	0,00	0,00

Tabelle 7 – Modellauswahl (Ergebnisse der Hausman-Tests)

Hausman-Test	Modell I	Modell II
Hausman-Teststatistik: (Kritischer Wert bei 10 Freiheitsgraden und einem Signifikanzniveau von 95%)	86,46 (18,31)	2,71 (18,31)
P-Wert:	0,00	0,99

Tabelle 8 – Einflussfaktoren auf Länderratings (Lineares Regressionsmodell I)

Abhängige Variable: Kombinierte Länderratings

	POLS	RE	FE
BIP pro Kopf	0.028*** (3.990)	0.045*** (3.887)	0.010 (0.653)
Reales BIP Wachstum (gl.D.)	0.062*** (2.827)	0.075*** (4.729)	0.087*** (5.570)
Inflation (gl.D.)	-0.080*** (-7.447)	-0.046*** (-6.393)	-0.044*** (-6.169)
Arbeitslosigkeit (gl.D.)	0.011 (1.041)	-0.014 (-0.828)	-0.049** (-2.426)
St. Schuldenstandquote	-0.015*** (-7.256)	-0.020*** (-8.590)	-0.019*** (-7.486)
Str. St. Finanzierungssaldo	-0.016 (-1.205)	-0.001 (-0.143)	0.007 (0.727)
Effektivität der Regierung	3.302*** (26.046)	1.801*** (10.146)	0.808*** (3.846)
Devisenreserven	1.348*** (7.079)	0.642*** (3.752)	0.642*** (3.718)
Leistungsbilanzsaldo	0.036*** (4.676)	-0.008 (-1.237)	-0.014** (-2.263)
EU-Dummy (Lag1)	1.157*** (7.068)	0.529*** (3.070)	0.481*** (2.717)
Lateinamerika-Dummy	-0.879*** (-5.595)	-1.369*** (-3.340)	
Industrialisiertes-Land-Dummy	1.971*** (8.821)	4.344*** (8.731)	
Konstante	11.173*** (41.496)	11.179*** (32.197)	14.182*** (38.369)
R ²	0.891		0.978
Beobachtungen	936	936	936
Anzahl der Länder	107	107	107

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01; gl.D. = gleitender Durchschnitt

Tabelle 9 – Einflussfaktoren auf Länderratings (Lineares Regressionsmodell II)

Abhängige Variable: Kombinierte Länderratings

	POLS	RE	FE
Mz. BIP pro Kopf	-0.001 (-0.037)	0.008 (0.565)	0.010 (0.653)
D. BIP pro Kopf	0.023*** (3.157)	0.028 (1.314)	
Mz. Reales BIP Wachstum (gl.D.)	0.101*** (3.413)	0.088*** (5.657)	0.087*** (5.570)
D. Reales BIP Wachstum (gl.D.)	0.048* (1.727)	0.051 (0.718)	
Mz. Inflation (gl.D.)	-0.035** (-2.581)	-0.043*** (-6.088)	-0.044*** (-6.169)
D. Inflation (gl.D.)	-0.137*** (-7.544)	-0.124*** (-2.660)	
Mz. Arbeitslosigkeit (gl.D.)	-0.046 (-1.174)	-0.049** (-2.412)	-0.049** (-2.426)
D. Arbeitslosigkeit (gl.D.)	0.019* (1.757)	0.019 (0.644)	
Mz. St. Schuldenstandquote	-0.019*** (-3.733)	-0.019*** (-7.522)	-0.019*** (-7.486)
D. St. Schuldenstandquote	-0.015*** (-6.494)	-0.017*** (-2.682)	
Mz. Str. St. Finanzierungssaldo	0.004 (0.197)	0.006 (0.704)	0.007 (0.727)
D. Str. St. Finanzierungssaldo	-0.039** (-2.037)	-0.055 (-1.041)	
Mz. Effektivität der Regierung	0.707* (1.678)	0.797*** (3.804)	0.808*** (3.846)
D. Effektivität der Regierung	3.373*** (24.349)	3.522*** (8.909)	
Mz. Devisenreserven	0.663* (1.905)	0.644*** (3.738)	0.642*** (3.718)
D. Devisenreserven	1.483*** (6.829)	1.421** (2.365)	
Mz. Leistungsbilanzsaldo	-0.012 (-0.991)	-0.013** (-2.234)	-0.014** (-2.263)
D. Leistungsbilanzsaldo	0.065*** (6.571)	0.065** (2.529)	
EU-Dummy (Lag1)	1.202*** (7.423)	0.572*** (3.405)	0.481*** (2.717)
Lateinamerika-Dummy	-0.811*** (-5.291)	-0.866** (-2.065)	
Industrialisiertes-Land-Dummy	1.672*** (7.588)	1.750*** (2.704)	
Konstante	11.534*** (38.378)	1.443*** (14.544)	13.781*** (270.736)
R ²	0.902		0.978
Beobachtungen	936	936	936
Anzahl der Länder	107	107	107

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01; Mz. = Mittelwertzentrierte(s); D. = Durchschnittliche(s); gl.D. = gleitender Durchschnitt

5. Literaturverzeichnis

AFONSO, ANTONIO; GOMES, PEDRO M. UND ROTHER, PHILIPP (2007). What “Hides” Behind Sovereign Debt Ratings?. ECB Working Paper No. 711. Online im Internet unter: <http://ssrn.com/abstract=954705>

BALTAGI, BADI H. (2011). Econometrics. 5. Aufl., Heidelberg. Springer.

CAMERON, ADRIAN C.; TRIVEDI, PRAVIN K. (2010). Microeconometrics using Stata. Überarbeitete Auflage, College Station (Texas). Stata Press.

HEINECK, GUIDO (2003). Do Catholic women with non-smoking husbands earn less in a second job?. Unveröffentlichte Dissertation. Online im Internet unter: <http://www.ub.uni-bamberg.de/elib/volltexte/altopus/47.html>

INSTITUT FÜR ARBEITS- UND BERUFSFORSCHUNG (2015): Vergleich von Schätz- und Testverfahren unter alternativen Spezifikationen linearer Panelmodelle. Online im Internet unter: <http://www.iab.de/de/publikationen/weitere-publikationen/weitere-publikationen-details.aspx/Publikation/k050801f20>

STATISTISCHE ÄMTER DES BUNDES UND DER LÄNDER (2006): Zur Konzeption eines Taxpayer-Panels für Deutschland. Online im Internet unter: <http://www.forschungsdatenzentrum.de/publikationen/veroeffentlichungen/14.asp>

SÖDERBOM, MANS (2011). Econometrics II, Lecture 6: Panel Data Part I. 1st year PhD Program Lecture. Online im Internet unter: http://www.soderbom.net/metrix2/lec6_7.pdf

WOOLDRIDGE, JEFFREY M. (2009). Introductory econometrics. 4. Aufl., Mason (Ohio). South Western.

Eidesstattliche Erklärung

Hiermit versichere ich, dass ich die Seminararbeit mit dem Thema: „Paneldaten-Schätzmethoden und ihre Anwendung bei der Bestimmung der Einflussfaktoren auf Länderratings“ selbstständig verfasst und keine anderen als die angegebenen Quellen und Hilfsmittel benutzt habe, alle Ausführungen, die anderen Schriften wörtlich oder sinngemäß entnommen wurden, kenntlich gemacht sind und die Arbeit in gleicher oder ähnlicher Fassung noch nicht Bestandteil einer Studien- oder Prüfungsleistung war.

Würzburg, 17.12.2015