

Einflussfaktoren auf Börseneinführungen: Eine europäische Paneldatenanalyse

I Einleitung

Luise Breinlinger,
Evgenia Glogova

Vor dem Hintergrund traditionell bankendominierter Finanzsysteme in den kontinentaleuropäischen Ländern (vorwiegend institutionell bedingt) spielt die Fremdkapitalfinanzierung eine wichtigere Rolle als die Eigenkapitalfinanzierung, weshalb der Verschuldungsgrad der Unternehmen auch relativ hoch ist. Die Kapitalstruktur einer Gesellschaft beeinflusst wiederum die Konkurswahrscheinlichkeit: je höher der Verschuldungsgrad, desto höher ist auch das Konkursrisiko. Da der Verschuldungsgrad eines Unternehmens im Zuge einer Börseneinführung tendenziell sinkt, wie eine Reihe empirischer Studien für Europa belegen (siehe z. B. Pagano et al., 1998), können Börseneinführungen (Initial Public Offerings, IPOs) als konkursrisikoverringern angesehen werden, weil durch sie die Eigenkapitalausstattung verbessert bzw. der Verschuldungsgrad reduziert wird. Diese Verringerung des Konkursrisikos, besonders im Zusammenhang mit einer potenziellen Systemrelevanz von Unternehmen, die an die Börse gehen, kann sich auf die Finanzmarktstabilität insgesamt positiv auswirken, da die Banken vom geringeren Kreditrisiko profitieren und die Gesellschaften insofern mehr Handlungsspielraum gewinnen sollten, als die Restriktionen, unter denen sie ihre Unternehmensstrategien optimieren müssen, durch die Börseneinführung eigentlich geringer werden sollten. Studien über Börseneinführungen haben sich in der Vergangenheit überwiegend auf die Unterbewertung bei Erstemissionen sowie die Underperformance der ausgegebenen Aktien konzentriert. Vergleichsweise gering ist hingegen vor allem die empirische Literatur zur Frage, warum und wann Unternehmen an die Börse gehen und welche Folgen Börseneinführungen in der Regel haben, wobei diese Unterscheidung schwer zu treffen ist. Wenn man bedenkt, welche beträchtlichen Implikationen IPOs unternehmensintern wie -extern haben, ist dies eigentlich erstaunlich; die Tendenz zur Verringerung des Verschuldungsgrads ist ja nur ein Aspekt, wenn auch der Schwerpunkt dieser Studie. Dass außerdem viele Studien auf den US-amerikanischen Markt fokussiert sind, ist ein Grund mehr, die weitgehend unterschiedliche IPO-Kultur in Europa näher zu untersuchen.

Eine detaillierte Behandlung dieses Themas auf Mikroebene (der Unternehmensebene) findet sich bei Pagano et al. (1998). Die Autoren untersuchen eine umfassende Menge italienischer Unternehmensdaten und leiten Bestimmungsfaktoren für den Gang an die Börse einerseits von Unternehmenscharakteristika („Ex-ante-Einflussfaktoren“) und andererseits von den Konsequenzen ab, die Börseneinführungen für das Investitions- und Finanzverhalten von Unternehmen haben. Ob unabhängige Unternehmen (im Gegensatz zu Tochterunternehmen) an die Börse gehen, hängt laut Pagano et al. erstens hauptsächlich von der Unternehmensgröße ab (je größer die Gesellschaft, desto höher die Wahrscheinlichkeit, dass sie an die Börse gehen wird) und zweitens vom branchenspezifischen Verhältnis des Kurswerts zum Buchwert. So ist eine typische italienische Firma zum Zeitpunkt ihrer Börseneinführung achtmal so groß und sechsmal so alt wie ihr amerikanisches Pendant. Im Hinblick auf die Konsequenzen für das Investitions- und Finanzverhalten kommen die Autoren für italienische IPOs zu folgender Hauptschlussfolgerung: Erstens verbilligt die Börseneinführung die Fremdkapitalaufnahme, und zweitens nutzen die Gesellschaften IPOs eher zur Bilanzkonsolidierung nach einer starken Investitions-

und Wachstumsphase als zur Finanzierung nachfolgender Investitionen bzw. von Wachstum generell. In den USA hingegen ist bei Gesellschaften nach der Börseneinführung in der Regel ein intensiver Wachstumsprozess auszumachen.

Es gibt auch relativ wenige Studien, in denen, sei es auch nur am Rande, eine makroökonomische Analyse der Einflussfaktoren auf eine Börseneinführung durchgeführt wird. Loughran et al. (1994) allerdings untersuchen das Timing von Börseneinführungen anhand eines Datensatzes für 15 Länder und modellieren die Zahl der Erstemissionen im Verhältnis zu inflationsbereinigten Aktienkursindizes sowie zur Wachstumsrate des Bruttonationalprodukts (BSP). Die Ergebnisse spiegeln einen positiven Zusammenhang zwischen Börseneinführungen und dem Kursniveau wider, aber keine Korrelation mit der Konjunkturerwicklung. Auf Basis von Daten zu elf europäischen Ländern für den Zeitraum 1980 bis 1989 (im Fall Schwedens für den Zeitraum 1970 bis 1991) führten Rydqvist und Högholm (1995) ebenfalls eine Länder-Querschnittsanalyse durch, wobei sie die Zahl der Börseneinführungen separat unter anderem auf das BSP-Wachstum und relative Änderungen im Aktienkursniveau regressierten. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass nicht zeitverzögerte Aktienkursrenditen einen signifikanten Erklärungswert für Börseneinführungen haben. Hingegen ergibt sich für das BSP-Wachstum über die ganze Bandbreite des europäischen Samples kein signifikanter Erklärungswert für IPOs. Im Einklang mit den oben skizzierten Resultaten zeigen weitere Ergebnisse, dass die durchschnittliche europäische Gesellschaft zum Zeitpunkt ihrer Börseneinführung bereits ziemlich alt ist (über 40 Jahre beim untersuchten Datensatz); außerdem bezwecken die ursprünglichen Eigentümer mit dem Gang an die Börse meistens eher eine Portefeuilleumschichtung als die Finanzierung von Investitions- oder Wachstumsplänen. Aus einer empirischen Studie über Deutschland (Ljungqvist, 1995) geht hervor, dass Unternehmen verstärkt dann an die Börse gehen, wenn der Aktienindexstand hoch und das Wirtschaftsklima günstig ist. Dies geschieht tendenziell nach Phasen, in denen IPOs stark unterbewertet durchgeführt wurden. Rees (1997) schließlich untersucht anhand britischer Daten, was Unternehmen zum Gang an die Börse bewegt. Die Ergebnisse deuten ebenfalls darauf hin, dass sowohl die Zahl als auch der Wert der Erstemissionen signifikant positiv mit dem Kursniveau auf den Aktienmärkten sowie mit der Einführung des Unlisted Securities Market im Vereinigten Königreich korreliert sind; was die Zahl der Börseneinführungen betrifft, so ist auch eine signifikant positive Korrelation mit einem Indikator für den Konjunkturzyklus auszumachen. Kein signifikanter Zusammenhang lässt sich hingegen für das Zinsniveau feststellen.

Zweck dieser Studie ist, die Erklärungskraft ausgewählter makroökonomischer Faktoren für Börseneinführungen zu untersuchen, um Muster in den kontinentaleuropäischen IPOs zu identifizieren; deshalb ist der Datensatz auch auf diese Region beschränkt. Unser Datensatz besteht aus jährlichen Beobachtungen der Erstemissionsvolumina in sechs kontinentaleuropäischen Ländern innerhalb eines Zeitraums von 18 Jahren (1980 bis 1997). Auf Grund des Strukturwandels an den europäischen Börsen in den letzten Jahren endet unser Untersuchungszeitraum mit dem Jahr 1997. Die letzten Jahre als Periode des Aktienbooms trotz überhöhter Aktienbewertungen und entsprechender Anpassungen im Finanzierungsverhalten der Unternehmen, gefolgt von starken

Kurskorrekturen, einem Vertrauensschwund bei den Anlegern und, als eine unvermeidbare Konsequenz, letztlich von einer erneuten Anpassung des Börseneinführungsmusters, dürften als eine Übergangsphase anzusehen sein. Demnach sollte die jüngste gewissermaßen konsolidierte Periode eine Vergleichsbasis für künftige stabilere Perioden darstellen. In eine abschließende Analyse müssen natürlich mikro- und makroökonomische Überlegungen gleichermaßen einfließen; wir haben hingegen mikroökonomische Aspekte bewusst ausgeklammert, um die Problemstellung handhabbar zu halten. Was die Zusammensetzung der Daten betrifft, so wurden bisher nach unserem Wissensstand in keiner Studie homogene Länder-Querschnittsdaten oder Länder-Querschnittsdaten zum Erstemissionsvolumen untersucht. Wir halten beide Kriterien für wichtig und haben deshalb versucht, sie entsprechend zu berücksichtigen. Schließlich ist die Homogenität der Daten die Grundvoraussetzung für das Zusammenführen der Datensätze für die einzelnen Länder. Außerdem lässt das Erstemissionsvolumen – im Gegensatz zur Anzahl der IPOs – Rückschlüsse darauf zu, wie stark der Primärmarkt zur Eigenkapitalfinanzierung tatsächlich beansprucht wurde, weil es sich dabei um monetäre Daten handelt. Zur Durchführung der Untersuchung verwenden wir Panel-datenanalysemethoden, was auf Grund der gegebenen Datenbankstruktur als statistischer Ansatz geeignet erscheint. Konkret analysieren wir die Erklärungskraft der folgenden makroökonomischen Faktoren für das jährliche Erstemissionsvolumen: Aktienindexentwicklung, Entwicklung der Spareinlagen, BIP-Wachstum und Zinsniveau.

Im Wesentlichen lässt sich folgendes Resümee ziehen: Für die Aktienindexentwicklung ergeben alle gepoolten Auswertungen signifikant positive Parameterschätzungen, während die Einzelland-Regressionen auf Basis nicht transformierter Erstemissionsvolumina tendenziell keine signifikanten Parameterschätzungen liefern; nach logarithmischer Transformation der IPO-Volumina ergeben sich hingegen für die gepoolten wie für die separaten Länderdaten durchgehend signifikante Schätzungen. Als nicht signifikant für das Volumen der Erstemissionen (und zwar in keiner der getesteten Spezifikationen) erweisen sich die Spareinlagenentwicklung und das BIP-Wachstum. Auch für das Zinsniveau war kein erkennbarer Einfluss auf Börseneinführungen ableitbar.

Diese Studie ist wie folgt gegliedert: In Abschnitt 2 werden die verwendeten Daten beschrieben, die Modelle spezifiziert und die angewandte Methodik skizziert. Die empirischen Ergebnisse werden in Abschnitt 3 vorgestellt, analysiert und interpretiert. Abschnitt 4 fasst die Studie zusammen.

2 Daten, Modellspezifikationen und Methodik

2.1 Daten

Die folgende Tabelle bietet einen Überblick über die in dieser Studie verwendeten Variablen:

Abhängige Variable: Jährliche Erstemissionsvolumina			
(erste Differenzen oder ln)			
Erklärende Variablen	Datenquelle	Berechnung	Erwartetes Vorzeichen
Aktienindexentwicklung			+
Entwicklung der Spareinlagen		Jahreswachstumsraten (bezogen auf Jahresendstände)	-
BIP-Wachstum	IFS & MEI		+
Zinsniveau		Renditen von Staatsanleihen mit 10-jähriger Laufzeit	+

Erstemissionsvolumina: Zur empirischen Analyse ziehen wir das jährliche Erstemissionsvolumen der einzelnen Länder in der jeweiligen Landeswährung heran, wobei sich die nationalen Volumina aus dem Kurs der Erstnotiz, multipliziert mit der Anzahl der ausgegebenen Aktien, summiert über alle Börseneinführungen pro Jahr und Land, ergeben. Wir haben diese Daten für sechs kontinentaleuropäische Staaten (Belgien, Dänemark, Finnland, Frankreich, die Niederlande und Österreich) für einen Zeitraum von 18 Jahren (1980 bis 1997) vom jeweils wichtigsten nationalen Börsenplatz eingeholt. Die makroökonomischen Faktoren, die wir als erklärende Variablen verwenden (Aktienindexentwicklung, Entwicklung der Spareinlagen, BIP-Wachstum und Zinsniveau) sowie die Wechselkurse stammen aus der IFS-Datenbank (International Financial Statistics) bzw. der MEI-Datenbank (Main Economic Indicators). Die Aktienindexentwicklung und die Entwicklung der Spareinlagen sowie das BIP-Wachstum berechnen wir als Jahreswachstumsraten bezogen auf Jahresschlussdaten. Als Bezugsgröße verwenden wir den US-Dollar. Damit die jährliche Entwicklung der Zeitreihen nicht durch Wechselkursfluktuationen von DC/USD_{it} (Wechselkurs der Landeswährung des Landes i gegenüber dem US-Dollar im Zeitraum t) verzerrt werden, berechnen wir den Durchschnittswert der DC/USD_{it} -Wechselkurse für den gesamten Beobachtungszeitraum und verwenden das Ergebnis (DC/USD_i) als Umrechnungsfaktor (der für jedes Land konstant bleibt, womit die erforderliche Kontinuität gewährleistet ist).

Aktienindexentwicklung: Anders als Spareinlagen zählen Aktienindizes (Stand und Veränderung) zu den im Zusammenhang mit der Analyse von Börseneinführungen am stärksten untersuchten Variablen. Bisherige Studien kommen zu dem Ergebnis, dass sowohl das Aktienindexniveau (siehe etwa Loughran et al., 1994; Ljungqvist, 1995; und Rees, 1997) als auch die Aktienindexentwicklung (siehe etwa Rydqvist and Högholm, 1995) einen signifikant positiven Einfluss auf die Zahl von Börseneinführungen haben. Rees (1997), der auch monetäre Werte inkludiert, stellt ebenso fest, dass diese Faktoren einen signifikant positiven Einfluss auf das Volumen der Erstemissionen haben. Der Ansatz von Pagano et al. (1998) unterscheidet sich von jenem der zuvor genannten Studien insofern, als hier die Autoren unter anderem die Wahrscheinlichkeit von Börseneinführungen auf der Mikroebene untersuchen und

auf branchenspezifische Indikatoren abstellen; sie verwenden dabei das Verhältnis des Branchen-Kurswerts zum Branchen-Buchwert als eine erklärende Variable. Sie stellen fest, dass diese Größe einen signifikant positiven Effekt auf die Wahrscheinlichkeit von Börseneinführungen hat. Erste Analysen im Rahmen der gegenständlichen Studie lieferten jedoch zunächst ambivalente Ergebnisse: anders als bei früheren Studien ließ sich keine eindeutig signifikante Abhängigkeit des IPO-Volumens von der Aktienindexentwicklung erkennen. Somit stellte sich die Frage, ob wir im Begriff waren, im Vergleich zu bisherigen Studien teils gegenläufige Ergebnisse zu produzieren, oder ob bestimmte funktionale und interaktive Aspekte in früheren Untersuchungen unberücksichtigt geblieben waren, deren Nichtberücksichtigung zu instabilen Ergebnissen führen könnte. Nach näherer Überprüfung dieser Frage definierten wir das Problem wie folgt: Angenommen, Unternehmen richten sich beim Timing ihrer Börseneinführung nach dem nationalen Aktienindexniveau, um einen möglichst hohen Emissionskurs zu erzielen, dann entspricht das Verhalten der Akteure genau dem empirisch festgestellten signifikant positiven Einfluss des Aktienindexniveaus auf die Börseneinführungstätigkeit. Nachfrageseitig betrachtet könnte man alternativ annehmen, dass die Aktienindexrendite einen positiven Effekt auf das IPO-Volumen hat, weil das gesteigerte Gewinnpotenzial in Form höherer Renditen das Kaufinteresse nähren sollte. Bei näherer Betrachtung zeigt sich, dass erfolgreiche Bemühungen, den Zeitpunkt einer Börseneinführung im Hinblick auf den erzielbaren Aktienkurs optimal zu planen, inkompatibel sind mit einem über alle Aktienindexniveaus hinweg signifikant positiven homogenen Parameter für die Aktienindexrendite. Am deutlichsten zeigt sich das an der Tatsache, dass auf Grund dieser Kursmaximierungstendenz viele Unternehmen zum Zeitpunkt eines Börsenhochs ihre Erstemission ansetzen, wenn die Aktienrenditen schon dramatisch gesunken sind oder sogar schon negativ sind. Sogar für jene Aktienindexstände, die einen positiven Einfluss der Aktienrendite auf das Volumen der Erstemissionen aufweisen, sollte dieser Effekt bei einem niedrigen Kursniveau viel schwächer sein als bei einem hohen. Angesichts der daraus resultierenden Notwendigkeit einer differenzierten Problemstellung formulieren wir unsere Frage wie folgt: gibt es stabile Indikationen dafür, dass in hier so bezeichneten konsolidierten Phasen, also in Perioden, die nicht im Zeichen extremer positiver oder negativer Markt-Stimmungen stehen, das Jahresvolumen der Erstemissionen von der Aktienindexentwicklung abhängt?

Spareinlagenentwicklung: Prozentuelle Veränderungen im Stand der Spareinlagen verwenden wir als erklärende Variable, um etwaige Umschichtungen zwischen Spareinlagen und Aktienveranlagungen (hier Investitionen in IPOs) zu identifizieren und um zu ermitteln, ob ein Rückgang des einen Aggregats mit einem Anstieg des anderen einhergeht. Die Spareinlagen selbst könnten als ein Indikator für jene Mittel gesehen werden, die potenziell anders veranlagt werden könnten (z. B. Aktienkauf). Diese Überlegung zielt darauf ab, dass Spareinlagen gewissermaßen ein Finanzierungsreservoir für neue Investitionen darstellen. Je höher die liquide Geldhaltung ist, desto plausibler ist die Annahme, dass ein Teil der Mittel für andere Zwecke (in diesem Fall für den Aktienwerb) genutzt werden können. Anders ausgedrückt, die Spareinlagen sind ein Potenzialindikator. Da jedoch nichttransformierte Spareinlagen nicht

stationär sind, müssen die verfügbaren Daten entsprechend umgeformt werden – in dieser Studie etwa in die prozentuelle Veränderung des Spareinlagenstands. Nach unserem Wissensstand erfolgt die Prüfung der Spareinlagenentwicklung als mögliche Erklärungsvariable für das IPO-Volumen erstmals in dieser Studie.

BIP-Wachstum: Auf den ersten Blick zeigen frühere Untersuchungen keine konsistenten Ergebnisse bezüglich der Erklärungskraft des BIP/BSP-Wachstums für Börseneinführungen. Bei näherer Betrachtung sind die Ergebnisse nur dann inkonsistent, wenn Analysen der kurzfristigen BIP/BSP-Wachstumsraten mit Analysen des langfristigen BIP-Wachstums oder von Niveauewerten verglichen werden. Die Studien von Loughran et al. (1994) sowie von Rydquist und Högholm (1995) fallen in die erste Kategorie. In beiden Fällen lässt sich kein signifikanter Einfluss des BSP-Wachstums auf die Zahl der Börseneinführungen ableiten. Die Studie von La Porta et al. (1997) ist der zweiten Kategorie zuzuordnen. Die Autoren interessieren sich zwar mehr für den Einfluss des wirtschaftlichen Umfelds (konkret für den Einfluss des jeweiligen Rechtssystems) auf die Zahl der Börseneinführungen als für den Einfluss des BIP pro Einwohner, aber die Ergebnisse ihrer Länder-Querschnittsstudie sind auch in diesem Zusammenhang sehr aufschlussreich. Es zeigt sich nämlich, dass die Qualität des Rechtsvollzugs, die stark mit dem Pro-Kopf-BIP korreliert, einen stark positiven Effekt auf die Zahl der Börseneinführungen hat. Außerdem machen die Autoren einen statistisch signifikanten Einfluss des langfristigen BIP-Wachstums (konkret des durchschnittlichen Jahreszuwachses des Pro-Kopf-BIP im Zeitraum 1970 bis 1993) auf die Börseneinführungen aus. In Ergänzung dieser vorliegenden empirischen Ergebnisse (die auf einen positiven Einfluss des langfristigen BIP-Wachstums und des BIP-Niveaus auf Börseneinführungen hindeuten, hingegen für das kurzfristige BIP keinen Einfluss ableiten lassen) wollen wir den Erklärungswert des kurzfristigen BIP-Wachstums für die Erstemissionsvolumina unseres Samples testen. Da die Anzahl der Querschnittsbeobachtungen in unserer Analyse nicht groß genug ist, konnten wir das langfristige BIP-Wachstum und das BIP-Niveau nicht als erklärende Variable verwenden.

Zinsniveau: Um einen repräsentativen Anhaltspunkt für die Fremdfinanzierungskosten zu haben, verwendet unsere Studie die Rendite von Staatsanleihen mit 10-jähriger Laufzeit, berechnet als Jahresdurchschnitt der zwölf Monatsbeobachtungen. Da diese Daten für Finnland nicht verfügbar waren, zogen wir ersatzweise die finnische Base Middle Rate in Erwägung. Bei näherer Betrachtung und beim Kontrollvergleich mit der finnischen Interbank Fixing 3M Offered Rate zeigte sich jedoch, dass Letztere in den späten Achtzigerjahren und frühen Neunzigerjahren bis zu 900 Basispunkte über der Base Middle Rate lag, bevor es ab dem Jahr 1993 zu einer Annäherung der beiden Zeitreihen kam. Aus diesem Grund sind die für die Zinssatzanalyse verwendeten Daten aus dem finnischen Sample – offensichtlich teilweise durch die finnische Bankenkrise bedingt – für unsere Analyse Zwecke nicht geeignet. Damit mussten wir den finnischen Datensatz letztlich aus der Zinssatzanalyse ausklammern, obwohl es interessant hätte sein können, die Jahre, in denen die beiden Zinssätze stark auseinander klafften, näher zu untersuchen, weil innerhalb der Stichprobenperiode gerade in dieser Phase die meisten finnischen Unternehmen an die Börse gingen.

2.2 Modellspezifikationen

Die Modelle, auf denen die hier vorgestellten Schätzergebnisse beruhen, lassen sich wie folgt spezifizieren:

$$IPO_{it} = \alpha + \beta_1 IPO_{it-1} + \beta_2 SR_{it-1} + \beta_3 SG_{it-1} + \beta_4 GDPG_{it} + u_{it} \quad I$$

wobei die Variablen wie nachstehend angeführt definiert sind (zu u_{it} siehe Abschnitt 2.3):

$$IPO_{it} = \left(\sum_{j=1}^p FLP_j * NB_j \right) (\text{in Mio}) * DC/USD_i$$

j = Index der Erstemissionen für das Land i im Zeitraum t

p = Zahl der Börseneinführungen im Land i im Zeitraum t

FLP_j = Kurs der Erstnotiz des IPO j

NB_j = Anzahl der Aktien im IPO j

$$SR_{it} = \frac{SP_{it} - SP_{it-1}}{SP_{it-1}} * 100$$

wobei: SP_{it} = Aktienindex für das Land i im Zeitraum t

$$SG_{it} = \frac{SD_{it} - SD_{it-1}}{SD_{it-1}} * 100$$

wobei: SD_{it} = Höhe der Spareinlagen im Land i im Zeitraum t

$$GDPG_{it} = \frac{GDP_{it} - GDP_{it-1}}{GDP_{it-1}} * 100$$

wobei: GDP_{it} = Bruttoinlandsprodukt des Landes i im Zeitraum t (in Mio)

Wir testen diese Modellspezifikation auch für die ersten Differenzen, weil die Zeitreihe der Erstemissionen – im Gegensatz zu den ersten Differenzen – nicht eindeutig stationär ist. Deswegen führen wir die Schätzungen für beide Alternativen durch.

$$\ln\left(\frac{IPO_{it}}{GDP_{it}} \text{ in } \% * 100\right) = \alpha + \beta_1 \ln\left(\frac{IPO_{it-1}}{GDP_{it-1}} \text{ in } \% * 100\right) + \beta_2 SR_{it-1} + \beta_3 SG_{it-1} + \beta_4 GDPG_{it} + u_{it} \quad II$$

Die Modell-II-Spezifikation wurde gewählt, um die Erstemissionsvolumina zum BIP in Bezug zu setzen, damit Unterschiede im Volumen der Börseneinführungen, die aus der unterschiedlichen Wirtschaftsgröße der einzelnen Länder in unserem Sample resultieren, nicht durch die länderspezifischen Effekte aufgefangen werden müssen. Außerdem wollten wir unsere Annahme testen, dass die Abhängigkeit des Erstemissionsvolumens von den einbezogenen unabhängigen Variablen besser mit einem nichtlinearen (konkret einem logarithmischen) Verhältnis modelliert werden könnte. Wir testeten das Modell II jeweils mit und ohne Berücksichtigung des Lag 1 der abhängigen Variable als erklärende Variable. Nullbeobachtungen für das Erstemissionsvolumen wurden approximiert, indem $\ln\left(\frac{IPO_{it}}{GDP_{it}} \text{ in } \% * 100\right) = 0$ durch 0'00001 bzw. (zur Sensitivitätsprüfung) durch 0'0000001 ersetzt wurde – eine Approximierung, die wir für wirtschaftlich vernachlässigbar halten.

$$\Delta IPO_{it} = \alpha + \beta_1 GBY_{it} + u_{it} \quad III$$

wobei: GBY_{it} = Rendite der Staatsanleihen des Landes i im Zeitraum t in Prozent

Da wir Finnland aus dem Datensatz ausklammern mussten (siehe Abschnitt 2.1), führten wir die Zinssatzanalysen separat von den Berechnungen für Gleichung I und II durch, um eine unnötige Verkleinerung des Gesamtsamples zu vermeiden.

2.3 Methodik

Die Modellkoeffizienten wurden mit Hilfe von Paneldatenanalysemethoden geschätzt. Die für die Untersuchungen in dieser Studie relevanten methodischen Aspekte werden im Folgenden überblicksmäßig dargestellt. Gleichung (1) stellt ein einfaches Regressionsmodell für Paneldaten dar, das je nach verwendetem Datensatz und Analysezweck unterschiedlich spezifiziert und modifiziert werden muss:

$$y_{it} = \alpha + x_{it}^T \beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (1)$$

wobei i die Querschnittseinheiten bezeichnet und t die Zeiteinheiten oder Zeitpunkte. Ferner sei α eine skalare Größe, β ein $K \times 1$ Vektor, x_{it} der it -te Beobachtungsvektor für K erklärende Variable, und u_{it} der Zufallsstörterm (für die nachfolgenden Ausführungen siehe Baltagi, 2001; Hsiao, 1990). In der Wirtschaftsforschung gelten Paneldaten als wertvolle Datensätze, weil sie einige wichtige Vorteile gegenüber konventionellen Querschnitts- oder Zeitreihendatensätzen haben. Zum einen sollte mit Paneldaten eine große Anzahl von Beobachtungen einhergehen, was zur Steigerung der Effizienz der ökonometrischen Schätzung beiträgt, weil sich die Anzahl der Freiheitsgrade erhöht und sich die Kollinearitäten zwischen den erklärenden Variablen reduzieren. Zum anderen kann man mit Hilfe von Paneldaten wirtschaftliche Fragestellungen untersuchen, die ausschließlich auf Basis von Querschnitts- oder Zeitreihendaten schwierig oder unmöglich zu analysieren sind (z. B. dynamische Effekte, präzise Schätzungen dynamischer Koeffizienten, bessere Berücksichtigung der Effekte fehlender oder unbeobachteter Variablen).

Eine Möglichkeit, die Heterogenität von Daten über Querschnittseinheiten hinweg bzw. im Zeitverlauf zu berücksichtigen, ist die Verwendung von Variable Intercepts (= variierenden Regressionskonstanten). Im Rahmen von Variable-Intercept-Modellen können entweder Individualeffekte oder Zeiteffekte oder eine Kombination von Individual- und Zeiteffekten berücksichtigt werden, um die Effekte aller außer Acht gelassenen Variablen abzubilden.¹⁾

Modell mit einer Fehlerkomponente (One-Way Error Component Model): Die erste Verallgemeinerung eines Modells mit konstanten Regressionskoeffizienten (Constant-Intercept/Constant-Slope-Modell) für Paneldaten ist die Einführung von Dummyvariablen, um jenen unberücksichtigten Variablen Rechnung zu tragen, die (a) entweder spezifisch für einzelne Querschnittseinheiten sind, aber über die Zeit hinweg konstant bleiben, oder (b) spezifisch für jede Zeitperiode, aber konstant zu einem bestimmten Zeitpunkt sind – mit anderen Worten, es

1 Stimmt die Annahme nicht, dass die Regressionsparameter dieselben Werte für alle Querschnittseinheiten im Zeitverlauf annehmen, wie bei einem einzigen (konstanten) Parameterpaar der Fall wäre (α, β), dann können die gepoolten Kleinste-Quadrate-Schätzungen zu falschen Folgerungen führen. Wir mussten daher in einem ersten Schritt testen, ob bzw. welche Parameter über sämtliche i und t hinweg konstant bleiben. Eine detaillierte Beschreibung der Tests zur Prüfung, ob die Daten gepoolt werden können, findet sich bei Hsiao (1990).

geht darum, ein Variable-Intercept-Modell mit einer Fehlerkomponente zu bilden. Die nachstehenden Ausführungen beziehen sich auf Individualeffekte (konkret länderspezifische Effekte), gelten aber für Zeiteffekte gleichermaßen. Das Modell kann somit wie folgt formuliert werden:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e_T \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \alpha_1^* + \begin{bmatrix} 0 \\ e_T \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \alpha_2^* + \dots + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ e_T \end{bmatrix} \alpha_N^* + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} v_1 \\ \vdots \\ v_N \end{bmatrix}$$

$$\text{wobei } y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix}; \quad X_i = \begin{bmatrix} x_{1i1} & x_{2i1} & \dots & x_{Ki1} \\ x_{1i2} & x_{2i2} & \dots & x_{Ki2} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ x_{1iT} & x_{2iT} & \dots & x_{KiT} \end{bmatrix}; \quad i = 1, \dots, N. \quad (2)$$

Außerdem gilt: $v_i^T = (v_{i1}, \dots, v_{iT})$, $Ev_i = 0$, $Ev_i v_i^T = \sigma_v^2 I_T$, und $Ev_i v_j = 0$ if $i \neq j$. Dabei sei I_T die $T \times T$ Einheitsmatrix und e_T ein T -dimensionaler Vektor von Einsen. Ferner haben wir $\alpha_i^* = \alpha + \mu_i$, einen 1×1 konstanten Skalar. Der Fehlerterm v_{it} erfasst die Effekte der unberücksichtigten Variablen, die sowohl für die einzelnen Einheiten als auch die untersuchten Zeitperioden charakteristisch sind und durch eine IID-Zufallsvariable mit dem Mittelwert 0 und der Varianz σ_v^2 dargestellt werden können. Das Modell (2) ist ein so genanntes Kovarianzanalysemodell. Gegeben die oben angeführten Eigenschaften von v_{it} , gilt, dass der OLS-Schätzer (Ordinary Least Squares = Kleinste-Quadrate-Schätzer) von (2) der beste erwartungstreue lineare Schätzer ist. Die OLS-Schätzer für α_i^* und β sind:

$$\hat{\beta}_{CV} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)^T \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \right] \quad (3)$$

$$\hat{\alpha}_i^* = \bar{y}_i - \beta^T \bar{x}_i \quad i = 1, \dots, N; T = 1, \dots, T \quad (4)$$

wobei $\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$ and $\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}$.

Mit der Gleichung (2) können wir auch den LSDV-Schätzer (Least-Squares Dummy Variables = Kleinste-Quadrate-Dummyvariablen) herleiten, und zwar durch Multiplikation des Modells mit einer $T \times T$ -idempotenten Transformationsmatrix Q (um α_i^* mittels $Qe_T \alpha_i^* = 0$ zu eliminieren): $Qy_i = QX_i \beta + Qv_i$, wobei $Q = I_T - \frac{1}{T} e_T e_T^T$. Durch die Anwendung von OLS auf letztere Gleichung erhält man

$$\hat{\beta}_{CV} = \left[\sum_{i=1}^N X_i^T Q X_i \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N X_i^T Q y_i \right]. \quad (5)$$

Da Gleichung (2) als Kovarianzanalysemodell bezeichnet wird, wird der LSDV-Schätzer von β manchmal auch Kovarianzschätzer genannt – oder auch Within-Group-Schätzer, weil nur die Variation innerhalb einer Gruppe zur Bildung dieses Schätzers verwendet wird. Der Kovarianzschätzer $\hat{\beta}_{CV}$ ist erwartungs-

treu und auch konsistent, wenn entweder N oder T oder beide nach unendlich gehen, während der Interceptschätzer (4) – obwohl erwartungstreu – nur konsistent ist, wenn $T \rightarrow \infty$ gilt.

Eine andere Generalisierungsmöglichkeit besteht darin, die Individual-effekte als Zufallsvariablen einzubauen, wie v_{it} , unter der Annahme, dass das Residuum $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ beschrieben werden kann. Ferner gilt:

$$E\mu_i = Ev_{it} = 0, \quad E\mu_i v_{it} = 0, \quad E\mu_i x_{it}^T = Ev_{it} x_{it}^T = 0, \quad \text{sowie}$$

$$E\mu_i \mu_j = \begin{cases} \sigma_\mu^2 & \text{if } i = j \\ 0 & \text{if } i \neq j \end{cases} \quad \text{und} \quad Ev_{it} v_{js} = \begin{cases} \sigma_v^2 & \text{if } i = j, t = s \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Die Varianz von y_{it} gegeben x_{it} ist folglich $\sigma_y^2 = \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2$, wobei die Varianzen σ_μ^2 und σ_v^2 als Varianzkomponenten bezeichnet werden – wovon sich nicht zuletzt die Bezeichnung Varianzkomponentenmodell (oder Fehlerkomponentenmodell) ableitet. Die Modellspezifikation kann schließlich durch die Gleichung

$$y_i = Z_i \delta + u_i \quad i = 1, \dots, N \quad (6)$$

beschrieben werden, wobei gilt:

$Z_i = (e_T, X_i)$, $\delta^T = (\alpha, \beta^T)$, $u_i^T = (u_{i1}, \dots, u_{iT})$, und $u_{it} = \mu_i + v_{it}$. Da die Residuen von (6) korreliert sind (u_{it} und u_{is} enthalten beide μ_i), muss der GLS-Schätzer (Generalized Least Squares) angewendet werden, um effiziente Schätzungen für $\delta^T = (\alpha, \beta^T)$ zu erhalten. Die Normalgleichungen für die GLS-Schätzer erhält man durch¹)

$$\left[\sum_{i=1}^N Z_i^T \Omega_i^{-1} Z_i \right] \hat{\delta}_{GLS} = \left[\sum_{i=1}^N Z_i^T \Omega_i^{-1} y_i \right] \quad (7)$$

Modell mit zwei Fehlerkomponenten (Two-Way Error Component Model): Die nächst breitere Verallgemeinerung ist mit einem Modell mit zwei Fehlerkomponenten möglich:

$$y_{it} = \alpha + x_{it}^T \beta + \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (8)$$

wobei gilt: α sei eine Konstante, μ_i ein unbeobachteter Individualeffekt, λ_t ein unbeobachteter Zeiteffekt, v_{it} eine unbeobachtete Restgröße und u_{it} (siehe später) $= \mu_i + \lambda_t + v_{it}$. Zunächst unterstellen wir, dass μ_i und λ_t unbekannte, aber fixe Parameter sind, sodass $\sum_{i=1}^N \mu_i = 0$ und $\sum_{t=1}^T \lambda_t = 0$. Die Restgröße v_{it} ist eine Zufallsvariable, sodass $Ev_{it} = 0$ und $Ev_{it} v_{js} = \sigma_v^2$ wenn $i = j$ und $t = s$ (ansonsten 0). In diesem Fall ist der beste erwartungstreu lineare Schätzer

für β

$$\hat{\beta} = (X^T Q_F X)^{-1} X^T Q_F y \quad (9)$$

mit $Q_F = I_N \otimes I_T - I_N \otimes \bar{J}_T - \bar{J}_N \otimes I_T + \bar{J}_N \otimes \bar{J}_T$, wobei I_N (I_T) eine Einheitsmatrix der Dimension N (T) ist mit J_T (J_N) als Matrix von Einsen der Dimension T (N) sowie \bar{J}_T (\bar{J}_N) $= \frac{J_T}{T}$ ($\frac{J_N}{N}$).

¹ Schätzdetails für die Varianz-Kovarianz-Matrix finden sich bei Baltagi (2001).

Als nächstes nehmen wir an, dass die Komponenten μ_i, λ_t und v_{it} Zufallsvariablen sind, sodass $E\mu_i = 0, E\mu_i\mu_j = \sigma_\mu^2$ wenn $i = j$, 0 wenn $i \neq j$; $E\lambda_t\lambda_s = \sigma_\lambda^2$ wenn $t = s$, 0 wenn $t \neq s$; $Ev_{it} = 0, Ev_{it}v_{js} = \sigma_v^2$ wenn $i = j$ und $t = s$, ansonsten 0. Außerdem seien μ_i, λ_t und v_{it} voneinander unabhängig und $T > K, N > K$ sowie die Varianzen $\sigma_\mu^2, \sigma_\lambda^2$ und σ_v^2 nicht bekannt. Ein echter GLS-Schätzer wäre der beste erwartungstreue lineare Schätzer (BLUE = Best Linear Unbiased Estimator) für diese Konstellation, aber die Varianzkomponenten sind in der Regel nicht gegeben und müssen geschätzt werden. Die resultierenden GLS-Schätzer sind dann grundsätzlich asymptotisch effizient. Dieser zweistufige GLS-Schätzer ist gegeben durch $\tilde{\beta} = (X^T\tilde{\Omega}^{-1}X)^{-1}X^T\tilde{\Omega}^{-1}y$.¹⁾

Fixe Effekte versus Zufallseffekte: Je nachdem, ob die Effekte als fix oder zufällig betrachtet werden (siehe für die folgenden Überlegungen Hsiao, 1990), können sich die Parameterschätzungen erheblich unterscheiden. Eine Möglichkeit, Modelle mit fixen Effekten und mit Zufallseffekten auf eine einheitliche Basis zu stellen, ist, als Ausgangspunkt anzunehmen, dass die Effekte zufälliger Natur sind. Während das Modell mit fixen Effekten als eines betrachtet werden kann, das Schlüsse in Bezug auf die im Sample auftretenden Effekte tätigt, kann man das Modell mit Zufallseffekten als ein Modell sehen, bei dem unbedingte Schlüsse in Bezug auf die Grundgesamtheit der Effekte gezogen werden. Somit ist es an sich vom Konzept der betreffenden Studie abhängig, ob Schlüsse in Bezug auf die Charakteristika der Grundgesamtheit oder nur in Bezug auf die vom Sample abgedeckten Effekte gezogen werden. Beschränken sich die Schlüsse auf die Effekte im Sample, können diese dementsprechend als fix behandelt werden. Werden allerdings Schlussfolgerungen für die Grundgesamtheit abgeleitet, dann sollten diese als Zufallseffekte behandelt werden. Bei der Formulierung des zweiten Modelltyps gilt es vor allem herauszufinden, ob sich die bedingte Verteilung von μ_i gegeben x_i mit der unbedingten Verteilung von μ_i deckt. Falls im linearen Regressionsmodell μ_i mit x_i korreliert, ergibt die Behandlung von μ_i als fixen Effekten genau jenen Schätzer für β , den man erhalten würde, wenn bei der Konstruktion des Schätzers explizit diese Korrelation Eingang findet. Eine Möglichkeit festzustellen, ob ein Modell mit fixen Effekten oder mit Zufallseffekten anzuwenden ist, besteht darin, die Gleichung (6) mittels der Hausmann-Teststatistik (1978) auf eine falsche Spezifikation hin zu testen, wobei μ_i als Zufallsvariable angenommen wird.

$$m = \hat{q}^T \hat{Var}(\hat{q})^{-1} \hat{q} \quad (10)$$

wobei $\hat{q} = \hat{\beta}_{CV} - \hat{\beta}_{GLS}$ und $\hat{Var}(\hat{q}) = Var(\hat{\beta}_{CV}) - Var(\hat{\beta}_{GLS})$. Die Nullhypothese $E(\mu_i | X_i) = 0$ wird gegen die Alternativhypothese $E(\mu_i | X_i) \neq 0$ getestet. Unter der Annahme von H_0 (μ_i und x_i sind nicht korreliert) ist diese Test-Statistik mit K Freiheitsgraden asymptotisch zentral chi-quadrat-verteilt, während sie unter H_1 (μ_i und x_i sind korreliert) nicht zentral chi-quadrat-verteilt ist mit dem Nichtzentralitäts-Parameter $\bar{q}^T Var(\hat{q})^{-1} \bar{q}$, wobei $\bar{q} = plim(\hat{\beta}_{CV} - \hat{\beta}_{GLS})$.

1) Für die Darstellung der Schätzverfahren bei unbekanntem Varianzkomponenten (wie in dieser Studie der Fall) verweisen wir auf Baltagi (2001).

Dynamische Modelle: Ein Vorteil von Paneldaten besteht darin, dass man damit dynamische Beziehungen besser analysieren kann. Charakteristisch für solche dynamischen Beziehungen ist, dass sich unter den Regressoren eine zeitverzögerte abhängige Variable befindet:

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + x_{it}^T \beta + \mu_i + v_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (11)$$

wobei γ eine skalare Größe ist. Zu Illustrationszwecken gehen wir von einem Modell mit einer Fehlerkomponente aus. Im Fall fixer Effekte (siehe Baltagi, 2001) wird der LSDV-Schätzer mit $O(\frac{1}{T})$ verzerrt sein und seine Konsistenz von der Dimension von T abhängen. Zufallseffekte hingegen, für die wir $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$ und $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$ annehmen sowie, dass sie voneinander und untereinander unabhängig sind, können nicht ohne weiteres und hinreichend mit einem GLS-Fehlerkomponentenmodell behandelt werden. Eine Alternative ist die Modellierung mit fixen Effekten. Es ist allerdings bekannt, dass der LSDV-Schätzer für ein endliches T und $N \rightarrow \infty$, inkonsistent ist. Kiviet (1995) führte daher eine Approximierung für Nicht-Erwartungstreue (Bias) auf Grund kleiner Stichprobengrößen (endliches N und endliches T) für den LSDV-Schätzer ein und demonstrierte die Konstruktion eines bias-korrigierten LSDV-Schätzers, der mit anderen konsistenten ($N \rightarrow \infty$, fixes T) Schätzern vergleichbar ist. Aus Kiviets Monte-Carlo-Simulationen folgt, dass in vielen Fällen eine bereinigte Version des (im Prinzip inkonsistenten) LSDV-Schätzers gegenüber den etablierten konsistenten Schätzmethoden unerwartet effizient ist. Die Restfehler des hier präsentierten Ansatzes sind $O(N^{-1}T^{-\frac{3}{2}})$. Wir nahmen die vorgeschlagenen Korrekturen vor, erhielten allerdings Korrekturgrößen von (für unsere Ergebnisse) vernachlässigbarer Dimension.

3 Empirische Ergebnisse

Für jede Variable wurden zeitverzögerte wie auch synchrone Werte getestet, wobei hier jeweils jene dargestellt werden, welche die signifikantesten Resultate erzielten (siehe Tabellen 1 bis 6).

3.1 Ergebnisse für Spezifikation I

Wir begannen unsere Untersuchung mit den unmodifizierten IPO-Zeitreihen in US-Dollar (Schätzergebnisse siehe Tabelle 1). Einzelland-Regressionen wurden zusätzlich in den jeweiligen Landeswährungen ausgeführt. Die wichtigsten Ergebnisse in Tabelle 1 lauten wie folgt: Unter Zugrundelegung der gepoolten Daten erwiesen sich nur die Parameter für Lag 1 der IPO-Volumina als signifikant (auf dem 1-Prozent-Niveau). Außerdem konnte keine signifikante Abhängigkeit des Erstemissionsvolumens von der Aktienindexentwicklung festgestellt werden, sieht man von der schwachen Abhängigkeit ab, die sich bei den Einzelland-Regressionen für Österreich und Finnland ergab. Weder die Spareinlagenentwicklung noch das BIP-Wachstum zeigten einen signifikanten Einfluss auf das Erstemissionsvolumen. Hinzu kommen relative hohe Werte für R^2 : 0,492 bei der gepoolten OLS-Regression, 0,560 beim Modell mit einem fixen Effekt und 0,359 beim Modell mit einem Zufallseffekt.

Bei näherer Untersuchung erwies sich die gepoolte Schätzung aber als nicht stabil. Beim Versuch, die Stabilität zu verbessern, entfernen wir das nieder-

ländische Datenmaterial, weil das Volumen der niederländischen Börseneinführungen vergleichsweise stark schwankte (siehe Grafiken 1 bis 6), unterstützt durch den Wert der Parameterschätzungen (-18.87) und die t -Statistik (-0.26). Nach der Entfernung der niederländischen Daten brachte die Auswertung der gepoolten Daten (siehe Tabelle 2) erstens stabile Ergebnisse und zweitens hoch signifikante Parameterschätzungen für die Aktienindexentwicklung, während die Schätzungen für die zeitverzögerten IPOs signifikant blieben, jedoch weniger ausgeprägt. Offensichtlich waren die Schwankungen im niederländischen Erstemissionsvolumen zu stark, um effektiv durch die länderspezifischen Effekte erfasst zu werden, wodurch sie zu Problemen im Schätzvorgang führten. Außerdem ist anzumerken, dass nur gepoolte Auswertungen signifikante Parameterschätzungen liefern, die Einzelland-Analyse hingegen kaum (außer bei Österreich und Finnland). Dies könnte zu Gunsten des gepoolten Ansatzes und seiner Eignung, relevante Interpretationen aus Querschnittsbeobachtungen zu liefern, interpretiert werden.

Da die unmodifizierten Zeitreihen für Erstemissionsdaten wie gesagt nicht eindeutig stationär sind, untersuchten wir als Nächstes die ersten Differenzen der Erstemissionsvolumina für alle Länder im Sample mit Ausnahme der Niederlande (weil das zuvor beschriebene Problem auch in dieser Konstellation relevant ist). Auch hier erwies sich Lag 1 der abhängigen Variable als hoch signifikant; dies gilt auch für die Aktienindexentwicklung. Zum Beispiel ergab die gepoolte OLS-Regression ($R^2 = 0.24$) eine Parameterschätzung von 5.74 für die Aktienindexentwicklung bei einem t -Wert von 2.79 , während das Modell mit einem fixen Effekt ($R^2 = 0.25$) zu einem Schätzwert von 5.88 bei einem t -Wert von 2.78 führte. Hingegen sind die Schätzungen für den ersten Lag der ersten Differenzen nicht nur hoch signifikant, sondern sowohl bei der gepoolten Auswertung als auch bei den Einzelland-Regressionen durchgehend negativ. Die gepoolte OLS-Regression ergibt wieder eine Parameterschätzung von -0.46 in Kombination mit einem t -Wert von -4.45 , und das Modell mit einem fixen Effekt eine Schätzung von -0.46 bei einem t -Wert von -4.39 . Am signifikantesten unter den einzelnen Ländern sind die Ergebnisse für Frankreich, mit einer Parameterschätzung von -0.67 und einem t -Wert von -2.75 . Von dieser empirischen Beobachtung könnte man die These ableiten, dass die Börseneinführungen innerhalb des Beobachtungszeitraums eine Tendenz zu ihrem Mittelwert haben („mean-reverting“).

Was die Spareinlageneinwicklung und das BIP-Wachstum betrifft, konnten wir keinen signifikanten Einfluss feststellen, weder auf Basis der unmodifizierten Erstemissionszeitreihen noch auf Basis der ersten Differenzen. Das einmalige Auftreten eines t -Werts von 1.47 für das BIP-Wachstum im Fall der Niederlande (siehe Tabelle 1) dürfte nicht weiter von Belang sein.

3.2 Ergebnisse für Spezifikation II

Bei Modell II versuchten wir die bei der Analyse von Modell I gewonnenen empirischen Ergebnisse zu berücksichtigen. Das bedeutet zunächst, dass wir die IPO-Volumina in Relation zum BIP stellten, damit Unterschiede, die sich aus der verschiedenen Größe der einzelnen Volkswirtschaften ergeben, nicht durch die länderspezifischen Effekte aufgefangen werden müssen. Außerdem wollten wir unsere – anhand der Ergebnisse aus der Einzelland-Analyse mit Modell I

forcierte – Annahme testen, dass die Abhängigkeit des Erstemissionsvolumens von den einbezogenen unabhängigen Variablen besser in einem nichtlinearen (konkret einem logarithmischen) Zusammenhang dargestellt werden kann als in einem linearen Verhältnis. Auch diese Überlegung ist auf Zeiträume bezogen, die nicht durch besondere Fluktuationen auffallen. Die Schätzergebnisse für Modell II sind in den Tabellen 3 bis 6 dargestellt.

Nullbeobachtungen für das Erstemissionsvolumen wurden durch den Ersatz von $\ln\left(\frac{IPO_{it}}{GDP_{it}} \text{ in } \% * 100\right) = 0$ mit $0\cdot00001$ approximiert, bzw. (zur Sensitivitätsprüfung) mit $0\cdot0000001$. Tabelle 3 enthält die Schätzergebnisse für Modell II unter Berücksichtigung aller sechs Länder und näherungsweise Ersetzung von $\ln\left(\frac{IPO_{it}}{GDP_{it}} \text{ in } \% * 100\right)$ mit $0\cdot0000001$. Es zeigt sich, dass die Schätzergebnisse in erster Linie für den ersten Lag der abhängigen Variable sowie für die Aktienindexentwicklung signifikant sind. Allerdings erhalten wir im Gegensatz zur Spezifikation für das Modell I hier auch bei den Regressionen für die einzelnen Länder (mit Ausnahme Belgiens und der Niederlande) signifikant positive Parameterschätzungen für die Aktienindexentwicklung. Das könnte ein Indiz dafür sein, dass der anhand von Modell II getestete Zusammenhang der linearen Annahme im Sinne von Modell I überlegen ist.

Wenn wir uns von der gepoolten Auswertung aller Länder zu Schätzungen ohne die Niederlande wenden, so beeinflusst dies kaum die Parameterschätzungen für die Aktienindexentwicklung. Sowohl der erste Lag der abhängigen Variable als auch die Aktienindexentwicklung weisen hoch signifikante Schätzungen auf (abgesehen von Modellen mit zwei fixen Effekten, was sich mit einer Art Überanpassung erklären ließe). Auch die R^2 -Werte sind im Durchschnitt ähnlich, unabhängig davon, ob die Niederlande berücksichtigt werden oder nicht. Mit anderen Worten, setzt man die Erstemissionen in Verhältnis zum BIP, dann dürften die Effekte, die aus der unterschiedlichen Wirtschaftsgröße resultieren, entsprechend aufgefangen werden.

In einem nächsten Schritt führten wir einen Sensitivitätstest im Hinblick auf die näherungsweise Bestimmung von $\ln\left(\frac{IPO_{it}}{GDP_{it}} \% * 100\right) = 0$ durch. Zu diesem Zweck testeten wir dieselben Modellspezifikationen, wie in Tabelle 4 dargestellt, bis auf das Detail der Approximierung (Tabelle 4: $0\cdot0000001$). Tabelle 5 enthält die Schätzergebnisse, wenn die Approximierung mit $0\cdot00001$ durchgeführt wird. Trotz geringfügiger Änderungen sind die Abweichungen für die Zwecke unserer Studie unerheblich. In einem letzten Schritt zur Prüfung der Stabilität der Schätzergebnisse von Modell II nahmen wir den ersten Lag der abhängigen Variable als erklärende Variable heraus (siehe Tabelle 6). Die Schätz- und Testergebnisse für die Aktienindexentwicklung wurden durch diese Reduktion kaum berührt. Die einzig bemerkenswerte, wenn auch erwartete Konsequenz war eine signifikante Verringerung von R^2 – im Fall der gepoolten OLS-Regression z. B. von $0\cdot25$ auf $0\cdot09$, beim Modell mit einem fixen Effekt von $0\cdot46$ auf $0\cdot39$ und beim Modell mit einem Zufallseffekt von $0\cdot23$ auf $0\cdot12$.

Außerdem zeigen auch hier bei allen getesteten Spezifikationen weder die Spareinlagenentwicklung noch das BIP-Wachstum einen signifikanten Einfluss auf das Erstemissionsvolumen. Im Hinblick auf die Spareinlagenentwicklung (die inkludiert wurde, um etwaige Umschichtungen zwischen Spareinlagen und Aktienanlagen zu erfassen) sprechen die Ergebnisse also offensichtlich gegen die Hypothese, dass über eine Reduzierung der Spareinlagen freigesetzte Liquidität

das Volumen der Erstemissionen signifikant beeinflusst. Die signifikanten Ergebnisse für das BIP-Wachstum im Fall der Spezifikationen mit zwei Fehlerkomponenten könnte durchaus auf eine Überanpassungstendenz zurückzuführen sein, die sich aus der zusätzlichen Berücksichtigung der Zeiteffekte ergibt, dürften allerdings nicht weiter von Belang sein.

3.3 Ergebnisse für Spezifikation III

Model III wurde darauf ausgelegt, den potenziellen Einfluss der Zinssatzentwicklung auf das Erstemissionsvolumen zu testen, wobei das Zinsniveau als Indikator für den Preis einer alternativen Finanzierungsform steht. Die analysierten Datenreihen waren erste Differenzen des IPO-Volumens. In Anbetracht des Datenproblems im Zusammenhang mit finnischen Staatsanleihen (siehe Abschnitt 2.1) mussten wir die Analysen auf die verbleibenden vier Länder beschränken. Die Schätzwerte für den Einfluss der Staatsanleihenrendite auf die IPOs erwiesen sich sowohl bei der Einzelland-Analyse als auch bei der gepoolten Auswertung als hoch insignifikant. Schlossen wir Lag 1 der abhängigen Variable als erklärende Variable aus, dann lag R^2 praktisch durchgehend fast bei null. Diese Ergebnisse deuten also darauf hin, dass der Preis alternativer Finanzierungsformen IPOs nicht spürbar beeinflusst.

4 Schlussfolgerung

Es gibt nur wenige Untersuchungen dazu, weshalb und wann Unternehmen an die Börse gehen und welche Konsequenzen die Börseneinführung hat. Dies ist umso überraschender, als die Implikationen für viele firmeninterne und -externe Aspekte beträchtlich sind. In dieser Studie wurde der Erklärungswert ausgewählter makroökonomischer Faktoren für Börseneinführungen unter Zugrundelegung des jährlichen Erstemissionvolumens in sechs kontinental-europäischen Ländern in einem Zeitraum von 18 Jahren untersucht. Mikroökonomische Aspekte wurden bewusst ausgeklammert, um die Problemstellung handhabbar zu halten. Im Wesentlichen lässt sich folgendes Resümee ziehen: Zur Analyse des Einflusses der Aktienindexentwicklung auf das Erstemissionsvolumen sehen wir die Notwendigkeit, die Fragestellung im Hinblick auf das Aktienkursniveau weiter zu differenzieren, weil bei näherer Betrachtung erfolgreiche Bemühungen, den Zeitpunkt des Börsengangs im Hinblick auf das Kursniveau optimal zu planen, offensichtlich nicht mit über alle Aktienindexniveaus hinweg signifikant positiven homogenen Parametern für die Aktienindexentwicklung einhergehen können. Aus diesem Grund untersuchten wir die Frage, ob es stabile Anzeichen dafür gibt, dass IPOs in bestimmten, von uns als konsolidiert bezeichneten Perioden von der Aktienindexentwicklung abhängen. Während alle gepoolten Auswertungen signifikant positive Parameterschätzungen ergaben, lieferten die Einzelland-Regressionen mit nicht transformierten Erstemissionsvolumina keine signifikanten Parameterschätzungen (außer für Finnland und Österreich). Hingegen führte die logarithmische Transformation der Erstemissionsvolumina (im Sinne unserer Annahme eines nichtlinearen Verhältnisses zwischen dem Erstemissionsvolumen und der Aktienindexentwicklung) sowohl für die gepoolten Regressionen als auch für Einzelland-Regressionen zu durchgehend signifikanten Schätzungen. Bei keiner der getesteten Spezifikationen konnte die Hypothese, dass die Spareinlagen-

entwicklung und das BIP-Wachstum einen Erklärungswert für das Volumen der Erstemissionen haben, empirisch unterstützt werden; für beide Faktoren war kein signifikanter Einfluss ableitbar. Das Gleiche gilt für die Zinssätze (ein Indikator für die Kosten einer alternativen Finanzierungsform), für die ebenfalls kein erkennbarer Einfluss auf Börseneinführungen feststellbar war.

Eine mögliche Richtung für künftige Forschung, die hier angesprochenen Fragestellungen betreffend, könnte zum einen eine Datensatzerweiterung sein; mit einem umfassenderen (aber noch homogenen) Sample könnte die Repräsentativität der Ergebnisse erhöht werden. Zum anderen würden Analysen von Perioden mit extremen (positiven oder negativen) Marktstimmungen die Diskussion ergänzen und bereichern.

Literaturverzeichnis

- Ahn, S. C. und Schmidt, P. (1995).** Efficient estimation of models for dynamic panel data. In: *Journal of Econometrics* 68, 5–27.
- Anderson, T. W. und Hsiao, C. (1981).** Estimation of dynamic models with error components. In: *Journal of the American Statistical Association* 76, 589–606.
- Anderson, T. W. und Hsiao, C. (1982).** Formulation and estimation of dynamic models using panel data. In: *Journal of Econometrics* 18, 47–82.
- Arellano, B. und Bond, S. (1991).** Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. In: *Review of Economic Studies* 58, 277–297.
- Baltagi, B. H. (1981).** Pooling: An experimental study of alternative testing and estimation procedures in a two-way error component model. In: *Journal of Econometrics* 17, 21–49.
- Baltagi, B. H. (2001).** *Econometric analysis of panel data*. Chichester.
- Baltagi, B. H. und Griffin, J. M. (1997).** Pooled estimators vs. their heterogeneous counterparts in the context of dynamic demand for gasoline. In: *Journal of Econometrics* 77, 303–327.
- Beggs, J. J. und Nerlove, M. (1988).** Biases in dynamic models with fixed effects. In: *Economics Letters* 26, 29–31.
- Bhargava, A., Franzini, L. und Narendranathan, W. (1982).** Serial correlation and fixed effects model. In: *Review of Economic Studies* 49, 533–549.
- Greene, W. H. (2000).** *Econometric analysis*. Englewood Cliffs, New Jersey.
- Hausman, J. A. (1978).** Specification tests in econometrics. In: *Econometrica* 46, 1251–1271.
- Hsiao, C. (1990).** *Analysis of panel data*. Cambridge.
- Kiviet, J. F. (1995).** On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. In: *Journal of Econometrics* 68, 53–78.
- La Porta, R., Lopez de Silanes, F., Shleifer, A. und Vishny, R. (1997).** Legal determinants of external finance. In: *Journal of Finance* 52, 1131–1150.
- Ljungqvist, A. P. (1995).** When do firms go public? Poisson evidence from Germany. Working Paper, University of Oxford.
- Loughran, T., Ritter, J. R. und Rydqvist, K. (1994).** Initial public offerings: International insights. In: *Pacific-Basin Finance Journal* 2(2), 165–200.
- Pagano, M., Panetta, F. und Zingales, L. (1998).** Why do companies go public? An empirical analysis. In: *Journal of Finance* 53(1), 27–64.
- Pesaran, M. H. und Smith, R. (1995).** Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. In: *Journal of Econometrics* 68(1), 79–113.

Rees, W. P. (1997). The arrival rate of initial public offers in the UK. In: European Financial Management 3(1), 45–62.

Rydqvist, K. und Högholm, K. (1995). Going public in the 1980s: Evidence from Sweden. In: European Financial Management 1, 287–315.

Wansbeek, T. und Bekker, P. (1996). On IV, GMM and ML in a dynamic panel data model. In: Economics Letters 51, 145–152.

Abkürzungen – Legende:

OLSp: gepoolte OLS-Regression (unter Einbeziehung aller Länder und des gesamten Beobachtungszeitraums).

OLS-BL, OLS-DK, OLS-FL, OLS-FR, OLS-NL und OLS-AT stehen für die länderspezifischen OLS-Regressionen, die separat für Belgien, Dänemark, Finnland, Frankreich, die Niederlande und Österreich durchgeführt wurden.

FE1W / FE2W: Modelle mit fixen Effekten (eine/zwei Fehlerkomponenten).

RE1W / RE2W: Modelle mit Zufallseffekten (eine/zwei Fehlerkomponenten); mit LSDV-Residuen geschätzt.

***: signifikant auf dem 1-Prozent-Niveau;

** : signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau;

* : signifikant auf dem 10-Prozent-Niveau.

SR: Aktienindexrendite; SG: Spareinlagenwachstum; GDPG: BIP-Wachstum.

$$IPO_{it} = \alpha + \beta_1 IPO_{it-1} + \beta_2 SR_{it-1} + \beta_3 SG_{it-1} + \beta_4 GDPG_{it} + u_{it} \quad I$$

Tabelle 1

Schätzergebnisse für Modell I (a)

Lag 1 der abhängigen Variable als erklärende Variable inkludiert; gepoolte Ergebnisse: 6 Länder

Methode	R ²	x ₁ = abh. V.-Lag 1		x ₂ = SR-Lag 1		x ₃ = SG-Lag 1		x ₄ = GDPG	
		Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert
OLSp	0.492	0.7330	9.5081***	5.3140	0.6301	- 6.8994	-0.4914	- 21.2106	-0.3374
OLS-BL	0.051	-0.0125	-0.0411	2.1465	0.5671	- 0.8782	-0.3300	- 17.2288	-0.5277
OLS-DK	0.158	0.0049	0.0145	- 0.1205	-0.0314	- 4.8791	-1.2562	0.2219	0.0077
OLS-FL	0.321	0.2313	0.9187	2.2467	1.4914*	0.4626	0.1476	- 0.4738	-0.0448
OLS-FR	0.211	-0.1859	-0.6523	3.4901	0.5301	33.9448	0.7867	- 72.2531	-1.7211
OLS-NL	0.441	0.4134	1.7617***	-18.8725	-0.2605	-448.2796	-1.3208	1.136.3743	1.4689*
OLS-AT	0.385	0.4147	1.7434***	7.2957	1.8094**	- 28.9314	-0.5807	63.1408	0.5504
FE1W	0.560	0.5462	6.1630***	3.3910	0.4191	- 5.4492	-0.3904	24.9731	0.3988
RE1W	0.359	0.6119	7.3122***	4.0679	0.5033	- 5.9558	-0.4313	8.5601	0.1384
FE2W	0.659	0.5098	4.9573***	- 4.4912	-0.4468	- 3.4133	-0.2300	112.3377	1.2250
RE2W	0.339	0.5901	6.9360***	1.5046	0.1787	- 5.1069	-0.3765	31.9909	0.4717

Quelle: OeNB.

Die gepoolten Ergebnisse basieren auf 102 Beobachtungen, die Regressionen für die einzelnen Länder auf je 17 Beobachtungen.

Tabelle 2

Schätzergebnisse für Modell I (b)

Lag 1 der abhängigen Variable als erklärende Variable inkludiert; gepoolte Ergebnisse: 5 Länder (ohne NL)

Methode	R ²	x ₁ = abh. V-Lag 1		x ₂ = SR-Lag 1		x ₃ = SG-Lag 1		x ₄ = GDPG	
		Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert
OLSp	0'210	0'3740	3'6424***	4'3417	2'4527***	-1'0133	-0'3567	-16'8043	-1'2644
FE1W	0'344	0'1718	1'5746*	4'8559	2'9240***	-0'2987	0'1082	-18'8606	-1'4808
RE1W	0'150	0'2297	2'1706**	4'7112	2'8321***	-0'5139	-0'1875	-18'2581	-1'4385
FE2W	0'489	0'0931	0'7075	3'9825	1'9052**	1'3010	0'4261	-3'0757	-0'1511
RE2W	0'121	0'1989	1'8508**	4'6141	2'7009***	0'1109	0'0408	-16'3117	-1'1813

Quelle: OeNB.

Die gepoolten Ergebnisse basieren auf 85 Beobachtungen, die Regressionen für die einzelnen Länder auf je 17 Beobachtungen.

$$\ln\left(\frac{IPO_{it}}{GDP_{it}} \text{ in } \% * 100\right) = \alpha + \beta_1 \ln\left(\frac{IPO_{it-1}}{GDP_{it-1}} \text{ in } \% * 100\right) + \beta_2 SR_{it-1} + \beta_3 SG_{it-1} + \beta_4 GDPG_{it} + u_{it} \quad II$$

Tabelle 3

Schätzergebnisse für Modell II (a)

Lag 1 der abhängigen Variable als erklärende Variable inkludiert; gepoolte Ergebnisse: 6 Länder

Methode	R ²	x ₁ = abh. V-Lag 1		x ₂ = SR-Lag 1		x ₃ = SG-Lag 1		x ₄ = GDPG	
		Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert
OLSp	0'166	0'0287	3'3902***	0'0729	2'1643**	-0'0630	-1'1252	0'1142	0'4553
OLS-BL	0'142	0'2026	1'0838	0'0525	0'3213	-0'0538	-0'4684	0'4213	0'2991
OLS-DK	0'344	-0'0210	-0'2793	0'1719	2'1766**	0'0648	0'7957	-1'0953	-1'9043
OLS-FL	0'517	0'1675	1'4380*	0'1943	2'6339***	-0'0777	-0'5037	-0'1607	-0'3105
OLS-FR	0'376	-0'0352	-0'5654	0'0214	1'6791*	0'0785	0'9539	-0'1669	-2'1492
OLS-NL	0'276	0'0288	2'0359**	0'0532	0'3425	-0'1281	-0'1798	-0'5701	-0'3428
OLS-AT	0'378	0'0483	1'5061*	0'0507	1'4163*	-0'5389	-1'2281	0'1177	0'1159
FE1W	0'389	0'0313	3'4647***	0'0845	2'8433***	-0'0441	-0'8596	0'0232	0'1008
RE1W	0'819	0'0307	3'5202***	0'0825	2'7662***	-0'0475	-0'9291	0'0414	0'1806
FE2W	0'705	0'0142	1'6737**	0'0104	0'3557	-0'0558	-1'2980*	1'0860	4'0191***
RE2W	0'215	0'0235	2'9299***	0'0415	1'4709*	-0'0542	-1'2374	0'5878	2'4525***

Quelle: OeNB.

Die gepoolten Ergebnisse basieren auf 102 Beobachtungen, die Regressionen für die einzelnen Länder auf je 17 Beobachtungen (Nullapproximation mit 0'0000001; siehe Abschnitt 2.2).

Tabelle 4

Schätzergebnisse für Modell II (b)

Lag 1 der abhängigen Variable als erklärende Variable inkludiert; gepoolte Ergebnisse: 5 Länder (ohne NL)

Methode	R ²	x ₁ = abh. V-Lag 1		x ₂ = SR-Lag 1		x ₃ = SG-Lag 1		x ₄ = GDPG	
		Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert
OLSp	0'209	0'1128	3'5425***	0'0714	2'1567**	-0'0634	-1'1958	0'1399	0'5667
FE1W	0'441	0'0843	2'2896***	0'0828	2'8892***	-0'0438	-0'9195	0'0647	0'2970
RE1W	0'200	0'0898	2'8255***	0'0810	2'8171***	-0'0469	-0'9867	0'0755	0'3463
FE2W	0'677	0'0197	0'5681	0'0223	0'7195	-0'0472	-1'0425	0'8880	2'8543***
RE2W	0'168	0'0585	1'8939**	0'0504	1'779**	-0'0460	-1'0573	0'4215	1'6991**

Quelle: OeNB.

Die gepoolten Ergebnisse basieren auf 85 Beobachtungen (Nullapproximation mit 0'0000001; siehe Abschnitt 2.2).

Tabelle 5

Schätzergebnisse für Modell II (c)**Lag 1 der abhängigen Variable als erklärende Variable inkludiert; gepoolte Ergebnisse: 5 Länder (ohne NL)**

Methode	R ²	x ₁ = abh. V.-Lag 1		x ₂ = SR-Lag 1		x ₃ = SG-Lag 1		x ₄ = GDPG	
		Schätzer	t-Wert	Schätzer	t-Wert	Schätzer	t-Wert	Schätzer	t-Wert
OLSp	0'245	0'0782	3'9799***	0'0510	2'4935***	-0'0364	-1'1113	0'0625	0'4103
OLS-BL	0'129	0'1172	1'0057	0'0355	0'3489	0'0330	-0'4610	0'2444	0'2782
OLS-DK	0'301	-0'0023	-0'0453	0'1010	1'8857**	0'0336	0'6051	-0'6115	-1'5585
OLS-FL	0'547	0'1032	1'4811*	0'1238	2'8070***	-0'0406	-0'4404	-0'1053	-0'3400
OLS-FR	0'376	-0'0352	-0'5654	0'0214	1'6791*	0'0785	0'9539	-0'1669	-2'1492
OLS-AT	0'462	0'0391	1'9023**	0'0398	1'7308*	-0'3807	-1'3510*	0'1532	0'2348
FE1W	0'459	0'0581	2'8728***	0'0579	3'2523***	-0'0256	-0'8643	0'0215	0'1588
RE1W	0'233	0'0621	3'1493***	0'0568	3'1775***	-0'0274	-0'9265	0'0275	0'2027
FE2W	0'704	0'0177	0'8462	0'0209	1'1140	-0'0256	-0'9338	0'5285	2'1800***
RE2W	0'200	0'0413	2'1920**	0'0375	2'1688**	-0'0253	-0'9565	0'2485	1'6321*

Quelle: OeNB.

Die gepoolten Ergebnisse basieren auf 85 Beobachtungen, die Regressionen für die einzelnen Länder auf je 17 Beobachtungen (Nullapproximation mit 0'00001; siehe Abschnitt 2.2).

Tabelle 6

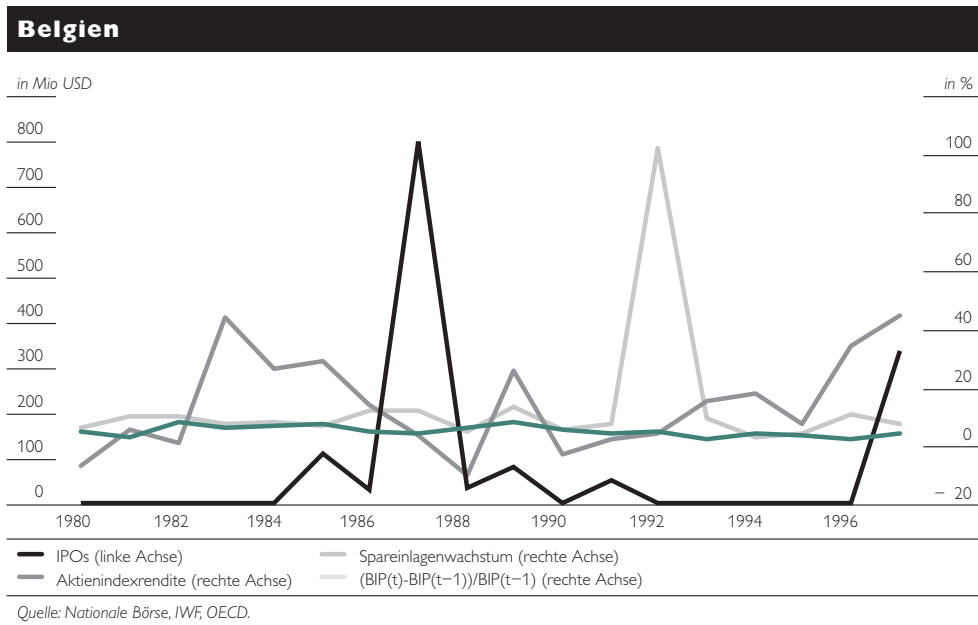
Schätzergebnisse für Modell II (d)**Lag 1 der abhängigen Variable nicht einbezogen; gepoolte Ergebnisse: 5 Länder (ohne NL)**

Methode	R ²	x ₁ = SR-Lag 1		x ₂ = SG-Lag 1		x ₃ = GDPG	
		Schätzer	t-Wert	Schätzer	t-Wert	Schätzer	t-Wert
OLSp	0'085	0'0777	2'1988**	-0'0674	-1'1900	0'0730	0'2776
OLS-BL	0'058	0'0300	0'1841	-0'0512	-0'4428	0'7151	0'5139
OLS-DK	0'340	0'1599	2'4435***	0'0629	0'8039	-1'0127	-2'1295
OLS-FL	0'433	0'2029	2'6529***	-0'0196	-0'1268	-0'1621	-0'3010
OLS-FR	0'359	0'0203	1'6552*	0'0777	0'9698	-0'1586	-2'1364
OLS-AT	0'260	0'0528	1'4094*	-0'5928	-1'2939*	-0'1120	-0'1064
FE1W	0'391	0'0878	2'9618***	-0'0448	-0'9084	0'0431	0'1911
RE1W	0'121	0'0865	2'9060***	-0'0478	-0'9688	0'0473	0'2093
FE2W	0'675	0'0210	0'6836	-0'0473	-1'0510	0'9402	3'1814***
RE2W	0'134	0'0489	1'7052**	-0'0460	-1'0471	0'5077	2'0303**

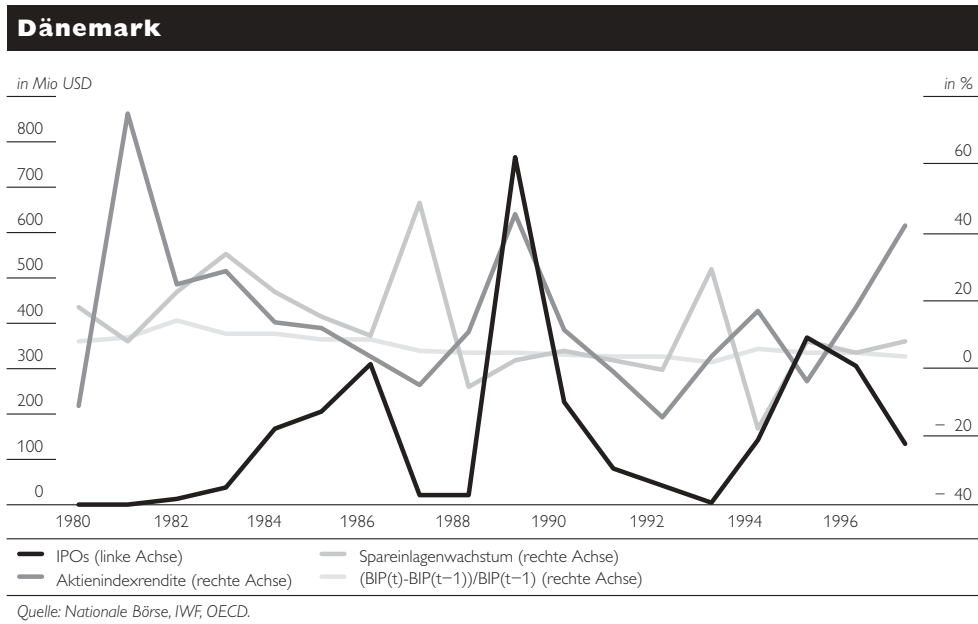
Quelle: OeNB.

Die gepoolten Ergebnisse beruhen auf 85 Beobachtungen, die Regressionen für die einzelnen Länder auf je 17 Beobachtungen (Nullapproximation mit 0'00001; siehe Abschnitt 2.2).

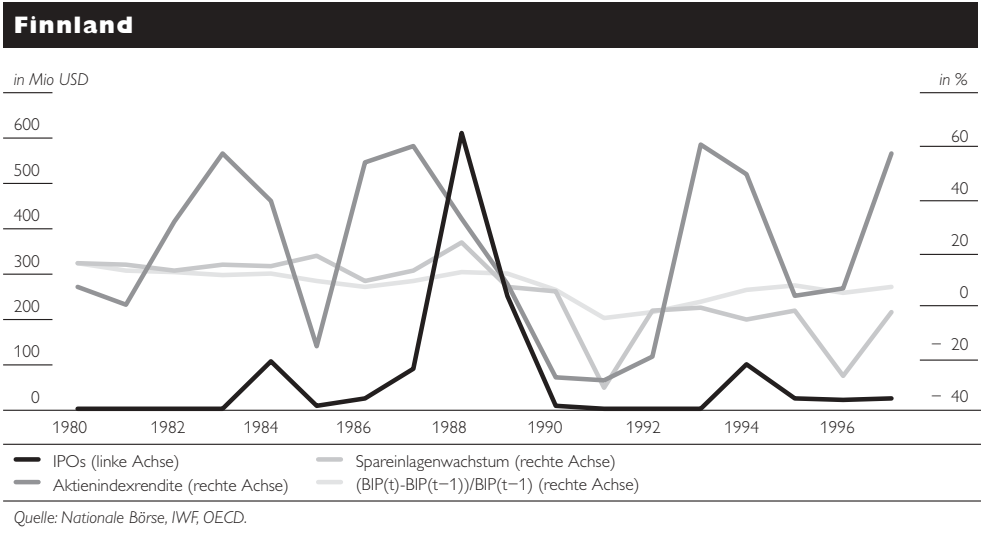
Grafik 1



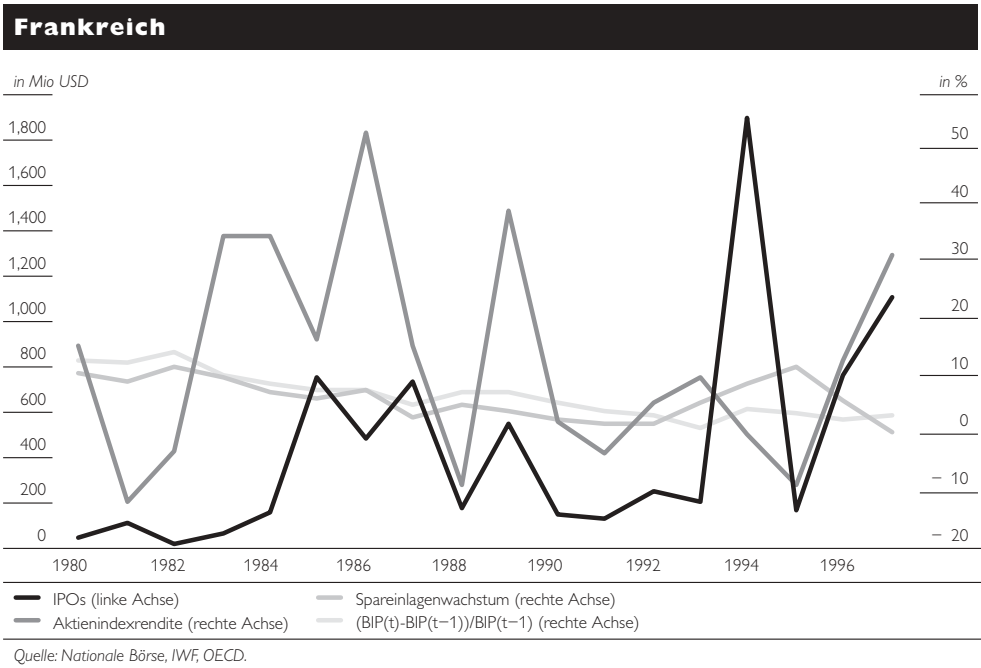
Grafik 2



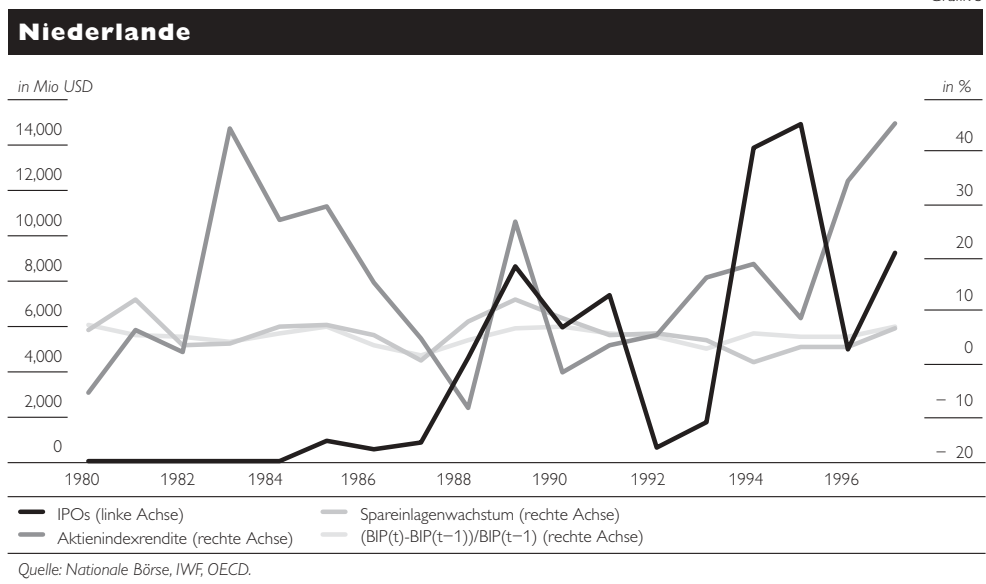
Grafik 3



Grafik 4



Grafik 5



Grafik 6

