

Belke, Ansgar; Fehn, Rainer

**Working Paper**

## Unterentwickelter Risikokapitalmarkt und geringe Beschäftigungsdynamik: zwei Seiten derselben Medaille im strukturellen Wandel?

Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge, No. 55

**Provided in Cooperation with:**

Chair of Economic Order and Social Policy, Julius Maximilian University of Würzburg

*Suggested Citation:* Belke, Ansgar; Fehn, Rainer (2002) : Unterentwickelter Risikokapitalmarkt und geringe Beschäftigungsdynamik: zwei Seiten derselben Medaille im strukturellen Wandel?, Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge, No. 55, Bayerische Julius-Maximilians-Universität Würzburg, Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre, Wirtschaftsordnung und Sozialpolitik, Würzburg

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/32491>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

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

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

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

**Terms of use:**

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

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

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

Bayerische Julius-Maximilians-Universität Würzburg

Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät

**Unterentwickelter Risikokapitalmarkt  
und geringe Beschäftigungsdynamik:  
Zwei Seiten derselben Medaille im  
strukturellen Wandel?**

**Ansgar Belke**

**Rainer Fehn**

Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge  
des Lehrstuhls für Volkswirtschaftslehre,  
Wirtschaftsordnung und Sozialpolitik  
Prof. Dr. Norbert Berthold

Nr. 55

2002

Sanderring 2 • D-97070 Würzburg

## **Unterentwickelter Risikokapitalmarkt und geringe Beschäftigungsdynamik: Zwei Seiten derselben Medaille im strukturellen Wandel?**

*Ansgar Belke<sup>#</sup>*

*Rainer Fehn<sup>\*</sup>*

---

<sup>#</sup> Prof. Dr. Ansgar Belke, Volkswirtschaftliches Institut, Universität Stuttgart-Hohenheim, Schloss-Mittelhof (Ost), D-70599 Stuttgart, e-mail: [belke@uni-hohenheim.de](mailto:belke@uni-hohenheim.de)

<sup>\*</sup> PD Dr. Rainer Fehn, Volkswirtschaftliches Institut, Universität Würzburg, & CESifo, ifo Forschungsdirektor, ifo Institut München, Poschingerstr. 5, 81679 München, e-mail: [fehn@ifo.de](mailto:fehn@ifo.de)

## **A. Einleitende Bemerkungen**

Der schon seit längerem zu beobachtende, anhaltende Anstieg der Arbeitslosigkeit und die damit einhergehende geringe Beschäftigungsdynamik in zahlreichen Ländern Kontinentaleuropas bedürfen nach wie vor einer umfassenden Erklärung. Zahlreiche Teilstücke des Puzzles sind zwar mittlerweile eingehend analysiert worden, dafür tauchen aber an anderen Stellen immer wieder neue Fragen auf. Ohne Frage hängt die anhaltende Beschäftigungsmisere vor allem in den großen kontinentaleuropäischen Ländern, also insbesondere in Deutschland, Frankreich, Italien und Spanien, viel mit den etwa im Vergleich zu den USA weitaus rigideren Arbeitsmärkten und dem großzügigeren Sozialstaat zusammen. Diese beiden institutionellen Faktoren werden daher nicht zu Unrecht häufig als das Kernproblem der Arbeitsmarktmisere hierzulande angesehen.<sup>1</sup> Allerdings sprechen eine Reihe von Gründen dafür, dass auch andere Faktoren eine Rolle spielen müssen. Zunächst einmal fällt die Kontinuität dieser Institutionen im Zeitablauf auf. Weder haben die Arbeitsmarktrigiditäten noch hat die Großzügigkeit des Sozialstaates im Laufe der letzten rund zwei Jahrzehnte nennenswert zugenommen, so dass diese Institutionen nur in Kombination mit entsprechenden Datenänderungen, wie etwa der sinkenden Nachfrage nach gering qualifizierten Arbeitnehmern aufgrund von Globalisierung und arbeitssparendem technischen Fortschritt, einen wichtigen Erklärungsbeitrag für den Anstieg der Arbeitslosigkeit liefern können.<sup>2</sup> Wirklich knifflig wird es aber, wenn man mit diesen beiden institutionellen Faktoren allein auch die höhere Beschäftigungsdynamik insgesamt in den USA erklären will, die noch dazu bei weitem nicht nur auf den Bereich der gering qualifizierten Arbeitnehmer beschränkt ist. Es ist alles andere als offensichtlich, warum die hiesige Ausgestaltung des Arbeitsmarktes und des Sozialstaates die Beschäftigungsdynamik im Bereich der höher qualifizierten Arbeitskräfte in nennenswertem Umfang beeinträchtigen sollte. Es liegt daher nahe zu untersuchen, ob in diesem Zusammenhang nicht auch andere institutionelle Faktoren eine maßgebliche Rolle spielen.

Schon die ökonomische Intuition legt nahe, dass für das Beschäftigungswachstum über das ganze Lohnspektrum hinweg nicht nur die Höhe der realen Lohnkosten für die Unternehmungen und deren Flexibilität bei negativen Datenänderungen, sondern auch das Wirtschaftswachstum insgesamt und die Investitionstätigkeit eine maßgebliche Rolle spielen sollten. Bislang wurde noch recht wenig Beachtung der Frage geschenkt, ob nicht auch die

---

<sup>1</sup> Vgl. insbesondere Siebert (1997) oder auch Fehn (1997).

<sup>2</sup> Vgl. Blanchard und Wolfers (1999).

sich über die Länder hinweg deutlich unterscheidenden institutionellen Rahmenbedingungen auf den Kapitalmärkten die erheblich differierenden Beschäftigungsergebnisse erklären helfen können. Diese versetzen Volkswirtschaften unterschiedlich gut in die Lage, Unternehmensgründungen oder besonders riskante Investitionen wie F&E oder Produktinnovationen zu finanzieren. Diese Arten von Investitionen spielen aber eine wichtige Rolle in dem sich schon seit einiger Zeit vollziehenden radikalen strukturellen Wandel weg von der traditionellen Industrieproduktion hin zur Dienstleistungsgesellschaft und insbesondere hin zur „new economy“, in der vor allem die Informations- und Biotechnologien maßgebliche Bereiche darstellen. Neue Arbeitsplätze werden kaum noch von großen, alteingesessenen Industrieunternehmen wie General Motors, Daimler Benz, IBM oder auch Siemens geschaffen, welche auf externe Finanzierung über den Kapitalmarkt kaum angewiesen sind, sondern viel eher in dem sehr differenziert zu sehenden Dienstleistungssektor und eben von jungen Unternehmen, die stark auf die neuen Informationstechnologien setzen.

Im weiten Bereich der institutionellen Rahmenbedingungen auf dem Kapitalmarkt liegt es vor allem nahe zu untersuchen, ob der Risikokapitalmarkt ausreichend gut funktioniert, um strukturellen Wandel voranzutreiben und um neue Arbeitsplätze in den expandierenden Bereichen entstehen zu lassen. Neben einer Reihe von anderen institutionellen Faktoren scheinen die USA in ihrer deutlich überlegenen gesamtwirtschaftlichen Performance gerade im Verlauf der 90er Jahre, in dem sich ein rasanter struktureller Wandel hin zur „new economy“ vollzogen hat, von ihrem hochentwickelten Risikokapitalmarkt profitiert zu haben. Es liegen mittlerweile etliche Studien vor, welche die ausgeprägte Fähigkeit von Risikokapitalfirmen in den USA dokumentieren, vielversprechende junge Unternehmen zu finanzieren und sie anzutreiben, Innovationen am Markt durchzusetzen und im Lauf der Zeit zu Marktführern zu werden.<sup>3</sup> Zwar spiegelt das Volumen an Risikokapitalinvestitionen relativ zum BIP nur sehr grob die tatsächliche Funktionsfähigkeit des Risikokapitalmarktes wider. Dieser Indikator hat aber für empirische Zwecke den nicht zu unterschätzenden Vorteil, dass er für eine Vielzahl von Ländern ab Mitte der 80er Jahre vorliegt. Es gilt allerdings Vorsicht walten zu lassen bei der Interpretation dieses Indikators. So bedeutet ein relativ geringes Volumen an Risikokapitalinvestitionen natürlich nicht notwendigerweise, dass in dem betreffenden Land generell ein Mangel an angebotenen Risikokapital vorliegt, wie etwa die

---

<sup>3</sup> Vgl. Gompers und Lerner (2001) und Hellmann und Puri (2000).

Europäische Kommission vor einiger Zeit vermutet hat<sup>4</sup>, sondern der Engpassfaktor kann genauso gut ein Mangel an erfahrenen Risikokapitalisten oder an innovativen Unternehmern sein, welche überhaupt Risikokapitalfinanzierungen nachfragen. Das gemessene Volumen an Risikokapitalinvestitionen spiegelt das Angebot und die Nachfrage nach diesem Finanzierungsinstrument wider, so dass es ein wichtiger Indikator für die Funktionsfähigkeit des Marktes insgesamt ist. Allerdings kann man das Volumen an Risikokapitalinvestitionen nicht ohne weiteres als exogene Variable ansehen. Es hängt vielmehr selber von einer Reihe von Größen ab, wie etwa dem Wirtschaftswachstum oder der Möglichkeit, aus einem Risikokapitalengagement über einen IPO wieder mit Gewinn auszusteigen. Dieses Endogenitätsproblem gilt es, bei empirischen Untersuchungen zu den realwirtschaftlichen Auswirkungen von Risikokapitalinvestitionen etwa auf die Beschäftigung zu berücksichtigen.

Außerdem ist von vornherein davon auszugehen, dass nicht alle Arten von Risikokapitalinvestitionen gleichermaßen beschäftigungswirksam sind. Vor allem sogenannte „early stage investments“, welche in der Gründungs- und Aufbauphase von Unternehmungen ansetzen, und Risikokapitalinvestitionen im „high tech“-Bereich sind in dieser Hinsicht vielversprechend, weil sie gezielt den Markteintritt junger Unternehmen und die Durchsetzung innovativer Unternehmenskonzepte fördern. Hingegen ist etwa bei sogenannten „management buyouts“, in denen das Management einer Unternehmung die Unternehmenskontrolle an sich reißen möchte, mit weniger positiven Beschäftigungseffekten zu rechnen. Gerade diese letztere Art von Risikokapitalinvestitionen spielt aber in den kontinentaleuropäischen Ländern und insbesondere auch in Deutschland eine relativ große Rolle, wohingegen die USA bei den ersteren beiden Arten unbestritten nach wie vor eine Führungsrolle einnehmen (siehe Tab. 1). Nicht nur das Volumen, sondern auch die Struktur der Risikokapitalinvestitionen spricht also dafür, dass die USA relativ zu einem Land wie Deutschland von der ausgeprägteren Funktionsfähigkeit des Risikokapitalmarktes in den 90er Jahren profitiert hat. Diese Einschätzung wird noch untermauert, wenn man sich vor Augen hält, dass in Europa vor allem Banken und indirekt auch der Staat die Anbieter von Risikokapital sind. Es ist jedoch gerade bei diesen beiden Akteuren unwahrscheinlich, dass sie diejenigen Projekte identifizieren und finanzieren, die aus ökonomischer Sicht am sinnvollsten sind. Darüber hinaus spricht auch die sektorale Perspektive für die USA, weil sich dort die durchgeführten Risikokapitalinvestitionen auf die vielversprechenden Zukunftsbereiche Informationstechnik, Telekommunikation und Biotechnologie

---

<sup>4</sup> Vgl. Europäische Kommission (1998).

konzentrieren, während in Deutschland und Kontinentaleuropa relativ viel im Verarbeitenden Gewerbe und vor allem auch im Bereich der Konsumgüterindustrien investiert wird.<sup>5</sup>

**Tabelle 1: Risikokapitalmärkte im Ländervergleich**

<b>Länder</b>	<b>Insgesamt in Promill des BIP</b>			<b>„Early Stage“ in Promill des BIP</b>			<b>Im „high tech“-Sektor in % des Gesamtvolumens für 1995-1998</b>
	1986	1995	1999	1986	1995	1999	
Australien	NV	1,336	0,600	NV	0,526	0,794	NV
Belgien	1,207	0,628	2,520	0,417	0,038	1,295	59,1
Dänemark	0,201	0,132	0,510	0,041	0,031	0,171	46,5
Deutschland	0,031	0,375	1,300	0,007	0,063	0,462	28,8
Finnland	NV	0,358	1,100	NV	0,096	0,594	29,6
Frankreich	0,194	0,336	1,180	0,032	0,027	0,362	24,1
Irland	0,425	0,557	0,920	0,194	0,026	0,506	49,0
Italien	0,021	0,295	0,490	0,011	0,071	0,148	7,0
Japan	NV	0,216	0,150	NV	0,047	0,030	NV
Kanada	0,206	0,855	2,530	0,082	0,376	1,113	NV
Neuseeland	NV	0,517	0,410	NV	0,062	0,084	NV
Niederlande	0,532	1,433	2,450	0,127	0,304	0,744	27,5
Norwegen	NV	1,337	1,200	NV	0,061	0,110	47,9
Österreich	0,014	0,007	0,280	0,014	0,002	0,095	24,1
Portugal	0,004	0,990	0,500	0,004	0,087	0,145	5,4
Schweden	0,313	0,158	1,850	0,034	0,043	0,363	20,7
Schweiz	0,068	0,105	1,540	0,050	0,004	0,755	43,1
Spanien	0,087	0,425	0,860	0,037	0,056	0,213	16,6
UK	0,793	1,033	1,880	0,194	0,042	0,203	23,6
USA	0,556	0,638	4,470	0,058	0,191	1,78	79,0

Quellen: Bottazzi und Da Rin (2001) und EVCA (2000).

Angesichts der traditionellen Bankenlastigkeit von Unternehmensfinanzierungen hierzulande<sup>6</sup> stellt sich aber unmittelbar die Frage, warum nicht Banken in diese Bresche springen und als aggressive Risikokapitalgeber amerikanischen Stils agieren und „start ups“ finanzieren. Banken sind aber eher weniger gut geeignet, um direkt hochriskante Investitionstypen zu finanzieren und damit diese gesamtwirtschaftliche Funktion wahrzunehmen. Banken und vor allem Sparkassen finanzieren sich insbesondere durch entsprechende Spareinlagen der breiten Bevölkerung und verdienen durch die Marge zwischen Bankkrediten und Bankeinlagen, also der Differenz zwischen Soll- und Habenzins. Die Rückzahlung beider Vertragstypen wird als nahezu sicher unterstellt und Risikokübernahme größeren Stils durch die Bank ist nicht vorgesehen. Dies in Kombination mit der im allgemeinen recht hohen Liquidität der Bankeinlagen sorgt dafür, dass die Banken auch bei der Mittelvergabe keine allzu hohen

<sup>5</sup> Vgl. Bottazzi und Da Rin (2001).

<sup>6</sup> Vgl. etwa Edwards und Fischer (1994).

Risiken eingehen können und bei der Mittelvergabe auf Liquidität achten müssen. Schuldner, welche diese Kriterien nicht erfüllen, etwa weil sie kaum werthaltige und verwertbare Sicherheiten wie Grundstücke und Gebäude bieten können und die Rückzahlung der Mittel sowie der Rückzahlungszeitpunkt höchst unsicher ist, also der typische Fall eines „start ups“, erhalten daher in der Regel keine Bankkredite. Üblicherweise sind bei „start ups“ für einen erheblichen Zeitraum nach der Unternehmensgründung die „cash flows“ sogar negativ und sie investieren in Humankapital, Kundenbeziehungen und Hard- und Software, also typische Fälle von „intangible assets“, welche nicht als Sicherheiten taugen.

Es gibt aber mindestens noch drei weitere Gründe, warum Banken als Risikokapitalfirmen amerikanischen Stils weniger gut geeignet sind. Erstens bestehen hierzulande traditionell enge Verflechtungsbeziehungen zwischen den Großbanken und der etablierten Großindustrie. Dies lässt es aber unwahrscheinlich erscheinen, dass die Banken über Risikokapitalfinanzierungen aggressiv Konkurrenten der etablierten Großindustrie heranziehen. Zweitens ist die Stabilität des Bankensystems hierzulande ein politisch höchst sensibles Thema, weshalb den Banken enge Korsettstangen bei ihrer Mittelvergabe insbesondere an hochriskante „start ups“ durch den Gesetzgeber eingezogen werden. Drittens stellen amerikanische Risikokapitalfirmen nicht nur finanzielle Mittel zur Verfügung, sondern sie unterstützen ihre Portfoliounternehmen vor allem auch mit Rat und Tat. Dies ist aber nur aufgrund ihres ausgeprägten sektorspezifischen Wissens möglich, über welches die typische Großbank hierzulande aber gerade nicht verfügen dürfte.

Um im weiteren die Beschäftigungseffekte von Risikokapitalinvestitionen im internationalen Vergleich genauer zu analysieren, ist der Beitrag wie folgt aufgebaut. Kapitel B stellt ein Modell vor, welches den Zusammenhang zwischen Beschäftigungsentwicklung und der Funktionsfähigkeit des (Risiko-)Kapitalmarktes im strukturellen Wandel erläutert. Kapitel C diskutiert die vorhandene empirische Evidenz für einen solchen Zusammenhang. Kapitel D liefert einige wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen.

## **B. Die Beschäftigungswirkungen strukturellen Wandels bei unvollkommenem Kapitalmarkt**

Acemoglu hat jüngst ein relativ einfaches, aber höchst plausibles formales Modell vorgestellt, welches durch die Verbindung von unvollkommenen Arbeits- und Kapitalmärkten die



Entstehung von persistenten Arbeitsmarktproblemen im strukturellen Wandel erklären kann.<sup>7</sup> Der Arbeitsmarkt weist überall die gleiche bekannte Effizienzlohnproblematik in der „shirking“-Variante auf, so dass stets ein gewisses Maß an struktureller Arbeitslosigkeit vorliegt. Die Schlüsselproblematik auf dem Kapitalmarkt besteht darin, dass es in manchen Volkswirtschaften nicht möglich sein soll, Unternehmensgründungen über den externen Kapitalmarkt zu finanzieren, während andere Volkswirtschaften dazu sehr wohl in der Lage sind. Der bereits erwähnte erhebliche Unterschied in der Entwicklung und Funktionsfähigkeit des Risikokapitalmarktes insbesondere zwischen den USA und den kontinentaleuropäischen Ländern passt recht gut zu dieser Annahme, weil er genau zur Folge hat, dass die USA viel eher in der Lage sind, Unternehmensgründungen extern über den Kapitalmarkt zu finanzieren und damit die für den strukturellen Wandel unabdingbare Außenseiterkonkurrenz auf dem Gütermarkt zu ermöglichen. Acemoglu nimmt an, dass Unternehmensgründungen stets vorab einen bestimmten Investitionsaufwand erforderlich machen, welcher den Charakter von „sunk costs“ annimmt. Volkswirtschaften mit derartig unvollkommenem Kapitalmarkt haben dann aber erhebliche Probleme, wenn es gilt, strukturellen Wandel, also insbesondere das Entdecken neuer Technologien und Produktionsmöglichkeiten sowie von Innovationen zu finanzieren und zu verarbeiten. Es kann zu einem persistentem Anstieg der Arbeitslosigkeit kommen, der erst im Lauf der Zeit sehr langsam durch die Innenfinanzierung von Unternehmensgründungen abgebaut wird. Volkswirtschaften mit reibungslos funktionierendem Kapitalmarkt, in denen die externe Finanzierung von Unternehmensgründungen etwa aufgrund eines hochentwickelten Risikokapitalmarktes kein Problem darstellt, können hingegen eine solche Phase strukturellen Wandels mühelos verarbeiten, ohne dass es zu zusätzlichen Beschäftigungsproblemen kommt.

Die skizzierte Unvollkommenheit hat aber möglicherweise kaum Einfluss auf die Höhe der Arbeitslosenrate im „steady state“, wie er etwa in den 60er Jahren gegeben war, weil in einem stabilen wirtschaftlichen Umfeld ohne größere strukturelle Umwälzungen ohnehin Unternehmungen primär auf Innenfinanzierung zurückgreifen und die externe Finanzierung von Investitionsprojekten über den Kapitalmarkt gesamtwirtschaftlich nur eine untergeordnete Rolle spielt. Kurz- bis mittelfristig führt die Unfähigkeit einer Volkswirtschaft, über Risikokapitalinvestitionen ausreichend Unternehmensgründungen im strukturellen Wandel zu finanzieren, aber zu einem erheblichen Anstieg der Arbeitslosenrate, weil der in einer Phase umwälzender struktureller Veränderungen unvermeidlich höheren Zerstörungsrate bei den

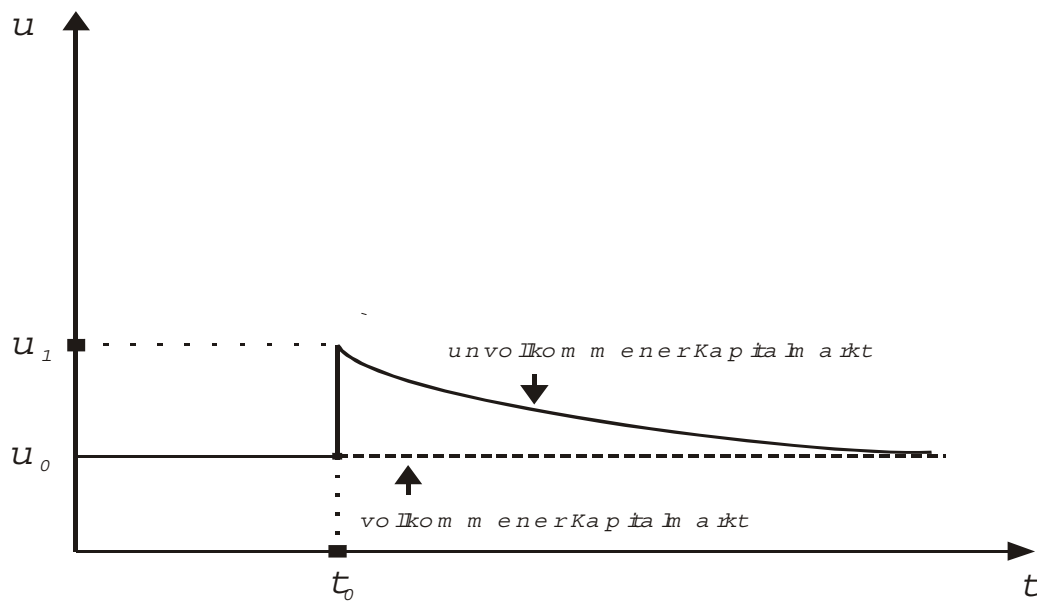
---

<sup>7</sup> Vgl. Acemoglu (2001).

Unternehmen und Arbeitsplätzen in den niedergehenden Bereichen keine entsprechend hohe Entstehungsrate von Arbeitsplätzen in den jungen expandierenden Sektoren gegenübersteht. Folglich kann aufgrund dieses Modells ein direkter positiver Beschäftigungseffekt von gut funktionierenden Risikokapitalmärkten in Phasen starker struktureller Veränderungen erwartet werden, wie sie während der letzten rund 15 Jahre zu beobachten waren. Beschäftigungswachstum entsteht dann primär durch Unternehmensgründungen in neuen Wirtschaftsbereichen, welche in nennenswertem Umfang und entsprechend zügig nur dann umgesetzt werden können, wenn ein entsprechend gut funktionierender Risikokapitalmarkt gegeben ist.

Diese Argumentation passt recht gut zu der Terminologie von Blanchard (1997), in welcher er die kontinentaleuropäische Beschäftigungsmisere als mittelfristiges Phänomen nach größeren Datenänderungen einstuft. Interessanterweise existiert in dem Modell von Acemoglu (2001) ein selbst verstärkender Mechanismus, welcher die Persistenz des Anstiegs der Arbeitslosigkeit in Volkswirtschaften mit unvollkommenem Kapitalmarkt nach gravierenden strukturellen Veränderungen noch einmal erhöht, so dass eine Art Teufelskreislauf entsteht. Der Anstieg der Arbeitslosigkeit wirkt sich negativ auf das von den Arbeitnehmern am Arbeitsmarkt durchsetzbare Lohnwachstum aus, so dass sich potentielle Jungunternehmer aufgrund von eigenen Ersparnissen aus Arbeitseinkommen erst später selbständig machen können. Der Anstieg der Arbeitslosigkeit senkt also selbst noch einmal die Rate an Unternehmensgründungen und reduziert damit auch die Arbeitsnachfrage und die quasi-gleichgewichtige Beschäftigung im Übergang zur „steady state“-Arbeitslosenrate. Langfristig gesehen wird aber auch in der Volkswirtschaft mit unvollkommenem Kapitalmarkt die im strukturellen Wandel angestiegene Arbeitslosigkeit wieder abgebaut, wenn potentielle Jungunternehmer als Arbeitnehmer ausreichend viel verdienen, um sich letztlich mit Hilfe eigener Ersparnisse selbständig zu machen. Der stilisierte Verlauf der Arbeitslosenrate  $u$  im Zeitablauf wird in Abb. 1 dargestellt, wobei unterstellt wird, dass sich der strukturelle Wandel im Zeitpunkt  $t_0$  vollzieht.

**Abb. 1: Entwicklung der Arbeitslosenrate im strukturellen Wandel**



Strukturelle Arbeitslosigkeit kann allerdings nur Bestand haben, wenn der Arbeitsmarkt nicht vollkommen ist, weil ansonsten eine unendlich hohe Reallohnflexibilität den Arbeitsmarkt stets räumen würde, selbst wenn Finanzierungsrestriktionen die Arbeitsnachfrage in erheblichem Umfang einschränken. Acemoglu (2001) unterstellt daher wie gesagt, dass der Arbeitsmarkt aufgrund von „shirking“-Problemen unvollkommen funktioniert. Weiterhin unterteilt er die Bevölkerung nach Fähigkeiten. Im Ausgangszeitpunkt wird die aufgrund der zunächst gegebenen technologischen Umstände fähigste Gruppe an Leuten zu Unternehmern, die zweite Gruppe ist indifferent, ob sie Arbeitnehmer oder Unternehmer wird, die von der Befähigung her dritte Gruppe wird Arbeitnehmer und die qualitativ schlechteste vierte Gruppe an Leuten ist aufgrund der Drückebergerproblematik auf dem Arbeitsmarkt arbeitslos. Bei ihnen ist der Lohn, den ihnen die Unternehmer bieten müssen, damit sie Arbeitseinsatz bringen, zu hoch, so dass für den Unternehmer letztlich kein Gewinn verbleibt. Zur Vereinfachung geht er außerdem davon aus, dass die erste und die dritte Gruppe zahlenmäßig genau gleich groß sind. Der strukturelle Wandel findet dann ganz einfach dergestalt statt, dass die erste und die dritte Gruppe ihre Plätze vertauschen, das heisst die ehemaligen Arbeitnehmer der dritten Gruppe sind nun diejenigen, die mit den neuesten Technologien am besten zurechtkommen und sich eigentlich selbständig machen müssten, was sie aber eben nur realisieren können, wenn sie die Unternehmensgründung entweder über den externen Kapitalmarkt oder sofort bzw. nach einer entsprechend langen Ansparphase durch eigene Ersparnisse finanzieren können.

Es ist zwar durchaus plausibel, dass die Effizienzlohnprobleme im Zuge des strukturellen Wandels hin zur „new economy“ und im Zuge der Umorganisation weg von der tayloristisch-fordistischen hin zu einer holistischen Unternehmensorganisation, in welcher den Arbeitnehmern im Gegensatz zur früheren Spezialisierung eine Reihe von Aufgaben und auch Entscheidungskompetenzen übertragen werden<sup>8</sup>, an Bedeutung gewonnen haben. Dennoch ist davon auszugehen, dass starke Gewerkschaften, ausgeprägte Insider-Outsider Probleme und ein recht großzügiger Sozialstaat nach wie vor die hauptsächlichen Gründe für die Rigidität der Arbeitsmärkte hierzulande relativ zu den USA darstellen. Die unterstellten Effizienzlohnprobleme sollten vom Grundsatz her in den USA in ganz ähnlichem Umfang auftreten, weil diese in der unterstellten Form ja gerade weitgehend unabhängig vom institutionellen Umfeld gegeben sein sollten. Die Kombination beider Elemente, rigider Arbeitsmarkt und wenig funktionsfähiger Kapitalmarkt, erscheint aber recht vielversprechend, wenn man eine steigende strukturelle Arbeitslosigkeit im Zuge strukturellen Wandels erklären will. Die realisierbare Beschäftigung wird dann von beiden Marktseiten her restringiert, durch ein aggressives Lohnsetzungsverhalten aufgrund von rigiden Arbeitsmärkten und durch eine relativ geringe Arbeitsnachfrage aufgrund von Finanzierungsrestriktionen für die im strukturellen Wandel besonders wichtigen Unternehmensgründungen. Die quasi-gleichgewichtige, strukturelle Arbeitslosigkeit fällt also für einen gegebenen Umfang an Arbeitsmarktrigiditäten um so höher aus, je schlechter der Kapitalmarkt aufgrund eines unterentwickelten Risikokapitalmarktes funktioniert.

Es gibt zwar mittlerweile neben Acemoglu (2001) noch eine Reihe weiterer Beiträge, welche auf der theoretischen Ebene zeigen können, dass unvollkommene Kapitalmärkte die strukturelle Arbeitslosigkeit aufgrund eines unvollkommenen Arbeitsmarktes verschärfen können.<sup>9</sup> Keiner dieser Beiträge enthält aber überzeugende empirische Evidenz dafür, dass der Effekt ein solches Gewicht annimmt, dass er wirtschaftspolitisch wirklich von Belang ist. Dies ist aber die entscheidende Frage, wenn man durch die Fortentwicklung des Risikokapitalmarktes einen nennenswerten Beitrag dazu leisten will, die anhaltende Beschäftigungsmisere hierzulande abzubauen. Im folgenden werden daher die Ergebnisse mehrerer Panel-Studien auf der Makroebene zu diesem Zusammenhang zusammengefasst. Die zu untersuchende Hypothese lautet ganz einfach, ob ein höheres Volumen an Risikokapitalinvestitionen relativ zum BIP über die OECD Länder hinweg im Verlauf der

---

<sup>8</sup> Vgl. Lindbeck und Snower (2000).

<sup>9</sup> Vgl. Aizenmann und Powell (1997), Caballero und Hammour (1999) und Wasmer und Weil (2000); für eine Diskussion der verschiedenen Modellansätze siehe Fehn (2002).

letzten rund 15 Jahre, in denen nicht zuletzt aufgrund der Globalisierung ein rasanter struktureller Wandel zu verzeichnen war, zu besseren Arbeitsmarkt- und Beschäftigungsergebnissen geführt hat. Dieser positive Arbeitsmarkteffekt sollte auch dann noch auftreten, wenn man für die üblichen institutionellen Arbeitsmarktvariablen kontrolliert, also etwa die Ausgestaltung der Arbeitslosenversicherung, die Restriktivität des Kündigungsschutzes oder die Stärke der Gewerkschaften, weil es sich um einen direkten negativen Effekt von Finanzierungsrestriktionen auf die Arbeitsnachfrage handelt. Ein negativer Impuls auf die Arbeitsnachfrage hätte aber nur dann keine Rückwirkungen auf die Höhe der strukturellen Arbeitslosenrate, wenn die kurzfristige Lohnsetzungskurve senkrecht verlaufen würde. Dies lässt sich aber als realitätsfern ausschließen, weil dann auch die Reallöhne kurzfristig vollkommen flexibel sein müssten, was aber nicht der Fall ist.

## **C. Empirische Ergebnisse zum Zusammenhang Risikokapitalinvestitionen und Arbeitsmarktpformance**

### **1. Daten und stilisierte Fakten**

Um die Relevanz des zuvor abgeleiteten Einflusses von Kapitalmarktinstitutionen und speziell der Verfügbarkeit von Wagniskapital auf die Arbeitsmarkt-Performance zu testen, verwenden wir in zwei aktuellen Studien (Belke und Fehn (2001) sowie Belke, Fehn und Foster (2002) ein Panel von zwanzig OECD-Ländern. Hierzu zählen Österreich (AUS), Belgien (BEL), Dänemark (DEN), Finnland (FIN), Frankreich (FRA), Deutschland (GER), Irland (IRE), Italien (ITA), Niederlande (NET), Norwegen (NOR), Portugal (POR), Spanien (SPA), Schweden (SWE), Schweiz (SWI), Großbritannien (UK), Kanada (CAN), Vereinigte Staaten (USA), Japan (JAP), Australien (AUL), und Neuseeland (NEW). Im Rahmen unserer Analyse verbinden wir drei Arten von Zeitreihen für diese Länder: erstens zwei makroökonomische Indikatoren der gesamtwirtschaftlichen Arbeitslosigkeit und der Beschäftigung; zweitens eine Reihe von institutionellen Arbeitsmarkt- und Produktmarktvariablen mit größtmöglicher Variation im Zeitablauf; und drittens, und dies ist unsere Innovation, einige ausgewählte Zeitreihen der Verfügbarkeit von Wagniskapital und institutioneller Kapitalmarktvariablen. Die Untersuchungen basieren auf Jahresdaten. Der von uns verwendete Stützzeitraum reicht von 1986 bis 1999 und ist somit um vier Jahre länger als derjenige, der von Wasmer und Weil (2000) als der einzigen anderen verfügbaren Studie auf diesem Gebiet verwendet wird. Die verwendeten Variablen werden in Tabelle 2 erläutert.

**Tabelle 2: Definition der Arbeitsmarkt und Kapitalmarktvariablen**

---

*Makroökonomische Zeitreihen*

Arbeitslosenrate (UNEMP)	OECD standardisierte Arbeitslosenrate. Quelle: OECD Main Economic Indicators.
Beschäftigung (EMP)	Beschäftigung im privaten Sektor oder (falls nicht verfügbar) in der gesamten Volkswirtschaft (Index mit Basisjahr 1995). Quelle: OECD Main Economic Indicators.

*Institutionelle Arbeitsmarktvariablen*

Lohnersatzrate (RRATE)	Anteil des Nettolohns, welcher von der Arbeitslosenversicherung gezahlt wird. Quelle: Layard und Nickell (1997, 12), und ergänzende Daten von S. Nickell. Nur zwei Realisationen pro Land (für 1986-89 und 1989-99).
Lohnersatzrate (RR1)	Durchschnittliche Lohnersatzrate während des ersten Jahrs in der Arbeitslosigkeit. Quelle: Blanchard und Wolfers (1999, 11 ff.) und Datenappendix. Drei Realisationen pro Land (für 1986-89, 1990-94 und 1995-99). Indikator ist zeitvariabler als RRATE.
Lohnersatzrate (RR25)	Durchschnittliche Lohnersatzrate während der nachfolgenden vier Jahre in der Arbeitslosigkeit. Quelle: Blanchard und Wolfers (1999, 11 ff.) und Datenappendix. Drei Realisationen pro Land (für 1986-89, 1990-94 und 1995-99). Indikator ist zeitvariabler als RRATE.
Bezugsdauer (BENEFIT)	Maximale Bezugsdauer von Leistungen der Arbeitslosenversicherung (in Jahren, vier Jahre bedeutet unbegrenzt). Quelle: Layard und Nickell (1997, 11 ff.) und ergänzende Daten von S. Nickell.
Aktive Arbeitsmarktpolitik (ALMPHAT)	Ausgaben für Programme der aktiven Arbeitsmarktpolitik in % des BIP dividiert durch die instrumentierte Arbeitslosenrate. Ausgaben für Behindertenprogramme werden nicht berücksichtigt. Quelle: Layard und Nickell (1997, 12) und ergänzende Daten von S. Nickell.
„Union coverage index“ (UNION)	Index, 3 = über 70% der beschäftigten Arbeitnehmer von gewerkschaftlichen Lohnabschlüssen betroffen, 2 = 25-70% betroffen, 3 = unter 25% betroffen. Quelle: Layard und Nickell (1997), Tabelle 3, und ergänzende Daten von S. Nickell.
„Union coordination index“ (UNCORD)	Koordination der Gewerkschaften in Lohnverhandlungen. Index mit 3 = hoch, 2 = mittel, 1 = niedrig. Quelle: Layard und Nickell (1997), Tabelle 3, und ergänzende Daten von S. Nickell.
„Employer coordination index“ (EMCORD)	Koordination der Arbeitgeber in Lohnverhandlungen. Quelle: Layard und Nickell (1997), Tabelle 3, und ergänzende Daten direkt von S. Nickell.
„Coordination index“ (COORD)	Selbst berechneter Durchschnitt von UNCORD und EMCORD.
„Employment protection index“ (EMPRO)	Länderranking mit 20 als den restriktivsten Kündigungsschutzregelungen. Quelle: Layard und Nickell (1997, 6), Tabelle 2, und ergänzende Daten direkt von S. Nickell.
„Employment protection index“ (NEWEP)	Index zwischen 0 und 6. Je höher der Indexwert, desto strikter ist der gesetzliche Kündigungsschutz. Quelle: Blanchard und Wolfers (1999), Datenappendix basierend auf den Daten von Lazear (1990).

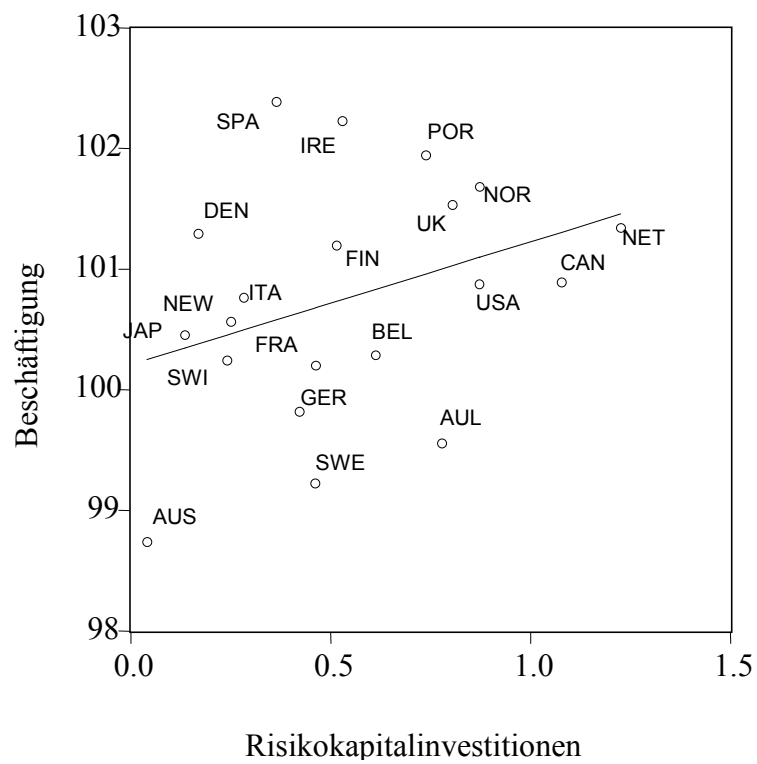
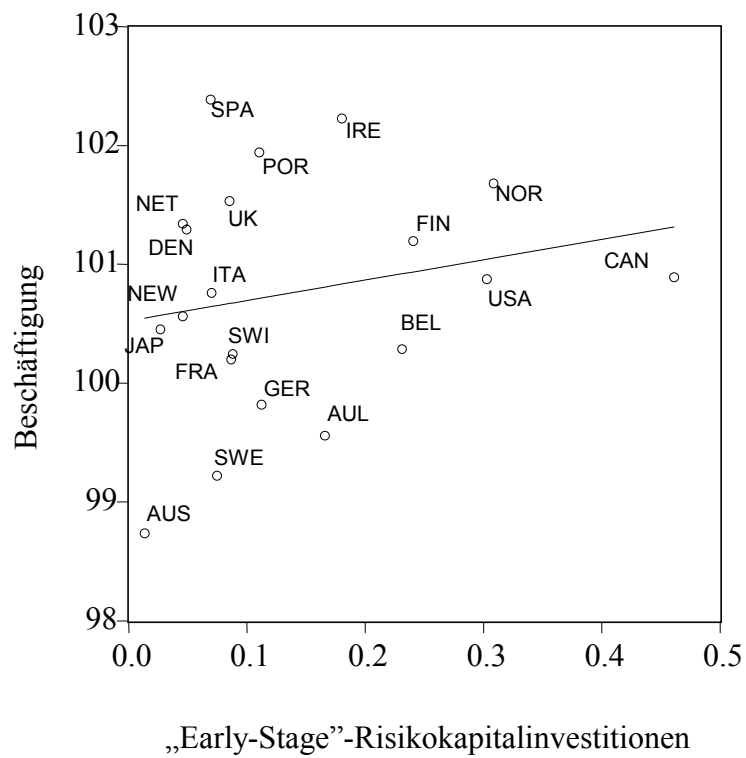
---

Steuerkeil (TAXWEDGE))	Gesamter Keil aus Steuern und Abgaben in %. Summe aus Lohnnebenkosten, Einkommensteuer und Mehrwertsteuer. Quelle: Layard und Nickell (1997, 4), Tabelle 1, und ergänzende Daten direkt von S. Nickell.
Gewerkschaftsdichte (UDEN)	Prozent der beschäftigten Arbeitnehmer, welcher Gewerkschaftsmitglied ist. Quelle: Layard und Nickell (1997, 7), Tabelle 3, und ergänzende Daten direkt von S. Nickell.
<i>Institutionelle Gütermarktvariable</i>	
„Barriers to entrepreneurship“ (PRODREG)	Zusammenfassender Index für die administrativen Schwierigkeiten, ein Unternehmen zu gründen, sowie für die Dichte bürokratischer und wettbewerbsbeschränkender Regulierungen. Index liegt zwischen 0 und 6, je höher der Indexwert, desto weitgehender sind die Regulierungen. Quelle: Nicoletti, Scarpetta und Boylaud (1999), Tabelle A3.2.
<i>Zeitreihen für die Risikokapitalinvestitionen</i>	
Risikokapitalinvestitionen (VC)	„Seed“, „startup“ und „expansion“ Risikokapitalinvestitionen (sowohl privat als auch über Regierung finanziert) in Promill des durchschnittlichen BIP. Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf Asian Venture Capital Journal (2000), Baygan und Freudenberg (2000), European Venture Capital Association (2000), National Venture Capital Association (2000), Jeng und Wells (2000).
„Early stage venture capital investment“ (INVEARLY)	„Seed“ und „startup“ Risikokapitalinvestitionen (sowohl privat als auch über Regierung finanziert) in Promill des durchschnittlichen BIP. Quelle: Eigene Berechnungen basierend auf Asian Venture Capital Journal (2000), Baygan und Freudenberg (2000), European Venture Capital Association (2000), National Venture Capital Association (2000), Jeng und Wells (2000).
<i>Institutionelle Kapitalmarktvariablen</i>	
Aktionärsrechte (SHARERIGHT)	„Antidirector rights“. Index für den gesetzlichen Schutz von Minderheitsaktionären. Index liegt zwischen 0 und 5, mit 5 als dem striktesten Schutz von Minderheitsaktionären. Quelle: La Porta u.a. (1999), Tabelle II. Siehe auch Tabelle 5 für genaue Erläuterung.
Gläubigerrechte (CREDITRIGHT)	Index für den gesetzlichen Schutz von Gläubigern. Index liegt zwischen 0 und 4, mit 4 als dem striktesten Schutz von Gläubigern. Quelle: La Porta u.a. (1998, 1136), Tabelle 4. Siehe auch Tabelle 5 für genaue Erläuterung.

Quelle: Belke und Fehn (2001).

Um einen ersten Blick auf die Gestalt der von uns verwendeten Daten zu gewähren und erste mögliche Korrelationen aufzudecken, werden in Abb. 2 zwei Scatterplots dargestellt. Sie zeigen für jedes Land die Kombination der durchschnittlich realisierten Beschäftigung in Abhängigkeit von der durchschnittlichen Investition in Wagniskapital („early stage“, also „seed“ und „start-up“ (INVEARLY) sowie „seed“, „start-up“ und „expansion“ (VC)). Zusätzlich findet sich in der Abbildung eine Regressionsgerade, die mit einem Kleinst-Quadrat-Verfahren, das Ausreißer geringer gewichtet, geschätzt wurde (Cleveland, 1993).

**Abbildung 2: Investitionen in Wagniskapital und Beschäftigungs-Performance für 20 OECD-Länder (Durchschnitt 1986 – 1999)**





Wie aus der Struktur der Punktwolke und an dem Verlauf der Regressionsgerade für alle Länder mit Ausnahme der Niederlande deutlich wird, scheint für beide möglichen Operationalisierungen der Wagniskapital-Variablen eine *positive Beziehung* mit der Beschäftigungsvariablen zu bestehen. Die angelsächsischen Volkswirtschaften sind typischerweise in den Streudiagrammen oben rechts angesiedelt, d.h. sie zeichnen sich durch einen hohen Grad an durchschnittlichen Investitionen in Wagniskapital und folglich ein hohes durchschnittliches Beschäftigungsniveau aus. Im Gegensatz hierzu finden sich die korporatistischen Länder wie Österreich, Schweden, und Deutschland unten links (niedrige Investitionen in Wagniskapital und geringere Beschäftigung). Da auf dieser Stufe der Analyse (noch) nicht ausgeschlossen werden kann, dass sich die Wagniskapital- und die Beschäftigungsvariable simultan beeinflussen, verbieten sich voreilige Schlussfolgerungen bevor formalere ökonometrische Verfahren angewandt worden sind.

Wir haben unserer formalen empirischen Analyse einige Panel Unit Root-Tests der Niveaus und ersten Differenzen der von uns verwendeten Variablen vorgeschaltet (Levin und Lin (1992)). Dem Prinzip folgend, dass die Daten solange differenziert werden, bis sie stationär sind, erschien es uns aufgrund der uneindeutigen Ergebnisse sicherer sowohl Niveaus als auch erste Differenzen der Variablen zu verwenden.

## **2. Schätzung mit gepoolten Daten**

### **2.1 Empirisches Modell**

Basierend auf unseren theoretischen Überlegungen in Kapiteln A und B, vermuten wir, dass der positive Einfluss der Verfügbarkeit von Wagniskapital auf die Arbeitsmarkt-Performance im Rahmen unserer Mehrländer-Panelanalyse auch bei Berücksichtigung entscheidender institutioneller Arbeitsmarktvariablen empirisch bestätigt wird. Um auf eine signifikante Beziehung zwischen Wagniskapital und der Arbeitsmarkt-Performance zu testen, nehmen wir zunächst eine gepoolte und dann eine Fixed-Effekts-Schätzung vor. Anschließend berücksichtigen wir zusätzlich in in jedem dieser gepoolten Regressionsansätze institutionelle Arbeits-, Kapital- und Gütermarktvariablen. Alle Schätzungen werden sowohl in Niveaus und ersten Differenzen und sowohl für „early stage“ als auch für die breitere Operationalisierung der Wagniskapitalvariable durchgeführt.

Anders als Wasmer und Weil (2000) beginnen wir mit gepoolten Schätzungen, die „*common coefficients*“, d.h. gleiche Koeffizienten der erklärenden Variablen für alle im Pool enthaltenen Länder, unterstellen.

Das von uns verwendete empirische Modell lässt sich wie folgt schreiben:

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it} \beta_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

mit  $y_{it}$  als der abhängigen Arbeitsmarktvariable,  $x_{it}$  und  $\beta_i$  als  $k$ -Vektoren nicht-konstanter Regressoren (z.B. Investitionen in Risikokapital VC und INVEARLY) und Parameters für  $i = 1, 2, \dots, N$  Querschnittseinheiten und  $t = 1, 2, \dots, T$  als die Perioden, in denen jede Querschnittseinheit beobachtet wird. Lässt man die Koeffizienten der Bedingung  $\alpha_i = \alpha_j = \alpha$  gehorchen, ist eine gepoolte Analyse mit einheitlichen Konstanten in diese Spezifikation geschachtelt.

Unsere weitere empirische Analyse unterteilen wir in *drei logische Schritte*. Um eine Referenzgröße für eine Beurteilung der im weiteren Verlauf der Untersuchung erzielten Regressionsergebnisse zu erhalten, starten wir mit einer Nachschätzung der Pionierstudie von Wasmer und Weil (2000). Wir gründen unsere Analyse jedoch auf einen weiteren Länder-Sample und dehnen sie explizit auf den Einfluss von Wagniskapital auf die Höhe der Beschäftigung, anstatt wie Wasmer und Weil (2000) nur die Effekte auf die Höhe der Arbeitslosigkeit zu untersuchen.<sup>10</sup> Darüber hinaus führen Wasmer und Weil (2000) ihre Analyse ausschließlich für die *Niveaus* der Arbeitslosenrate durch. Unserer Ansicht nach ist das Vorgehen dieser Studie problematisch, denn erstens sind Beschäftigung und Arbeitslosigkeit möglicherweise nicht-stationäre Variablen und die Signifikanz der Koeffizientenschätzer lässt sich nicht mehr ohne weiteres beurteilen und zweitens berücksichtigen Wasmer und Weil (2000) das gerade im Rahmen von Panel-Analysen auftretende gravierende Problem endogener verzögerter Variablen nicht. Beidem tragen wir in unseren Studien - abweichend von den genannten Autoren - durch ein geeignetes Schätzverfahren und die zusätzliche Verwendung erster Differenzen Rechnung.

Unsere Paneldaten können und auch zur Ableitung *dynamischer* Arbeitsmarkteffekte genutzt werden. Um die Anpassungsgeschwindigkeit zu ermitteln, nehmen wir durchweg verzögerte Werte der Beschäftigung bzw. der Arbeitslosigkeit in die Schätzgleichungen auf. Eine repräsentative Regressionsgleichung im Querschnitt (Index  $i$ ) lautet wie folgt:

---

<sup>10</sup> Ihr verengter Fokus erscheint angesichts der mangelnden Eignung der Arbeitslosenrate als ein Indikator des Überangebots am Arbeitsmarkt unangemessen.

$$y_{it} = \alpha_i + x'_{it} \beta_i + \delta y_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Bei der Schätzung dieses Modells mit dem normalen KQ-Verfahren ist jedoch mit Komplikationen zu rechnen. Dies gilt im „fixed effects“- genauso wie im „random effects“-Fall und liegt an der Heterogenität der analysierten Länder (Greene, 2000, 582 ff.). Das Hauptproblem, dem wir uns anders als Wasmer und Weil (2000) zuwenden, besteht in der Korrelation der verzögerten endogenen Variable mit dem Störterm, selbst wenn letzterer selbst nicht autokorreliert ist. Die Bildung erster Differenzen erlaubt es nun, die Heterogenität („Gruppeneffekte“) aus dem Modell zu eliminieren. Unter anderem das Problem der Korrelation zwischen der verzögerten abhängigen Variable und der Störgröße bleibt jedoch bestehen. Allerdings ist eine korrekte Behandlung des vorstehenden Modells nicht mehr als eine *Standardanwendung des Instrumentvariablenansatzes*. Das transformierte Modell lautet:

$$y_{it} - y_{i,t-1} = (x_{it} - x_{i,t-1})' \beta_i + \delta (y_{i,t-1} - y_{i,t-2}) + (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{i,t-1}) \quad (3)$$

Arellano (1989) und Greene (2000) empfehlen die Verwendung der ersten Differenzen  $(y_{i,t-2} - y_{i,t-3})$  oder der verzögerten Niveaus  $y_{i,t-2}$  und  $y_{i,t-3}$  als Instrumentvariablen für  $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$ . Nach der Instrumentvariablenschätzung führen wir Robustheitstests durch, indem wir zusätzliche Variablen implementieren, die Arbeits-, Kapital- und Gütermarktvariablen repräsentieren.

## 2.2 Schätzverfahren

In den Kapiteln 2.3 bis 3.3 stellen wir Ergebnisse dar, die auf „Feasible Generalized Least Squares“ (FGLS)-Schätzern beruhen, welche also Heteroskedastizität im Querschnitt und Autokorrelation über die Zeit hinweg im Längsschnitt, außer kontemporäre Autokorrelation, unterstellen.<sup>11</sup> Zusätzlich nehmen wir zur Vermeidung von Autokorrelation einen AR-Fehlerterm mit einem für alle Länder gleichen Koeffizienten in unsere Spezifikation auf.<sup>12</sup> Darüber hinaus enthalten alle in den Tabellen dargestellten Spezifikationen eine endogene verzögerte Arbeitsmarktvariable, das kontemporäre reale BIP-Wachstum mit oder ohne dessen um eine Periode verzögerten Wert, jeweils einen Indikator für Investitionen in Wagniskapital (kontemporär oder verzögert oder beides) und eine Konstante (in den Fällen, in denen institutionelle Variablen diese nicht ersetzen). In Analogie zu Wasmer und Weil (2000) wird die Schätzgüte jeder Regression zunächst ganz konventionell anhand des R-Quadrats,

<sup>11</sup> Vgl. Greene (2000, 592). Ein weiterer Grund hierfür ist die Vergleichbarkeit mit Wasmer und Weil (2000).

<sup>12</sup> Vgl. Greene (2000, 605).

der F-Statistik und des Durbin-Watson-Tests auf Autokorrelation der Residuen überprüft. Das Symbol \*/\*\*/\*\* bezeichnet Signifikanz auf dem 10/5/1 Prozentniveau. Die Realisationen der t-Statistiken finden sich in Klammern unter den Koeffizientenschätzern.

### 2.3 Erste Ergebnisse

Im folgenden betonen wir aus platz- und den bereits aufgezeigten zeitreihenanalytischen Gründen fast durchgehend die von uns erzielten Ergebnisse für die Spezifikationen *in Differenzen*. Die Ergebnisse unserer gepoolten Regressionen finden sich in den Tabellen 3a und 3b.<sup>13</sup> Durch Fettdruck dargestellt werden die geschätzten Einflüsse von Änderungen des verfügbaren Wagniskapitals auf die Veränderungen standardisierter Arbeitslosenraten bzw. der Beschäftigung. Folglich korrespondieren die Tabellen 3a und 3b mit Gleichung (3). Es werden zwölf verschiedene Spezifikationen geschätzt. Fettgedruckte Koeffizientenschätzer sind zumindest auf dem 10%-Niveau signifikant.

#### Tabelle 3a und 3b

Die empirischen Modelle scheinen korrekt spezifiziert zu sein. Es ergeben sich eine ganze Reihe an signifikanten Koeffizientenschätzern für den Einfluss von Wagniskapital, alle mit dem theoretisch erwarteten Vorzeichen. Die Evidenz zugunsten unserer Hypothese ist, gemessen an den t-Werten, im Falle erster Differenzen schwächer als im Fall von Niveauschätzungen. Darüber hinaus ist gemäß den Tabellen 3a und 3b die Signifikanz unserer Maße für die Risikokapitalinvestitionen *in den Beschäftigungsgleichungen ausgeprägter* als in den Gleichungen für die Arbeitslosigkeit. „Early stage“-Risikokapitalinvestitionen führen kontemporär zu der besten Anpassung, während die Variable für die Risikokapitalinvestitionen insgesamt als Verzögerte signifikanter ist. Die Existenz einer „time-to-build“-Periode zwischen dem Zeitpunkt der Investition in Wagniskapital und einer Verbesserung der Arbeitsmarkt-Performance, wie von Wasmer und Weil (2000) vertreten, wird von unseren Resultaten nicht eindeutig gestützt. Zusammengefasst, vermitteln die dargestellten ersten Ergebnisse den Eindruck, als lasse sich die Hypothese, dass eine Erhöhung des verfügbaren Wagniskapital die Arbeitsmarkt-Performance verbessert, empirisch bestätigen.

---

<sup>13</sup> Die Regressionsergebnisse für die entsprechenden Niveauansätze finden sich bei Belke und Fehn (2001). Der Einfluss von Wagniskapital erweist sich dabei als noch signifikanter.

### **3. Sind die Ergebnisse der gepoolten Analyse robust?**

Um eine Verzerrung unserer Schätzergebnisse durch die Vernachlässigung dritter erklärender Variablen zu vermeiden, führen wir verschiedene Tests auf Robustheit unserer Schätzergebnisse durch. Zu beachten ist dabei, dass unsere in Tab. 3a und 3b dargestellten Spezifikationen schon einen impliziten Robustheitstest enthielten, da das reale BIP in dem Satz an erklärenden Variablen enthalten war.

#### **3.1 Berücksichtigung länderspezifischer struktureller Arbeitslosigkeit**

Als erstes geben wir die Annahme gemeinsamer Koeffizienten auf und schätzen die Spezifikationen aus den Tabellen 3a und 3b erneut unter der Annahme zwischen OECD-Ländern potenziell differierender Konstanter erneut („fixed effects“-Schätzung). Die Tabellen 4a und 4b stellen die resultierenden Regressionsergebnisse dar. Wiederum stellen wir hier nur die Ergebnisse für die ersten Differenzen dar.<sup>14</sup>

##### **Tabelle 4a und 4b**

Stellt man auf Änderungen der Arbeitslosenrate ab, so sind nun 9 statt 4 signifikanter Zugänge für Wagniskapital-Variablen mit dem korrekten Vorzeichen zu verzeichnen (Tabelle 4a versus 3a). Gleichzeitig steigt der Betrag der geschätzten Koeffizienten für das Wagniskapital etwas an. Genau umgekehrte Entwicklungen ergeben sich für die Effekte auf Änderungen der Beschäftigung (Tabelle 4b versus 3b). Im Durchschnitt erscheint die VC-Variable signifikanter als die INVEARLY-Variable.

#### **3.2 Berücksichtigung weiterer institutioneller Variablen**

Wie Blanchard und Wolfers (1999) sowie Nickell (1997) berücksichtigen wir nun zusätzlich institutionelle Variablen aus Tabelle 2 als zweiten Robustheitstest. Interessant ist zusätzlich, ob der Einfluss der traditionellen Maße für Sklerose auf Arbeitsmärkten durch die Verfügbarkeit von Wagniskapital verändert wird. Die folgenden Tabellen 5 und 6 fassen die Schätzergebnisse auf der Grundlage empirischer Modelle zusammen, welche um Institutionenvariablen aus Tab. 2 angereichert wurden. Die im folgenden tabellierten, von uns präferierten Spezifikationen resultieren aus einem sogenannten „general to specific“-Selektionsverfahren der erklärenden Variablen bis eine möglichst sparsame Anpassung an den

---

<sup>14</sup> Die Ergebnisse der Niveauschätzungen finden sich bei Belke und Fehn (2001), Tabelle 5. Der Einfluss von Wagniskapital erweist sich dabei wiederum als etwas signifikanter als bei den Schätzungen in Differenzen.

datengenerierenden Prozess erreicht wird. Die Tabellen beinhalten den Koeffizientenschätzer der jeweils gewählten Risikokapital-Variable mit dem dazugehörigen empirischen t-Wert als Selektionskriterium, der Kontrollvariable für den Konjunkturzyklus und (einiger) institutioneller Variablen aus Tabelle 1. Die üblichen Maße der Anpassungsgüte der Gleichungen für jede der Robustheitstest-Spezifikationen werden ebenfalls angegeben.<sup>15</sup>

Wir beginnen mit einer Darstellung der Schätzergebnisse für das Niveau der Arbeitslosenrate (Tabelle 5). Wir betonen hier ausnahmsweise Schätzungen für das Niveau der Arbeitslosigkeit, da dies die politisch relevanteste Spezifikation darstellt und trotz der hiermit verbundenen zeitreihenanalytischen Mängel auch von Wasmer und Weil (2000) verwendet wird. Wir verwenden diese Spezifikation deshalb später auch für Simulationen. Bei Abwesenheit jeglicher Wagniskapital-Variable (Tabelle 5a), stellen sich die Bezugsdauer von Leistungen der Arbeitslosenversicherung, der „employer coordination index“, der „employment protection index“, der Steuerkeil, und die Gewerkschaftsdichte (als institutionelle Arbeitsmarktvariablen) sowie die Variablen für die Aktionärsrechte und die Gläubigerrechte als in den meisten Fällen auf dem 1%-Niveau signifikant heraus. Darüber hinaus entspricht auch das Vorzeichen mit Ausnahme des Indikators der Aktionärsrechte den Erwartungen. Sobald Investitionen in Wagniskapital zusätzlich implementiert werden (Tabellen 5b und 5c), tritt dieses empirische Muster sogar noch deutlicher hervor. Sogar der „Steuerkeil“ ist nun auf dem 1%-Niveau mit dem erwarteten Vorzeichen signifikant. Interessant ist, dass die Ausgaben für die aktive Arbeitsmarktpolitik und die Lohneratzrate (obwohl wir drei Varianten der letzteren testen) über alle in den Tabellen 5a bis 5c dargestellten Spezifikationen hinweg insignifikant sind.<sup>16</sup> Besonders wichtig für unser Untersuchungsziel: die Risikokapital-Variablen bleiben hochsignifikant.<sup>17</sup>

## **Tabelle 5**

In Tabelle 6 folgen die Schätzergebnisse in ersten Differenzen für die Beschäftigung. Wir schätzen erneut ein Modell ohne jegliche Risikokapitalvariable (Spezifikation a), ein zweites Modell mit der signifikantesten „early stage“-Risikokapitalvariable (Spezifikation b), und schließlich ein Modell unter Einschluss der Risikokapitalinvestitionen insgesamt, welche die höchste Signifikanz aufweisen (Spezifikation c). Es stellt sich erneut eine bestimmte Auswahl

---

<sup>15</sup> Der konstante Term oder die Koeffizienten der Institutionen-Variablen bestimmen das Niveau der gleichgewichtigen Arbeitslosigkeit (Beschäftigung).

<sup>16</sup> Tatsächlich erweist sich die aktive Arbeitsmarktpolitik über alle Spezifikationen hinweg als insignifikant.

<sup>17</sup> Schätzergebnisse für die *Änderungen der Arbeitslosenrate* (Tabellen 9a to 9c) finden sich bei Belke und Fehn (2001), Tabelle 9. Die Wagniskapital-Variable VC stellt sich dabei im Gegensatz zu dem weniger umfassenden Maß INVEARLY als signifikant auf dem 5%-Signifikanzniveau heraus.

von zusätzlichen institutionellen Variablen nach einer „general to specific“-Selektionsprozedur als signifikant heraus. Wird keine Wagniskapital-Variable implementiert (Tabelle 6a), sind beide „Blanchard und Wolfers replacement rates“, die Bezugsdauer von Leistungen der Arbeitslosenversicherung, der „union coverage index“, der „employer coordination index“, der „Blanchard und Wolfers employment protection index“, der „product market regulation index“ und die Variablen Aktionärs- sowie Gläubigerrechte in den meisten Fällen auf einem Niveau von 1 % signifikant. Die jeweiligen Koeffizientenschätzer weisen mit der Ausnahme der „replacement rate“, des „employer coordination index“ und des „goods-market regulation indicator“ das erwartete Voreichen auf. Falls die Investitionen in Risikokapital hinzugefügt werden (Tabellen 6b und 6c), bleiben die Resultate so deutlich wie vorher. Falls das umfassende Wagniskapital-Maß VC implementiert wird (Tabelle 6c), wird auch der Steuerkeil auf dem 10%-Niveau bei richtigem Vorzeichen signifikant. Alles in allem, stellt sich in der Mehrzahl der von uns betrachteten Modelle heraus, dass wie auch schon in den grundlegenden Spezifikationen die Wagniskapitalvariablen hoch signifikant sind. Es ergibt sich für die OECD-Ländern also eine erhebliche empirische Evidenz dafür, dass Risikokapitalinvestitionen sich positiv auf die Arbeitsmarktpformance auswirken.

## **Tabelle 6**

Auch sind unsere Schätzresultate für einige kontrovers diskutierte Arbeitsmarktvariablen erwähnenswert. Erstens erweist sich die aktive Arbeitsmarktpolitik als insignifikant. Somit lassen unsere empirischen Ergebnisse den Schluss zu, dass die Ausgaben für die aktive Arbeitsmarktpolitik keinen nennenswerten Beitrag zur Bekämpfung der Arbeitslosigkeit leistet. Zweitens erhöht der Kündigungsschutz über alle Spezifikationen hinweg die Arbeitslosigkeit und beeinträchtigt das Beschäftigungswachstum. Drittens wird häufig argumentiert, dass Koordination und die Zentralisierung von Lohnverhandlungen der Arbeitsmarktpformance förderlich ist, insofern um die Stärke der Gewerkschaften („union strength“) kontrolliert wird. Unsere Ergebnisse sind diesbezüglich nicht eindeutig. Die Variablen für die Koordination der Lohnverhandlungen üben im Falle ihrer Signifikanz einen negativen Effekt sowohl auf die Arbeitslosigkeit als auch auf die Beschäftigung aus. Eine Koordinierung der Lohnverhandlungen ist somit nicht notwendigerweise förderlich, um eine höhere Beschäftigung zu erreichen. Sie könnte aber andererseits in der Vergangenheit dazu beigetragen haben, die offiziell ausgewiesenen Arbeitslosenraten niedrig zu halten.<sup>18</sup>

---

<sup>18</sup> Wir führen zusätzliche Robustheitstests durch, indem wir die Gruppe von Ländern im Sample variieren. Lässt man beispielsweise wie Wasmer und Weil (2000) Japan, Australien, Neuseeland und Deutschland aus, bleiben

### 3.3 Dynamische Arbeitsmarkteffekte

Um die positiven Arbeitsmarkteffekte von Risikokapital genauer quantifizieren zu können, kann man auf der Grundlage der ermittelten Koeffizientenschätzer den kurz- und den langfristigen Einfluss eines *permanenten positiven einmaligen Schocks in Höhe einer Standardabweichung* unserer beiden Wagniskapital-Variablen auf OECD-Arbeitsmärkte berechnen.<sup>19</sup> Stellen wir etwa auf die Realisation unserer Wagniskapital-Zeitreihe im Jahr 1999 ab, dann impliziert ein derartiger Schock für Deutschland einen Anstieg von „seed“, „startup“ und „expansion investment“ um 0,46 Promille des BIP und eine Erhöhung des „seed“ und „startup investment“ um immerhin noch 0,17 Promille des BIP. Tabelle 7 zeigt auf der Grundlage unserer Panelschätzungen, dass ein solcher Anstieg der Wagniskapital-Investitionen die Arbeitslosenrate in der kurzen Frist um 0,14 Prozentpunkte und in der langen Frist um 1,13 Prozentpunkte reduziert. Die Spalten 2 und 3 geben auf analoge Weise den langfristig positiven Effekt auf die Höhe der Beschäftigung an.<sup>20</sup>

Es bleibt herauszustellen, dass man beispielsweise für Deutschland ein deutliches Ergebnis erhält, wenn man die Elastizitäten in Tab. 7 mit den tatsächlichen Investitionen in Wagniskapital verknüpft. Für Deutschland betrugen diese im Durchschnitt von 1986 bis 1999 bei stark positivem Trendwachstum 0,37 Promille des BIP und im Jahre 1997 beispielsweise 0,46 Promille des BIP. Eine *Verdoppelung des Risikokapitals* im Jahr 1997, also eine Erhöhung um 0,46 Promill des BIP, hätte folglich gemäß unseren Schätzungen die Arbeitslosigkeit langfristig um *etwas mehr als einen Prozentpunkt* gesenkt. Für ein gegebenes Arbeitsangebot impliziert dies eine Schaffung von etwas 380.000 neuen Arbeitsplätzen.<sup>21</sup>

---

die Resultate bezüglich des weiteren Maßes VC unverändert. Diejenigen für INVEARLY werden hingegen ein wenig schwächer. Wir interpretieren dies als Evidenz dafür, dass Länder wie Deutschland und Japan (in denen sich die Unternehmensfinanzierung erst seit kurzem von einer ausgeprägten Bankfinanzierung entfernt und Australien und Neuseeland (mit ihren eher angelsächsisch geprägten institutionellen Strukturen der Kapitalmärkte) die Resultate für das gesamte Sample nicht unerheblich beeinflussen.

<sup>19</sup> Der langfristige Gleichgewichts-Effekt wird berechnet, indem der kurzfristige Wirkungskoeffizient durch den Term „Eins minus die Koeffizienten der verzögerten endogenen Variablen“ geteilt wird.

<sup>20</sup> Unterschiedliche Vorzeichen der Koeffizientenschätze für Arbeitslosigkeit und Beschäftigung legen nahe, dass das effektive Arbeitsangebot selber kurzfristig ansteigt, wenn die Verfügbarkeit von Wagniskapital zunimmt, d.h. in Zeiten eines Risikokapital-Booms potenzielle Arbeitnehmer aus der stillen Reserve attrahiert werden. Vgl. ausführlich Belke und Fehn (2001).

<sup>21</sup> Gegen die Ergebnisse lässt sich möglicherweise einwenden, dass es sich wegen der Betonung von ersten Differenzen der Arbeitsmarkt- und der Wagniskapitalvariablen bei gleichzeitiger Verwendung von Niveauwerten der institutionellen Kapital- und Arbeitsmarktvariablen um einen inkonsistenten Ansatz handelt. Zeitreihen institutioneller Arbeitsmarktvariablen mit hinreichender Variation zu finden, stellt aber gegenwärtig noch ein großes Problem dar. Dies wäre aus zeitreihenanalytischer Sicht aber notwendig, um bei konsistent in Differenzen spezifizierten Ansätzen nicht Vektoren, die aus lauter Nullen bestehen, verwenden zu müssen.



**Tabelle 7: Dynamische Arbeitsmarkteffekte von Investitionen in Wagniskapital**

<i>Spezifikation</i>	<i>VC, abhängige Variable: Niveau der Arbeitslosenrate</i>	<i>INVEARLY, abhängige Variable: Änderung der Beschäftigung</i>	<i>VC, abhängige Variable: Änderung der Beschäftigung</i>
a) Kurzfristiger Einfluss-Effekt	-0,26	0,90	0,74
b) Langfristiger Gleichgewichtseffekt	-2,17	0,83	0,68
c) Std. abw. der Wagniskapital-Variable	0,52	0,20	0,52
d) Einfluss-Effekt eines Schocks (eine Std.abw.) = a) multipliziert mit c)	-0,14	0,18	0,38
e) Gleichgewichtseffekt eines Schocks in Höhe einer Stand. abw.= b) mal c)	-1,13	0,17	0,35

Derartige dynamische Panel-Modelle weisen aber das Problem auf, dass der Fehlerterm (und hier besonders die sogenannten länderspezifischen Effekte) und die verzögerte endogene Variable korreliert sind. Dies impliziert, dass OLS und das allgemeine Kleinste-Quadrate-Verfahren (GLS) verzerrt sind. Dies spricht dafür, die Robustheit der Ergebnisse mit Hilfe eines alternativen Schätzverfahrens zu überprüfen. In einer Folgestudie tragen wir dem Rechnung und verwenden ein durchgehend in ersten Differenzen formuliertes Modell.<sup>22</sup>

### 3.4 Die Schätzergebnisse im Rahmen eines dynamischen Panel-Modells

Zunächst sind erneut einige Anmerkungen zum empirischen Modell und zur Schätzprozedur notwendig. Das dynamische Modell wurde von Belke, Fehn und Foster (2002) auf der Grundlage des bereits zuvor verwendeten und oben schon genauer beschriebenen Panels von 20 OECD-Ländern (1986 bis 1999) für die Periode 1987 bis 1999 geschätzt. Da jeweils eine endogene verzögerte Ausprägung der abhängigen Arbeitsmarktvariable mitgeschätzt wird, entfällt bei den Schätzungen das Jahr 1986. Das geschätzte Basismodell lautet wie folgt:

$$y_{it} = \alpha VC_{it} + \beta GDP_{it} + \delta_j X_{jit} + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

wobei  $y_{it}$  die abhängige makroökonomische Arbeitsmarktvariable für das OECD-Land  $i$  in Periode  $t$  (Arbeitslosenrate oder Index der gesamtwirtschaftlichen Beschäftigung),  $VC_{it}$  eines unser Maße für die Investitionen in Wagniskapital in Land  $i$  in Periode  $t$ ,  $GDP$  das Niveau des realen BIP für das Land  $i$  in Periode  $t$ , als eine zyklische Kontrollvariable in Analogie zu Wasmer und Weil (2000) und  $X_{jit}$  einen Vektor mit  $j$  zusätzlichen institutionellen Kontrollvariablen darstellt.

<sup>22</sup> Vgl. Belke, Fehn und Foster (2002).

Das vorstehende Ausgangsmodell ist statischer Natur. Gerade bei einer Anwendung auf Arbeitsmarktvariablen liegt der Verdacht nahe, dass ein solches Modell dynamisch fehlspezifiziert ist. Wir formulieren deshalb folgende Schätzgleichung:

$$y_{it} = \mathcal{Y}_{t-1} + \alpha VC_{it} + \beta GDP_{it} + \delta_j X_{jit} + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

wobei die  $y_{t-1}$  Verzögerungen der abhängigen Variable darstellen. Diese Spezifikation bietet den Vorteil, dass sowohl Beschäftigung als auch Arbeitslosigkeit in einem dynamischen Kontext modelliert und entsprechend der Einfluss von Wagniskapital in eine kurz- und eine langfristige Komponente aufgeteilt werden kann.

Eine bewährte Methode, den individuellen länderspezifischen Effekt und somit auch die Korrelation zwischen verzögerter Endogener und dem Störterm zu beseitigen, besteht darin, Gleichung (5) in ersten Differenzen zu formulieren. Jedoch sind nun der transformierte Störterm und die differenzierte abhängige Variable  $\Delta y_{it}$ , korreliert.<sup>23</sup> Eine Lösung dieses Problems besteht in der Nutzung der Instrumentvariablen (IV)-Technik.<sup>24</sup> Wir verwenden für unsere Untersuchungen eine von Arellano und Bond (1991) vorgeschlagene Erweiterung von Anderson und Hsiao (1981) unter Verwendung der sogenannten „General Method of Moments (GMM)“-Prozedur, um die Verwendung weiterer verzögerter Wagniskapitalvariablen als Instrumente zu ermöglichen. Zu den technischen Einzelheiten nur soviel: der Vorteil dieser Prozedur besteht darin, dass bei der Konstruktion geeigneter Instrumente sowohl Informationen über den Querschnitt als auch über die Zeitreihenelemente der Daten verwendet werden.<sup>25</sup> Da hierfür jedoch die Abwesenheit von Autokorrelation zweiter Ordnung der Residuen in der dynamischen Spezifikation Voraussetzung ist, werden Tests dieser Voraussetzung ebenfalls in den Ergebnistabellen angeführt. Ob die verwendeten Instrumente statistisch geeignet sind, testen wir mit Hilfe des Sargan Tests<sup>26</sup>, wobei die Exogenität des Satzes an Instrumenten die Nullhypothese darstellt. Ein kleiner Wert der Testgröße verweist somit auf korrekte Spezifikation.

Wir betrachten für das statische und das dynamische Modell ähnliche Spezifikationen. Die endgültigen Spezifikationen der Schätzgleichungen lauten:

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta VC_{it} + \beta \Delta GDP_{it} + \delta_j X_{jit} + \Delta \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

<sup>23</sup> Vgl. Nickell (1981).

<sup>24</sup> Vgl. Anderson und Hsiao (1981), Arellano (1989) und Ahn und Schmidt (1995).

<sup>25</sup> Auf eine exakte zeitreihenanalytisch motivierte Begründung dieser Prozeduren sei an dieser Stelle aus Platzgründen verzichtet. Sie findet sich jedoch bei Belke, Fehn und Foster (2002).

<sup>26</sup> Vgl. Sargan (1958).

und

$$\Delta y_{it} = \gamma_{t-1} + \alpha \Delta VC_{it} + \beta \Delta GDP_{it} + \delta_j X_{jit} + \Delta \varepsilon_{it}, \quad (7)$$

wobei sich  $\Delta$  auf die ersten Differenzen der jeweiligen wie vorher definierten Variablen bezieht. Es gibt gute Gründe für die Annahme, dass die Wagniskapital-Variablen *endogen* sind. Diese Aussage bezieht sich natürlich nicht nur auf die Arbeitsmarktvariablen, sondern auch auf die andere unabhängige Variable, unsere Kontrollvariable reales BIP. Daher könnte man im Fall eines signifikanten Koeffizientenschätzers für Wagniskapital argumentieren, dass die Nachfrage nach Finanzierungsmitteln ausgeprägt war und dass das Angebot an Wagniskapital in den Ländern besonders stimuliert wurde, die besonders innovativ und zur Schaffung zusätzlicher Arbeitsplätze in der Lage waren (starkes Beschäftigungswachstum) und wo gleichzeitig die makroökonomischen Rahmenbedingungen gestimmt haben, weil beispielsweise die makroökonomische Politik unterstützend gewirkt hat. In diesem Fall könnten sowohl die Beschäftigung als auch das Wagniskapitalaufkommen gleichzeitig von einer dritten Größe getrieben werden. Die Koeffizientenschätzer für Wagniskapital könnten unter diesen Umständen verzerrt sein. Um eine umgekehrte Kausalität auszuschließen, instrumentieren wir die Wagniskapitalvariablen mit Hilfe einer Variable, die mit den aktuellen Ausprägungen der Wagniskapital-Variablen gering, aber mit den zu erklärenden Arbeitsmarktvariablen hoch korreliert sind, nämlich den um zwei Jahre verzögerten Werten der Variablen. Wie zuvor schon in den Kapiteln 2 und 3, werden auch hier zusätzliche institutionelle Arbeitsmarkt- und Kapitalmarkt-Variablen in das Modell implementiert.

Wir schätzen die Modelle mit dem Software-Paket „Dynamic Panel Data 98 for GAUSS“.<sup>27</sup> Die folgenden Tabellen 8 und 9 stellen die auf den Gleichungen (6) und (7) basierenden Schätzergebnisse mit der Änderung der Beschäftigung als abhängiger Variable dar.<sup>28</sup> Die Tabellen stellen die Koeffizientenschätzer mit den heteroskedastiekonsistenten t-Werten in Klammern dar. Alle Modelle werden mit „robust standard errors“ geschätzt. Die Kennzeichnung \*\*\*, \*\*, \* bezeichnet wie schon zuvor in diesem Artikel Signifikanz auf dem 1, 5 und 10 Prozent-Niveau.

## Tabellen 8 und 9

---

<sup>27</sup> Details finden sich bei Arellano und Bond (1998).

<sup>28</sup> Für die Änderung der Arbeitslosenrate fallen die Ergebnisse vor allem für INVEARLY weniger signifikant aus, wobei aber in der Regel der geschätzte Koeffizient das erwartete Vorzeichen aufweist; siehe Belke, Fehn und Foster (2002).

Die dynamischen Modelle erscheinen gemessen am Sargan-Test und dem Test auf serielle Korrelation zweiter Ordnung korrekt spezifiziert. Darüber hinaus ist der Koeffizientenschätzer der Änderung des BIP signifikant negativ, wenn die Änderung der Arbeitslosigkeit die abhängige Variable darstellt, und signifikant positiv im Fall der Beschäftigung als Abhängiger. Beides entspricht den Erwartungen. Obwohl die institutionellen Variablen vor allem wegen ihrer geringen Varianz im Zeitablauf weniger signifikant ausfallen als in unserem ersten Schätzansatz, sind nach wie vor mehrere dieser Variablen signifikant. Entscheidend ist aber, dass das Wachstum der Risikokapitalinvestitionen in beiden Abgrenzungen und in fast allen Spezifikationen einen signifikant positiven Einfluss auf das Beschäftigungswachstum ausübt. Somit werden die empirischen Ergebnisse des vorangegangenen Abschnitts weitestgehend auch durch dieses aufwendigere Schätzverfahren bestätigt.

Die in den Tabellen 8 und 9 dargestellten Ergebnisse deuten an, dass der positive Einfluss des Volumens an Risikokapitalinvestitionen auf die Arbeitsmarktpformance eher dynamischer als statischer Natur ist. Die Ursache könnte eine im Rahmen unserer ersten Studie empirisch nicht durchgehend identifizierbare „time to build“-Periode sein. Es dauert möglicherweise, bis Investitionen in Wagniskapital ihre volle positive Wirkung auf die Beschäftigung entfaltet haben.<sup>29</sup> Falls dem so ist, wird der volle Arbeitsmarkteffekt des in den 90er Jahren in vielen Ländern zu beobachtenden Wagniskapital-Booms erst mit einiger Verzögerung während der ersten Dekade des neuen Jahrtausends realisiert werden.

## **D. Schlussbemerkungen**

Der Beitrag hat gezeigt, dass das Volumen an Risikokapitalinvestitionen empirisch einen hohen Erklärungsgehalt für die Beschäftigungsentwicklung im internationalen Vergleich aufweist. Die Funktionsfähigkeit und das Wachstum des Risikokapitalmarktes hängen aber eng mit dem gesetzlichen Schutz von externen Eigenkapitalgebern zusammen. Ein umfangreicher gesetzlicher Schutz von Eigenkapitalgebern vor ex post Ausbeutung durch das Management verbessert die Möglichkeiten, eine erfolgreiche Unternehmensgründung nach einer gewissen Zeit über einen IPO an die Börse zu bringen, weil die Zahlungsbereitschaft

---

<sup>29</sup> Vgl. Kortum und Lerner (1998).

potenzieller Anteilseigner steigt. Ein funktionierender Markt für IPOs ist aber wiederum empirisch eine zentrale Determinante für das Wachstum des Risikokapitalmarktes.<sup>30</sup>

Ein flexiblerer Arbeitsmarkt mit einer hohen Fluktuation erhöht ebenfalls das Wachstum des Risikokapitalmarktes, so daß sich eine positive Wechselwirkung auf die Beschäftigungsentwicklung ergibt. Aufgrund dieser komplementären Beziehung haben strukturelle Arbeitsmarktreformen neben den direkten auch indirekte positive Beschäftigungseffekte über den Kapitalmarkt zur Folge, welche die Beschäftigungs- und längerfristig auch die Einkommenserzielungschancen der Arbeitnehmer verbessern.

Eine weitere zentrale Determinante des Wachstums des Risikokapitalmarktes ist die Existenz und Größe von Pensionsfonds, welche einen Teil der ihnen für die Alterssicherung zur Verfügung gestellten Mittel in Risikokapitalgesellschaften investieren dürfen. Es besteht also ein Zusammenhang zwischen der Beschäftigungsproblematik und der ebenfalls in Kontinentaleuropa intensiv diskutierten wirtschaftspolitischen Frage, ob und wie man zu einem stärker kapitalfundierte Alterssicherungssystem übergehen sollte. Die hier gewonnenen Erkenntnisse liefern ein weiteres wichtiges Argument dafür, warum es aus allokativer Sicht sinnvoll ist, das Alterssicherungssystem stärker als Kapitaldeckungsverfahren auszugestalten und damit einhergehend, echte Pensionsfonds nach angelsächsischem Muster zuzulassen. Die späteren Leistungen dieser Pensionsfonds müssen allein von der Höhe der Beiträge und von der mit den Beiträgen erzielten Rendite abhängen („defined contribution“). Außerdem muss es ihnen analog etwa zu der rechtlichen Situation in den USA erlaubt sein, einen Teil des von ihnen verwalteten Vermögens in Risikokapitalgesellschaften anzulegen. Eine solche institutionelle Reform würde nicht nur das Wachstum des Risikokapitalmarktes beflügeln, sondern auch die bisherige Dominanz der Großbanken auf dem Risikokapitalmarkt hierzulande abmildern. Diese vorherrschende Stellung der Großbanken ist aufgrund von erheblichen Interessenkonflikten problematisch und die empirische Evidenz spricht auch nicht gerade dafür, daß sich Banken als Anteilseigner positiv auf die Unternehmensperformance auswirken.<sup>31</sup>

Allerdings stellt sich natürlich auch die Frage, wie sich die politökonomischen Anreizstrukturen voraussichtlich in Zukunft entwickeln werden und ob von daher durchgreifende strukturelle Veränderungen tatsächlich zu erwarten sind. Es gibt derzeit zumindest vier wichtige Kanäle, welche verstärkten Reformdruck induzieren. Dies ist erstens

---

<sup>30</sup> Vgl. Jeng und Wells (2000) und Black und Gilson (1998).

<sup>31</sup> Vgl. Wenger und Kaserer (1998).

die Globalisierung der Kapitalmärkte, welche dem Produktionsfaktor Kapital in zunehmendem Umfang eine „exit option“ zur Verfügung stellt, und welche daher die Opportunitätskosten ineffizienter institutioneller Rahmenbedingungen ansteigen lässt, welche systematisch die Insider auf allen Märkten begünstigen. Zweitens hat der rasch voranschreitende technologische Wandel die Folge, dass flexiblere Strukturen auf allen Märkten an Bedeutung gewinnen. Drittens ist damit zu rechnen, daß eine stärkere Gewinn- und Kapitalbeteiligung von Teilen der Arbeitnehmer, wie sie vor allem jüngeren und kleineren Unternehmungen immer häufiger zu beobachten ist, die politische Unterstützung für korporatistische institutionelle Rahmenbedingungen auf Arbeits- und Kapitalmärkten schwinden lässt. Viertens wächst der vor allem demographisch und arbeitsmarktbedingte Druck auf die kontinentaleuropäischen Länder, ihre umlagefinanzierten Alterssicherungssysteme in Richtung einer stärkeren Kapitaldeckung zu reformieren. Dadurch steigt aber ebenfalls das Interesse jedes einzelnen Arbeitnehmers an stärker renditeorientierten Strukturen auf dem Kapitalmarkt, so daß erneut die politökonomische Stabilität des korporatistischen Gleichgewichts rigider Märkte unterhöhlt wird.

Insgesamt kann festgehalten werden, dass die korporatistischen institutionellen Rahmenbedingungen auf dem Arbeits- und Kapitalmarkt in Kontinentaleuropa wachsendem Veränderungsdruck ausgesetzt sind. Insbesondere während der letzten Jahre haben etliche kontinentaleuropäische Länder bereits substantielle institutionelle Reformen auf den Kapitalmärkten begonnen, während die Arbeitsmärkte ein weitaus größeres Beharrungsvermögen aufweisen. Es wird aber mit dem derzeitigen institutionellen Arrangement, welches Renditegesichtspunkte weitgehend ausblendet, kaum möglich sein, sich auch hierzulande die Innovations- und Wachstumschancen in vollem Umfang zu erschließen, die aus voll entwickelten Risikokapitalmärkten und dem strukturellen Wandel resultieren. Der Systemwechsel hin zu einem flexibleren Arbeits- und wettbewerblicher organisierten Kapitalmarkt ist sicherlich schmerzhaft. Dies ist insbesondere deshalb der Fall, weil damit typischerweise größere individuelle Einkommensschwankungen im Zeitablauf und ausgeprägtere interpersonelle Einkommensdifferenzierungen einhergehen. Das Konzept des Korporatismus stellte ja gerade darauf ab, in dieser Hinsicht die Marktergebnisse zu korrigieren. Allerdings sprechen die präsentierten Ergebnisse dafür, daß die sich dadurch ergebenden Wachstums- und Beschäftigungschancen diesen Verlust mehr als aufwiegen.

## Literatur

- Acemoglu, D. (2001), Credit Market Imperfections and Persistent Unemployment, *European Economic Review* 45 (4/6): 665-679.
- Ahn, S.C. und P. Schmidt (1995), Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data, *Journal of Econometrics* 68: 5-27.
- Aizenman, J. und A. Powell (1997), Volatility and Financial Intermediation, NBER Working Paper 6320.
- Anderson, T.W. und C. Hsiao (1981), Estimation of Dynamic Models with Error Components, *Journal of the American Statistical Association* 76: 598-606.
- Arellano, M. (1989), A Note on the Anderson-Hsiao Estimator for Panel Data, *Economics Letters*, Vol. 31: 337-341.
- Arellano, M. und S. Bond (1991), Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies* 58: 277-297.
- Arellano, M. und S. Bond (1998), Dynamic Panel Data Estimation Using DPD98 for GAUSS: A Guide for Users, Working Paper of the Institute for Fiscal Studies No. 88/15, London.
- Asian Venture Capital Journal (2000), The Guide to Venture Capital in Asia – The Asian Venture Capital and Private Equity Source Book, 11<sup>th</sup> ed.
- Baygan, G. und M. Freudenberg (2000), Venture Capital: Supply vs. Demand Issues, Directorate for Science, Technology and Industry, Industry Committee, OECD, Paris.
- Belke, A., und R. Fehn (2001), Institutions and Structural Unemployment: Do Capital Market Imperfections Matter? CESifo Working Paper No. 504, Munich.
- Belke, A., Fehn, R. und N. Foster (2002), Venture Capital Investment and Labor Market Performance: A Panel Data Analysis, CESifo Working Paper No. 652(4), Munich.
- Black, B., und R. Gilson (1998), Venture Capital and the Structure of Capital Markets: Banks versus Stock Markets, *Journal of Financial Economics*, Vol. 47: 243-277.
- Blanchard, O. (1997), The Medium Run. *Brookings Papers on Economic Activity*: 89-158.
- Blanchard, O. und J. Wolfers (1999), The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence, NBER Working Paper 7282, Cambridge, M.A.
- Bottazzi, L. und M. Da Rin (2001), Venture Capital in Europe: Euro.nm and the Financing of European Innovative Firms. Paper Presented at the 33<sup>rd</sup> Economic Policy Meeting, Stockholm, April 6-7, 2001.
- Caballero, R. und L. Hammour (1999), The Cost of Recessions Revisited: A Reverse-Liquidationist View, NBER Working Paper 7355, Cambridge, M.A.
- Cleveland, W.S. (1993), *Visualizing Data*, Hobart Press.
- Edwards, S. und K. Fischer (1994), *Banks, Finance, and Investment in Germany*, Cambridge.
- European Commission (1998), *Risk Capital: A Key to Job Creation in the European Union*, Bruxelles.
- European Venture Capital Association (2000), *European Venture Capital Yearbook Pan-European Private Equity and Venture Capital Statistics*.
- Fehn, R. (1997), *Der strukturell bedingte Anstieg der Arbeitslosigkeit in Europa: Ursachen und Lösungsansätze*, Baden-Baden.
- Fehn, R. (2002), *Schöpferische Zerstörung und struktureller Wandel – Wie beeinflussen Kapitalbildung und Kapitalmarktunvollkommenheiten die Beschäftigungsentwicklung?* Baden-Baden (erscheint demnächst).
- Gompers, P. und J. Lerner (2001), The Venture Capital Revolution, *Journal of Economic Perspectives* 15 (2): 145-168.
- Greene, W.H. (2000), *Econometric Analysis*, 4<sup>th</sup> ed., New Jersey.

- Hellmann, T. und M. Puri (2000), The Interaction Between Product Market and Financing Strategy: The Role of Venture Capital, *Review of Financial Studies* 13 (4): 959-984.
- Jeng, L. und P. Wells (2000), The Determinants of Venture Capital Funding: Evidence across Countries. *Journal of Corporate Finance* 6 (3): 241-289.
- Kortum, S. und J. Lerner (1998), Does Venture Capital Spur Innovation? NBER Working Paper 6846, Cambridge, MA.
- La Porta, R. et al. (1998), Law and Finance, *Journal of Political Economy*, Vol. 106 (6): 1113-1155.
- La Porta, R. et al. (1999), Investor Protection and Corporate Valuation, NBER Working Paper 7403, Cambridge, MA.
- Layard, R. und S. Nickell (1997), Labour Market Institutions and Economic Performance. Centre for Economic Performance Discussion Paper Series, No. 23, London School of Economics, London.
- Lazear, E. (1990), Job Security Provisions and Employment, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105 (3): 699-726.
- Levin, A. und C. Lin (1992), Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties, University of California, San Diego, Department of Economics Discussion Paper 92-23, May.
- Lindbeck, A. und D. Snower (2000), Multitask Learning and the Reorganization of Work: From Tayloristic to Holistic Organization, *Journal of Labor Economics* 18 (3): 353-376.
- National Venture Capital Association, 2000. National Venture Capital Yearbook.
- Nickell, S. (1981), Biases in Dynamic Models with Fixed Effects, *Econometrica* 49: 1399-1416.
- Nickell, S. (1997), Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe versus North America, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11 (3): 55-74.
- Nicoletti, G., S. Scarpetta, und O. Boylaud (1999), Summary Indicators of Product Market Regulation with an Extension to Employment Protection Legislation, OECD Working Paper No. 226, Paris.
- Sargan, J.D. (1958), The Estimation of Economic Relationships Using Instrumental Variables. *Econometrica* 48: 879-897.
- Siebert, H. (1997), Labor Market Rigidities – At the Root of Unemployment in Europe, *Journal of Economic Perspectives* 11 (3): 37-54.
- Wasmer, E. und P. Weil (2000), The Macroeconomics of Labor and Credit Market Imperfections. IZA Discussion Paper 179, Bonn.
- Wenger, E. und C. Kaserer (1998), German Banks and Corporate Governance – A Critical Review, in: Hopt, J. u.a. (eds.), *Comparative Corporate Governance – The State of the Art and Emerging Research*, Oxford: 499-536.



**Tabelle 3: FGLS-Schätzer eines Modells in ersten Differenzen mit Heteroskedastizität und Autokorrelation  
(20 OECD-Länder, gemeinsame Koeffizienten)**

**a) Einfluss von Wagniskapital auf die Arbeitslosenrate (mit Zykluskontrolle)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>Instrument für die Änderung der Arbeitslosenrate (-1)</i>	-0,13 (-1,81)	-0,15 (-2,09)	-0,14 (-2,03)	-0,10 (-1,87)	-0,11 (-2,06)	-0,11 (-2,06)	-0,14 (-2,03)	-0,14 (-2,03)	-0,15 (-2,21)	-0,10 (-1,93)	-0,11 (-2,07)	-0,11 (-2,13)
<i>Reales BIP-Wachstum</i>	-0,27 (-10,73)	-0,26 (-10,74)	-0,26 (-10,29)	-0,24 (-10,24)	-0,24 (-10,04)	-0,24 (-9,82)	-0,26 (-10,98)	-0,27 (-10,90)	-0,26 (-10,87)	-0,24 (-10,07)	-0,24 (-10,16)	-0,24 (-9,84)
<i>Reales BIP-Wachstum (-1)</i>	/	/	/	-0,20 (-8,77)	-0,20 (-8,66)	-0,20 (-8,32)	/	/	/	-0,20 (-8,52)	-0,20 (-8,60)	-0,19 (-7,88)
<i>Änderung der early stage Investitionen in Wagniskapital</i>	-0,36 (-1,39)	/	<b>-0,46*</b> <b>(-1,72)</b>	-0,23 (-1,10)	/	-0,17 (-0,83)	/	/	/	/	/	/
<i>Änderung der early stage Investitionen in Wagniskapital (-1)</i>	/	-0,29 (-0,73)	-0,37 (-0,97)	/	-0,05 (-0,13)	-0,06 (-0,18)	/	/	/	/	/	/
<i>Änderung der Investitionen in Wagniskapital</i>	/	/	/	/	/	/	<b>-0,26***</b> <b>(-2,62)</b>	/	<b>-0,37***</b> <b>(-3,40)</b>	-0,07 (-0,89)	/	-0,09 (-1,03)
<i>Änderung der Investitionen in Wagniskapital (-1)</i>	/	/	/	/	/	/	/	-0,16 (-1,20)	<b>-0,30**</b> <b>(-2,35)</b>	/	-0,04 (-0,41)	-0,08 (-0,72)
<i>Konstante</i>	0,54 5,38)	0,55 (5,49)	0,57 (5,59)	0,94 (9,29)	0,93 (8,90)	0,95 (9,02)	0,55 (5,55)	0,56 (5,67)	0,60 (6,15)	0,92 (9,16)	0,93 (8,92)	0,94 (8,99)
<u><i>Gewichtete Statistiken</i></u>												
<i>R<sup>2</sup></i>	0,63	0,63	0,63	0,73	0,72	0,72	0,65	0,63	0,66	0,72	0,72	0,71
<i>F-Statistik</i>	58,30	57,10	46,27	74,38	69,05	58,72	63,40	57,23	51,85	72,51	68,72	57,29
<i>Durbin-Watson</i>	1,83	1,82	1,84	1,85	1,89	1,87	1,84	1,81	1,78	1,86	1,89	1,86
<i>Gesamte Panel-Beobachtungen</i>	174	172	169	173	171	168	174	172	169	173	171	168

Eine Dummy DUMGER (=0 von 1986 bis 1990, =1 von 1991 bis 1999) wird mitgeschätzt; gemeinsame Konstante wird angenommen. Der Term  $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$  wird durch die Änderung der um zwei Perioden verzögerten Arbeitslosenrate instrumentiert.

**b) Einfluss von Wagniskapital auf die Höhe der Beschäftigung (mit zyklischer Kontrolle)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>Instrument für die Änderung der Beschäftigung (-1)</i>	-0,14 (-2,23)	-0,16 (-2,67)	-0,13 (-2,10)	-0,12 (-2,72)	-0,12 (-2,64)	-0,12 (-2,63)	-0,14 (-2,33)	-0,16 (-2,76)	-0,14 (-2,44)	-0,13 (-2,79)	-0,12 (-2,64)	-0,12 (-2,54)
<i>Reales BIP-Wachstum</i>	0,34 (7,71)	0,38 (8,53)	0,34 (7,55)	0,38 (9,50)	0,40 (10,13)	0,39 (9,57)	0,34 (7,76)	0,40 (8,90)	0,34 (7,71)	0,38 (9,57)	0,39 (10,03)	0,38 (9,33)
<i>Reales BIP-Wachstum (-1)</i>	/	/	/	0,32 (8,30)	0,33 (8,44)	0,32 (7,96)	/	/	/	0,32 (8,22)	0,31 (8,10)	0,30 (7,32)
<i>Änderung der early stage Investitionen in Wagniskapital</i>	<b>0,93**</b> <b>(2,19)</b>	/	<b>0,94**</b> <b>(2,22)</b>	0,26 (0,77)	/	0,24 (0,69)	/	/	/	/	/	/
<i>Änderung der early stage Investitionen in Wagniskapital (-1)</i>	/	<b>1,31*</b> <b>(1,56)</b>	0,85 (1,10)	/	-0,14 (-0,20)	-0,28 (-0,38)	/	/	/	/	/	/
<i>Änderung der Investitionen in Wagniskapital</i>	/	/	/	/	/	/	<b>0,37**</b> <b>(2,16)</b>	/	<b>0,55***</b> <b>(3,05)</b>	0,07 (0,52)	/	0,19 (1,26)
<i>Änderung der Investitionen in Wagniskapital (-1)</i>	/	/	/	/	/	/	/	<b>0,73***</b> <b>(2,91)</b>	<b>0,86***</b> <b>(3,64)</b>	/	<b>0,37*</b> <b>(1,81)</b>	<b>0,47**</b> <b>(2,23)</b>
<i>Konstante</i>	17,98 (5,22)	14,55 (4,76)	18,53 (5,08)	11,04 (4,42)	10,78 (4,24)	11,32 (4,06)	17,09 (5,07)	14,76 (5,11)	19,56 (5,65)	10,90 (4,40)	11,37 (4,43)	12,37 (4,23)
<i><u>Gewichtete Statistiken</u></i>												
<i>R<sup>2</sup></i>	0,63	0,64	0,62	0,77	0,77	0,77	0,63	0,65	0,66	0,78	0,78	0,77
<i>F-Statistik</i>	50,26	51,15	40,31	85,15	83,89	70,42	49,99	54,06	46,84	86,33	84,77	71,29
<i>Durbin-Watson</i>	1,96	1,92	1,93	1,94	1,94	1,93	1,99	1,91	1,89	1,96	1,91	1,90
<i>Gesamte Panel-Beobachtungen</i>	183	181	178	182	180	177	183	181	178	182	180	177

Siehe Angaben zu Tab. 3a. Der Term  $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$  wird durch das um zwei und drei Perioden verzögerte Niveau der Beschäftigung instrumentiert.

**Tabelle 4: FGLS-Schätzungen eines in Differenzen formulierten Modells mit Heteroskedastizität und Autokorrelation  
(20 OECD-Länder, länderspezifische Konstante)**

**a) Einfluss von Wagniskapital auf die Höhe der Arbeitslosenrate (mit zyklischer Kontrolle)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>Instrument für die Änderung der Arbeitslosenrate (-1)</i>	-0,14 (-2,07)	-0,18 (-2,65)	-0,19 (-2,67)	-0,08 (-1,73)	-0,08 (-1,55)	-0,10 (-2,09)	-0,15 (-2,23)	-0,17 (-2,51)	-0,24 (-4,40)	-0,08 (-1,62)	-0,08 (-1,57)	-0,10 (-2,08)
<i>Reales BIP-Wachstum</i>	-0,30 (-10,62)	-0,28 (-10,23)	-0,24 (-8,66)	-0,30 (-12,40)	-0,30 (-12,27)	-0,27 (-11,26)	-0,29 (-10,55)	-0,29 (-10,77)	-0,18 (-9,19)	-0,30 (-12,17)	-0,30 (-12,49)	-0,28 (-11,51)
<i>Reales BIP-Wachstum (-1)</i>	/	/	/	-0,23 (-9,46)	-0,22 (-9,05)	-0,22 (-8,95)	/	/	/	-0,22 (-8,92)	-0,22 (-9,05)	-0,21 (-8,17)
<i>Änderung der early stage Investitionen in Wagniskapital</i>	<b>-0,45*</b> (-1,67)	/	<b>-0,72***</b> (-2,51)	<b>-0,62***</b> (-2,77)	/	<b>-0,90***</b> (-4,36)	/	/	/	/	/	/
<i>Änderung der early stage Investitionen in Wagniskapital (-1)</i>	/	-0,48 (-1,10)	<b>-0,62*</b> (-1,58)	/	-0,87 (-0,23)	-0,32 (-1,30)	/	/	/	/	/	/
<i>Änderung der Investitionen in Wagniskapital</i>	/	/	/	/	/	/	<b>-0,24**</b> (-2,31)	/	<b>-0,53***</b> (-4,90)	-0,08 (-0,97)	/	-0,13 (-1,35)
<i>Änderung der Investitionen in Wagniskapital (-1)</i>	/	/	/	/	/	/	/	-0,18 (-1,27)	<b>-0,34***</b> (-3,14)	/	-0,08 (-0,73)	-0,15 (-1,29)
<i>Gewichtete Statistiken</i>												
<i>R<sup>2</sup></i>	0,68	0,67	0,66	0,79	0,77	0,80	0,69	0,67	0,99	0,78	0,77	0,77
<i>F-Statistik</i>	78,91	75,61	54,80	111,31	98,10	91,23	82,97	76,30	37,99	101,36	98,01	77,84
<i>Durbin-Watson</i>	1,92	1,93	1,93	1,90	1,98	1,96	1,94	1,92	1,75	1,93	1,98	1,96
<i>Gesamte Panel-Beobachtungen</i>	174	172	169	173	171	168	174	172	169	173	171	168

Eine Dummy DUMGER (=0 für 1986-1990, =1 für 1991-1999) wird mitgeschätzt; länderspezifische Konstante wird angenommen („fixed effects“-Modell). Die Instrumente folgen derselben Spezifikation wie in Tabelle 3a.

**b) Einfluss von Wagniskapital auf die Höhe der Beschäftigung (mit zyklischer Kontrolle)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>Instrument für die Änderung der Beschäftigung (-1)</i>	0,02 (0,32)	0,02 (0,21)	0,02 (0,19)	0,08 (1,74)	0,09 (1,83)	0,10 (1,94)	0,03 (0,33)	0,01 (7,24)	0,02 (0,21)	0,09 (1,77)	0,09 (1,86)	0,09 (1,72)
<i>Reales BIP-Wachstum</i>	0,37 (7,61)	0,36 (7,39)	0,37 (7,33)	0,46 (11,33)	0,46 (11,41)	0,48 (11,20)	0,36 (7,50)	0,35 (2,57)	0,34 (6,88)	0,46 (11,36)	0,46 (11,49)	0,46 (11,19)
<i>Reales BIP-Wachstum (-1)</i>	/	/	/	0,39 (9,84)	0,42 (10,38)	0,41 (9,90)	/	/	/	0,39 (9,79)	0,40 (10,06)	0,38 (9,34)
<b>Änderung der early stage Investitionen in Wagniskapital</b>	0,30 (0,66)	/	0,29 (0,64)	-0,03 (-0,08)	/	-0,18 (-0,44)	/	/	/	/	/	/
<b>Änderung der early stage Investitionen in Wagniskapital (-1)</b>	/	0,76 (0,85)	0,76 (0,83)	/	-0,83 (-1,10)	-1,00 (-1,27)	/	/	/	/	/	/
<b>Änderung der Investitionen in Wagniskapital</b>	/	/	/	/	/	/	0,20 (1,06)	/	<b>0,45**</b> <b>(2,10)</b>	-0,03 (-0,17)	/	0,10 (0,55)
<b>Änderung der Investitionen in Wagniskapital (-1)</b>	/	/	/	/	/	/	/	<b>0,72***</b> <b>(2,57)</b>	<b>0,91***</b> <b>(3,32)</b>	/	<b>0,34*</b> <b>(1,63)</b>	<b>0,36*</b> <b>(1,64)</b>
<i>Gewichtete Statistiken</i>												
<i>R<sup>2</sup></i>	0,60	0,59	0,58	0,78	0,78	0,78	0,60	0,60	0,61	0,78	0,78	0,78
<i>F-Statistik</i>	78,78	74,58	53,54	145,45	138,54	109,61	78,45	79,43	58,75	58,75	142,45	140,22
<i>Durbin-Watson</i>	1,98	1,95	1,97	1,95	1,96	1,95	2,00	1,95	1,96	1,95	1,96	1,94
<i>Gesamte Panel-Beobachtungen</i>	183	181	178	182	180	177	183	181	178	178	182	180

Eine Dummy DUMGER (=0 für 1986-1990, =1 für 1991-1999) wird mitgeschätzt; länderspezifische Konstante angenommen („fixed effects“-Modell). Der Term  $(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})$  wird durch die um zwei Perioden verzögerte Änderung der Beschäftigung instrumentiert.

**Tabelle 5: FGLS Schätzungen eines gepoolten Modells für das Niveau der Arbeitslosenrate  
erweitert um institutionelle Indikatoren des Kapital-, Güter- und Arbeitsmarktes**

	<b>a) Ohne Wagniskapital-Variable</b>	<b>b) Mit INVEARLY (-1)</b>	<b>c) Mit VC (0)</b>
<i>Arbeitslosenrate (-1)</i>	1,38 (33,68)	1,36 (30,92)	1,34 (32,29)
<i>Arbeitslosenrate (-2)</i>	-0,49 (-11,82)	-0,47 (-10,63)	-0,46 (-11,17)
<i>Reales BIP-Wachstum</i>	-0,24 (-12,33)	-0,23 (-11,32)	-0,23 (-11,55)
<i>Dummy Germany</i>	0,14 (1,78)	0,22 (2,54)	0,29 (3,28)
<b><i>Early stage Investitionen in Wagniskapital (-1)</i></b>	/	<b>-0,60** (-2,28)</b>	/
<b><i>Investitionen in Wagniskapital (0)</i></b>	/	/	<b>-0,26*** (-3,63)</b>
<i>Benefit duration</i>	0,10 (3,26)	0,09 (3,14)	0,11 (3,79)
<i>Employer coordination index</i>	-0,27 (-3,45)	-0,31 (-3,7)	-0,33 (-4,11)
<i>Employment protection index</i>	0,04 (3,57)	0,03 (2,90)	0,03 (3,06)
<i>Tax wedge</i>	0,01 (2,28)	0,01 (2,62)	0,02 (3,68)
<i>Union density</i>	0,01 (3,26)	0,01 (3,37)	0,01 (2,96)
<i>Shareholder rights</i>	0,1 (2,78)	0,08 (2,30)	/
<i>Barriers to entrepreneurship</i>	/	/	-0,24 (-2,92)
<i>Creditor rights</i>	-0,17 (-3,87)	-0,19 (-4,08)	-0,24 (-5,15)
<i>Konstante</i>	0,38 (1,20)	0,41 (1,22)	1,03 (4,23)
<u><i>Gewichtete Statistiken</i></u>			
<i>R<sup>2</sup></i>	0,98	0,99	0,99
<i>F-Statistik</i>	1197,53	1122,65	1175,27
<i>Durbin-Watson</i>	1,85	1,86	1,85
<i>Gesamte Panel-Beobachtungen</i>	229	211	213

**Tabelle 6: FGLS-Schätzungen eines gepoolten Modells für die Änderung der Beschäftigung  
erweitert um institutionelle Indikatoren des Kapital-, Güter- und Arbeitsmarktes**

	a) Ohne Wagniskapital-Variable	b) Mit INVEARLY (0)	c) Mit VC (-1)
<i>Instr. für D (Beschäftigung (-1))</i>	-0,15 (-2,20)	-0,08 (-1,17)	-0,15 (-2,21)
<i>Reales BIP-Wachstum</i>	0,50 (10,71)	0,33 (7,43)	0,44 (9,14)
<b><i>D (Early st. Investitionen in Wagniskapital)</i></b>	/	<b>0,90** (1,90)</b>	/
<b><i>D (Investitionen in Wagniskapital (-1))</i></b>	/	/	<b>0,74*** (2,82)</b>
<i>Benefit replacement ratio (RR1)</i>	0,02 (2,03)	/	0,02 (1,61)
<i>Benefit replacement ratio (RR25)</i>	0,04 (1,97)	/	0,04 (2,12)
<i>Benefit duration</i>	-0,49 (-2,47)	-0,38 (-2,19)	-0,57 (-2,82)
<i>Union coverage index</i>	1,03 (1,80)	2,42 (3,52)	1,31 (2,44)
<i>Employer coordination index</i>	-0,61 (-2,09)	/	-0,59 (-2,06)
<i>Employment protection index (NEWEP)</i>	-0,99 (-2,76)	-1,51 (-3,33)	-0,89 (-2,66)
<i>Barriers to entrepreneurship</i>	2,39 (3,49)	2,05 (2,71)	2,95 (3,57)
<i>Shareholder rights</i>	0,70 (3,31)	0,76 (2,99)	0,88 (3,59)
<i>Creditor rights</i>	1,04 (3,56)	0,65 (2,21)	1,10 (3,49)
<i>AR (1)</i>	0,38 (4,61)	0,50 (6,68)	0,34 (4,00)
<u><i>Gewichtete Statistiken</i></u>			
<i>R<sup>2</sup></i>	0,66	0,60	0,66
<i>F-Statistik</i>	28,10	26,26	21,82
<i>Durbin-Watson</i>	2,04	2,04	1,99
<i>Gesamte Panel-Beobachtungen</i>	186	183	174

**Tabelle 8: Der Einfluss von *DVC* auf Änderungen der Beschäftigung (Emp)**

<i>DEmp</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>
<i>DEmp-1</i>				0,43 (6,68)***	0,55 (5,18)***	0,42 (6,05)***
<i>DEmp-2</i>					-0,14 (-1,61)	
<i>DEmp-3</i>					-0,04 (-0,75)	
<i>DEmp-4</i>					-0,13 (-3,21)***	
<b><i>DVC</i></b>	<b>2,96</b> (1,79)*	1,36 (0,52)	2,77 (1,09)	<b>0,64</b> (2,03)**	<b>0,88</b> (2,29)**	<b>0,78</b> (2,29)**
<i>DGDP</i>	0,46 (1,39)		0,46 (1,7)*	0,44 (7,41)***		0,47 (5,6)***
<i>Lohnersatzrate</i>		-0,15	-0,15		0,002	0,01
<i>RR1</i>		(-1,08)	(-1,1)		(0,2)	(1,59)
<i>Bezugsdauer</i>		-0,03 (-0,02)	-0,6 (-0,81)		0,31 (1,81)*	-0,1 (-1,14)
<i>Union</i>		2,63 (0,98)	1,72 (0,71)		0,5 (1,25)	-0,14 (-0,73)
<i>coordination</i>		-0,22	0,02		-0,04	0,04
<i>Employment</i>		(-0,94)	(0,12)		(-0,93)	(1,14)
<i>protection</i>						
<i>(EMPRO)</i>						
<i>Steuerkeil</i>		0,06 (0,48)	0,02 (0,22)		-0,05 (-1,7)*	-0,02 (-0,91)
<i>Gläubigerrechte</i>		0,01 (0,01)	-0,69 (-0,54)		0,05 (0,18)	0,12 (0,7)
<i>Konstante</i>	-0,62 (-0,89)	2,72 (0,31)	5,11 (0,84)	-0,68 (-4,69)***	1,48 (1,24)	-0,71 (-0,82)
Wald	8,4**	8,29	27,08***	132,99***	437,07***	609,74***
1 <sup>st</sup> Order Serial	2,14**	1,81***	1,45	0,34	1,11	0,25
Correlation						
2 <sup>nd</sup> Order Serial	1,48	1,5	1,19	-0,31	0,15	-0,26
Correlation						
Sargan Test	6,78	1,48	0,95	62,69	71,54	56,79

**Tabelle 9: Der Einfluss von *DINVEARLY* auf Änderungen der Beschäftigung (Emp)**

<i>DEmp</i>	<i>1</i>	<i>2</i>	<i>3</i>	<i>4</i>	<i>5</i>	<i>6</i>
<i>DEmp-1</i>				0,41 (5,92)***	0,61 (6,33)***	0,41 (3,56)***
<i>DEmp-2</i>					-0,15 (-1,74)*	0,001 (0,02)
<b><i>DINVEARLY</i></b>	<b>4,57</b> (1,94)*	-3,61 (-0,7)	-0,56 (-0,12)	<b>2,04</b> (1,64)*	<b>2,34</b> (1,66)*	<b>2,37</b> (1,83)*
<i>DGDP</i>	0,78 (3,58)***		0,76 (1,02)	0,47 (10,46)***		0,51 (7,73)***
<i>Lohnersatzrate (RR1)</i>		0,07 (0,62)	-0,03 (-0,22)		0,02 (1,57)	0,01 (1,27)
<i>Bezugsdauer</i>		0,85 (0,63)	0,42 (0,39)		0,1 (0,77)	-0,22 (-2,48)**
<i>Union</i>		-2,17 (-0,6)	-2,07 (-1,25)		0,46 (1,19)	-0,17 (-0,78)
<i>Coordination Employment protection (EMPRO)</i>		-0,4 (-2,02)**	-0,2 (-0,9)		-0,06 (-1,39)	0,03 (0,98)
<i>Steuerkeil</i>		0,19 (0,97)	0,17 (0,95)		-0,02 (-0,94)	-0,01 (-0,58)
<i>Gläubigerrechte</i>		1,1 (0,34)	0,69 (0,25)		-0,39 (-1,49)	0,05 (0,26)
<i>Konstante</i>	-1,31 (-2,11)**	-7,63 (-0,88)	-4,16 (-0,55)	-0,76 (-3,66)***	0,6 (0,81)	-0,63 (-0,82)
Wald	12,81***	9,08	56,57***	128,48***	167,29***	980,63***
1 <sup>st</sup> Order Serial Correlation	1,86*	2,05**	1,99**	0,57	1,14	0,66
2 <sup>nd</sup> Order Serial Correlation	0,74	1,94*	1,61	-0,57	0,55	-0,42
Sargan Test	13,1	2,05	2,65	61,55	72,6	53,36



Seit 1999 erschienen:

**Nr. 26 Labor Market Policy in a Global Economy**

von Norbert Berthold und Rainer Fehn, 1999

erschienen in: Wagner, Helmut (ed.), *Globalization and Unemployment*, Berlin, 2000, S. 257-296.

**Nr. 27 Sozialstaat und struktureller Wandel: eine verhängnisvolle Beziehung?**

von Norbert Berthold, 1999

erschienen in: *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, Bd. 135 (1999), H. 3, S. 407-437.

**Nr. 28 Aggressive Lohnpolitik, überschießende Kapitalintensität und steigende Arbeitslosigkeit: Können Investivlöhne für Abhilfe sorgen?**

von Norbert Berthold und Rainer Fehn, 1999

erschienen in: Berg, H. (Hrsg.), *Arbeitsmarkt und Beschäftigung: Deutschland im internationalen Vergleich*, Berlin 2000, S. 219 – 249.

**Nr. 29 Globalisierung und unvollkommene Kapitalmärkte: Verschärft die Knappheit international anerkannter Sicherheiten Länderkrisen?**

von Rainer Fehn, 1999

erschienen in: *Außenwirtschaft*, Bd. 54 (1999), H. 3, S. 389-416.

**Nr. 30 Falling Labor Share and Rising Unemployment:  
Long-Run Consequences of Institutional Shocks?**

von Norbert Berthold, Rainer Fehn und Eric Thode, 1999

**Nr. 31 Rigide Arbeitsmärkte und ungleiche Einkommensverteilung:  
Ein unlösbares Dilemma?**

von Norbert Berthold, Rainer Fehn und Eric Thode, 1999

erschienen in: *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, Bd. 49 (2000), 1, S. 3-26.

**Nr. 32 Mehr Beschäftigung, weniger Arbeitslosigkeit: Setzt sich das ökonomische Gesetz gegen (verbands-) politische Macht durch?**

von Norbert Berthold, 2000

erschienen in: Ordo, *Jahrbuch für die Ordnung von Wirtschaft und Gesellschaft*, Bd. 51, Stuttgart, S. 231-259.

**Nr. 33 Der Flächentarifvertrag – vom Wegbereiter des Wirtschaftswunders zum Verursacher der Beschäftigungsmisere?**

von Norbert Berthold und Oliver Stettes, 2000

erschienen in: Ott, C. und Schäfer, H.-B. (Hrsg.), *Ökonomische Analyse des Arbeitsrechts*, Tübingen 2001, S. 1-29.

**Nr. 34 Umverteilung in der Mittelschicht – notwendiges Übel im Kampf gegen Armut?**

von Norbert Berthold und Eric Thode, 2000

erschienen in: *Hamburger Jahrbuch für Wirtschafts- und Gesellschaftspolitik*, 45. Jahr (2000).

**Nr. 35 Globalisierung und Strukturwandel – Droht das Ende des Sozialstaates?**

von Norbert Berthold und Oliver Stettes, 2000

erschienen in: Theurl, E. (Hrsg.), *Der Sozialstaat an der Jahrtausendwende – Analysen und Perspektiven*, Heidelberg 2001, S. 247-272.

**Nr. 36 Financing Structural Change, Venture Capital, and Unemployment: What is the Role of Investor Protection?**

von Rainer Fehn, 2000

erscheint in: Rieger, E. und Birgitta Wolff (eds), *Corporate-Government Relations in the Age of "Globalization"*.

**Nr. 37 The Positive Economics of Corporatism and Corporate Governance**

von Rainer Fehn und Carsten-Patrick Meier, 2000

erschienen in: Inst. of World Economics, *Kiel working paper 982*, Kiel, 2000.

Nr. 38 **Arbeitsmarktpolitik in der Europäischen Währungsunion**

von Norbert Berthold und Rainer Fehn, 2000

erscheint in: *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*

Nr. 39 **Das Bündnis für Arbeit –**

**Ein Weg aus der institutionellen Verflechtungs Falle?**

von Norbert Berthold, 2000

erschienen in: *Perspektiven der Wirtschaftspolitik*, Bd. 2 (2001), 4, S. 383-406.

Nr. 40 **Institutions and Structural Unemployment:**

**Do Capital-Market Imperfections Matter?**

von Ansgar Belke und Rainer Fehn, 2000

erschienen in: Center for European Studies, *Working Paper Series 00.8 (December 2000)*, Harvard 2000

Nr. 41 **Sozialsysteme im Wettbewerb – das Ende der Umverteilung?**

von Norbert Berthold und Michael Neumann, 2001

erschienen in: Müller, W., Fromm, O. und Hansjürgens B. (Hrsg): *Regeln für den europäischen Systemwettbewerb – Steuern und soziale Sicherungssysteme*, Marburg 2001, S. 253-286.

Nr. 42 **Die föderale Ordnung in Deutschland –**

**Motor oder Bremse des wirtschaftlichen Wachstums?**

von Norbert Berthold, Stefan Drews und Eric Thode, 2001

erschienen in: *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik*, Bd. 50 (2001), 2, S. 113-140.

Nr. 43 **Ist die Globalisierung der Totengräber nationaler Sozialpolitik?**

von Rainer Fehn, 2001

erschienen in: Theurl, E. (Hrsg.): *Globalisierung: globalisiertes Wirtschaften und nationale Wirtschaftspolitik*, S. 115-144.

**Nr. 44 Die Betriebliche Mitbestimmung und die Reform des Betriebsverfassungsgesetzes  
im Zeichen des strukturellen Wandels**

von Norbert Berthold und Oliver Stettes, 2001

erschienen in: *Ordo, Jahrbuch für die Ordnung von Wirtschaft und Gesellschaft*, Bd. 52, Stuttgart, S. 15-36.

**Nr. 45 Institutioneller Wettbewerb und Soziale Sicherungssysteme in Europa**

von Rainer Fehn, 2001

erschienen in: Apolte, T.: *Arbeitsmärkte und soziale Sicherungssysteme unter Reformdruck: Fehlentwicklungen und Lösungsansätze aus institutionenökonomischer Sicht*, Schriften zu Ordnungsfragen der Wirtschaft, Nr. 68 (2002), S. 351-375.

**Nr. 46 Korporatismus auf dem Arbeitsmarkt und institutionelle Rahmenbedingungen  
auf dem Kapitalmarkt: Zwei Seiten ein- und derselben Medaille?**

von Rainer Fehn, 2001

erschienen in: *List-Forum für Wirtschafts- und Finanzpolitik*, Bd. 27 (2001), 3, S. 250-271.

**Nr. 47 Der Sozialstaat der Zukunft – mehr Markt, weniger Staat**

von Norbert Berthold, 2001

**Nr. 48 Labor Market Policy in the New Economy**

von Norbert Berthold und Rainer Fehn, 2001

**Nr. 49 Die Gewinnbeteiligung – Wundermittel im organisatorischen und strukturellen Wandel?**

von Norbert Berthold und Oliver Stettes, 2001

erschienen in: *Jahrbuch für Wirtschaftswissenschaften: review of economics*, Bd. 52, Göttingen, S. 287-315.

**Nr. 50 Venture Capital Investment and Labor Market Performance:**

**A Panel Data Analysis**

von Ansgar Belke, Rainer Fehn und Neil Foster, 2001

erschienen in: *CESifo working paper series*, 652, München.

**Nr. 51 Familienpolitik: Ordnungspolitische Leitplanken im dichten Nebel des Verteilungskampfes**

von Norbert Berthold und Rainer Fehn, 2002

erschienen in: *Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung*, Bd. 71, Berlin, S. 26-42.

**Nr. 52 Die Zukunft der europäischen Sozialpolitik: Wettbewerb oder Koordination?**

von Norbert Berthold und Michael Neumann, 2002

erschienen in: *List-Forum für Wirtschafts- und Finanzpolitik*, Bd. 28, Baden-Baden, S. 36-58.

**Nr. 53 Struktureller Wandel, „new economy“ und Beschäftigungsentwicklung: Welche Rolle spielen die institutionellen Rahmenbedingungen auf dem Kapitalmarkt?**

von Norbert Berthold und Rainer Fehn, 2002

**Nr. 54 Arbeitsmarktflexibilisierung und Arbeitslosigkeit**

von Rainer Fehn, 2002

unter folgender Adresse stehen die Beiträge im pdf-Format zum Download bereit:  
<http://www.wifak.uni-wuerzburg.de/wilan/wifak/vwl/vwl4/publik/diskuwue.htm>