



FernUniversität in Hagen

Matchingprozesse auf beruflichen Teilarbeitsmärkten

Michael Stops und Thomas Mazzoni

Diskussionsbeitrag Nr. 435
März 2009

Diskussionsbeiträge der Fakultät für Wirtschaftswissenschaft
der FernUniversität in Hagen

Herausgegeben von der Dekanin der Fakultät

Alle Rechte liegen bei den Autoren

Matchingprozesse auf beruflichen Teilarbeitsmärkten

Michael Stops*, Thomas Mazzoni†

14. März 2009

Zusammenfassung

Das Papier präsentiert neue Schätzungen von Matchingfunktionen mit Hilfe von Niveau- und Ratengrößen mit nach Berufen dissaggregierten Daten für den deutschen Arbeitsmarkt für die Jahre 1983 bis 2004. Dabei stellt sich auf Grundlage der Schätzungen mit den Niveaugrößen ein im Vergleich zu anderen Studien verändertes Muster der Matchingfunktionen der beruflichen Teilarbeitsmärkte ein. Durch die Verwendung von Raten wird es möglich, Modellklassen zu verwenden, die zu den Eigenschaften der verfügbaren Daten besser passen. Es wurde ein Pooled-Mean-Group-Modell verwendet. Die Ergebnisse deuten auf positive Elastizitäten und deutlich sinkende Skalenerträge hin.

Stichworte: Pooled-Mean-Group-Modell; Arbeitslosigkeit; Vakanzen; Matchingfunktion; Paneldaten; Instationarität.

JEL Klass.: C23, J44, J64

1 Einführung

Seit nunmehr einigen Jahren besteht das Interesse der Arbeitsmarktpolitik nicht nur darin, im Vorfeld die von ihr möglicherweise induzierten Wirkungen zu bedenken, sondern auch die tatsächlichen Wirkungen zu überprüfen. Die damit verbundene Forschung beschäftigt sich vor allem mit der Wirkung einzelner Instrumente der Arbeitsmarktpolitik, die in der Regel die Anreize für die Arbeitsangebots- oder die Arbeitsnachfrageseite erhöhen, neue Beschäftigungsverhältnisse einzugehen.

Eher vernachlässigt werden derzeit noch Fragen dazu, welche Faktoren für das mehr oder weniger reibungslose Aufeinandertreffen von Arbeitsangebot und Arbeitsnachfrage verbunden mit der Entstehung neuer Beschäftigung bestimmend sind. Die dahinter stehenden Prozesse sind nur schwer zu beobachten. Relativ gut lassen sich Arbeitsuchende, Bewerber suchende Firmen zum gleichen Zeitpunkt und die Begründung neuer Beschäftigungsverhältnisse in einem bestimmten darauf folgenden Zeitraum beobachten. Mit Hilfe sogenannter Matchingfunktionen lässt sich ein Zusammenhang

*Michael Stops, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nürnberg, Tel.: 0049 (0) 911 179 4591, Email: Michael.Stops@iab.de

†Thomas Mazzoni, Lehrstuhl für angewandte Statistik und Methoden der empirischen Sozialforschung, FernUniversität in Hagen, Tel.: 0049 (0) 2331 9872106, Email: Thomas.Mazzoni@FernUni-Hagen.de

zwischen der Zahl neuer Beschäftigungsverhältnisse in Abhängigkeit von der Zahl Arbeitsuchender und bewerbensuchender Firmen herstellen, ohne die Prozesse selbst explizit zu modellieren (vgl. die frühen Arbeiten von Pissarides, 1979, 1985; Diamond, 1982a,b; Mortensen, 1982).

Zahlreiche Studien zur Schätzung gesamtwirtschaftlicher Matchingfunktionen sind seit dem entstanden, vgl. die Übersichten von Petrongolo und Pissarides (2001), Rogerson, Shimer und Wright (2005) oder Yashiv (2006). Für die Arbeitsmarktpolitik bieten die Schätzergebnisse Informationen über die Rigidität der Matchingprozesse und lassen Schlüsse über die Einflüsse der beiden Marktseiten auf die Neubeschäftigung zu.

Matchingfunktionen wurden bereits mit Daten geschätzt, die Informationen über spezielle Branchen (Broersma und Ours, 1999), Regionen (Anderson und Burgess, 2000; Kangasharju, Pehkonen und Pekkala, 2005), unterschiedliche Qualifikationsniveaus und Berufsgruppen (Entorf, Mai 1994; Fahr und Sunde, 2004; Mora und Santacruz, 2007) enthielten.

All diesen Untersuchungen ist die Annahme gemein, dass die nach den verwendeten Strukturindikatoren gebildeten Teilarbeitsmärkte zunächst voneinander abgeschottet sind mit Ausnahme von Untersuchungen nach Regionen, bei denen die Durchlässigkeiten teilweise modelliert werden. Nur in wenigen Untersuchungen - wie bspw. in der von Fahr und Sunde (2004) - wurde die Abhängigkeit der Matchingfunktion von den Strukturindikatoren näher untersucht bzw. wurden Matchingfunktionen für die Teilarbeitsmärkte berechnet. Hinzu kommt, dass in den Untersuchungen den meist sehr kurzen (Panel)zeitreihen Stationarität unterstellt wurde. Das wurde teilweise auch durch entsprechende Tests untermauert, jedoch sind diese meist für längere Zeitreihen im Verhältnis zum Querschnitt ausgelegt.

Ein weiteres Problem ist die Unterstellung gleicher ökonomischer Zusammenhänge bei allen Beobachtungseinheiten: das Problem unbeobachteter Heterogenität - zumindest zwischen den beruflichen Teilarbeitsmärkten - wird häufig ausgeschlossen.

Dieses Papier setzt an den Untersuchungen von Fahr und Sunde (2004) an. Zunächst wird mit einer strukturell ganz ähnlichen aber zeitlich verschobenen und insgesamt um 7 Meßzeitpunkte längeren Datenbasis der Frage nachgegangen, ob sich das von den Autoren präsentierte Muster von zu beruflichen Teilarbeitsmärkten gehörenden Matchingfunktionen wiederfindet. Dabei wird den Daten die Eigenschaft der Stationarität unterstellt, was den Einsatz der gleichen Methode rechtfertigt.

In einem weiteren Schritt wird diese Unterstellung aufgehoben und die Perspektive gewechselt. Theoretisch begründen lassen sich, dass Vakanz-, Arbeitslosen- und Matchingraten und damit auch ihr empirischer Zusammenhang langfristig konstant sind. Damit ist - kurzfristig - die Stationaritätseigenschaft keineswegs begründet und lässt sich auch, wie gezeigt wird, nicht nachweisen. Nur können jetzt Modelle eingesetzt werden, die das Problem der - kurzfristig - beobachteten Instationarität auffangen und auf der Annahme fußen, dass es langfristig konstante Zusammenhänge zwischen den beobachteten Größen gibt, ohne dass ausgeschlossen werden muss, dass diese aufgrund des Auftretens exogener Schocks nur bedingt beobachtet werden können. Ein Pooled-Mean-Group-Modell (Pesaran, Shin und Smith, 1999) ermöglicht die Schätzung von Koeffizienten für den langfristigen Zusammenhang zwischen den Wirtschaftssaggregaten und berücksichtigt gleichzeitig die kurzfristige Heterogenität der Zeitreihenverläufe in den einzelnen Berufsgruppen. Bereits die optische Untersuchung und

der Vergleich der Zeitreihen der beruflichen Teilarbeitsmärkte zeigte, dass sich diese im Verlauf stark unterscheiden. Das Gleiche gilt für die univariaten Zeitreihen der Bestände und der Raten der Berufsgruppen.

Die Schätzung von Matchingfunktionen mit Hilfe von Neueinstellungs-, Arbeitslosen- und Vakanzraten ist weniger verbreitet. Beispielfhaft seien Studien von Bennet und Pinto (1994) für Großbritannien und Anderson und Burgess (2000) für die USA benannt. Erstere setzten als abhängige Variable die Neueinstellungsrate und als unabhängige Variablen die Arbeitslosen- und Vakanzrate, die allen Monatswerten entstammen, ein. Sie verwendeten ein einfaches Regressionsmodell, dass ähnlich aufgebaut ist wie der zuvor verwendete Pooled-OLS-Schätzer (Bennet und Pinto, 1994, S.1959). Anderson und Burgess (2000, S. 95) hingegen verwendeten lediglich Arbeitslosenraten und für die übrigen Variablen Niveaugrößen. Aufgrund der unterschiedlichen Daten und der Modellspezifikationen bieten die Studien jedoch keine Vergleichsmöglichkeit, um die folgende Analyse vergleichend bewerten zu können.

Das Papier ist wie folgt aufgebaut. In Abschnitt 2 werden die theoretischen Grundlagen für die Matchingfunktion, der Annahme konstanter Vakanz-, Arbeitslosen- und Matchingraten und voneinander abgeschotteter beruflicher Teilarbeitsmärkte gelegt. In Abschnitt 3 werden die verwendeten Daten beschrieben und in Abschnitt 4 folgen die empirischen Analysen. Abschnitt 5 fasst die Ergebnisse zusammen und gibt einen Ausblick.

2 Theoretische Grundlagen

2.1 Die Matchingfunktion

Der Matchingprozess laufe wie folgt ab: Betriebe entscheiden darüber, ob Sie eine neue Stelle einrichten wollen (Job-Creation-Entscheidung). Arbeitslose entscheiden darüber, ob Sie einen neuen Job suchen wollen (Arbeitssuchentscheidung) (Pissarides, 2000, S. xi). Die Betriebe investieren Ressourcen in die Ausschreibung von offenen Stellen, in Bewerbungsverfahren und in Einarbeitungs- oder Trainingszeiten. Die Arbeitnehmer verwenden Ressourcen für die Arbeitssuche und haben Kosten aufgrund von Bewerbungsaktivitäten. Dazu kommen gegebenenfalls Aufwendungen, um die eigenen Qualifikation anzupassen oder räumliche Barrieren zu überwinden, vgl. Yashiv (2006, S. 4) oder Franz (2006, S. 230 f.). Dabei befinden sich die Akteure in einem „atomistischen“ Wettbewerb, der Einzelne hat keine Marktmacht. Arbeitslose und Betriebe treffen zufällig aufeinander und beginnen bilateral über die Lohnhöhe zu verhandeln. Sie haben vollständige Informationen über sich und über den anderen, bspw. bezüglich der Lohnvorstellungen des Betriebes oder der Produktivität des Arbeitnehmers. Im Anschluss an die Verhandlung entscheiden beide Seiten, ob Sie miteinander ein Beschäftigungsverhältnis eingehen werden. Damit ist der Matchingprozess abgeschlossen.

Die Aktivitäten zwischen der Arbeitssuchentscheidung der Arbeitnehmer bzw. Job-Creation-Entscheidung der Betriebe und der Entscheidung, ein Match zu vollziehen, sind als Matchingtechnologie beschreibbar. Deren Eigenschaften wurden der (neoklassischen) Produktionstheorie mit aggregierten Produktionsfunktionen entliehen. Die Grundidee ist, dass offene Stellen und Arbeitslose Beschäftigungsverhältnisse „produzieren“.

Die Technologie wird durch die Matchingfunktion

$$M = f(U, V) \quad (1)$$

repräsentiert, wobei M für die Matches¹, U für die arbeitslosen Personen und V für die Job-Vakanzen² stehen.

Es wird angenommen, dass die Funktion $M = f(U, V)$ folgende formale Eigenschaften hat:

- stetig in U und V ,
- nichtnegativ ($M \geq 0$),
- in U und V zunehmend (also $f_U = \frac{\delta M}{\delta U} > 0$ und $f_V = \frac{\delta M}{\delta V} > 0$),
- konkav (2. Ableitungen von M in U bzw. V negativ) mit $M = f(U, 0) = M(0, V) = 0$ für alle U und V ,
- konstante Skalenerträge, damit sei sie homogen vom Grad 1, also $M = f(\Theta \cdot U, \Theta \cdot V) = \Theta \cdot f(U, V)$ und
- $M \leq \min(U, V)$.

Arbeitnehmer und Betriebe innerhalb des betrachteten Teilarbeitsmarktes seien zudem homogen.

Die Matchingtechnologie selbst wird nicht explizit betrachtet. Sie fasst die beschriebenen Aktivitäten und Verhandlungsprozesse zwischen den Akteuren zusammen, ohne dass diese explizit dargestellt werden. Deshalb wird sie auch mit einer „Black Box“ verglichen (Petrongolo und Pissarides, 2001).

Es kann Einflüsse geben, die die Matchingelastizitäten $\beta_U (= f_U \frac{U}{f(U,V)})$ und $\beta_V (= f_V \frac{V}{f(U,V)})$ als langfristig erscheinen lassen. Diese könnten im Suchverhalten von Betrieben und Arbeitssuchenden liegen. Jedoch sind diese Akteure nicht zentral gesteuert. Auch wenn die Bundesagentur vermittelt, so haben Betriebe und Arbeitssuchende erheblichen Einfluss auf ihre eigene Suchintensität. Gerade deswegen liegt es nahe, zu vermuten, dass die Parameter eines gesamtwirtschaftlichen Matchingmodells nicht bei allen geeignet kategorisierten Gruppen von Arbeitslosen und Betrieben beobachtbar sind. Damit aber ist anzunehmen, dass sich die Matchingprozesse zwischen den Gruppen unterscheiden. Wissen das die öffentlichen Vermittlungseinrichtungen, könnten Sie für die einzelnen Gruppen differenzierte Vermittlungsstrategien anwenden, die die Effektivität und Effizienz des jeweiligen Matchingprozesses maximiert. Eines dieser Differenzierungskriterien könnten berufliche Teilarbeitsmärkte sein.

Für die empirische Anwendung wird die Matchingfunktion $f(U, V)$ durch die Cobb-Douglas-Funktion konkretisiert, da diese die beschriebenen Eigenschaften bei entsprechender Spezifikation hat und Vergleichsmöglichkeiten zu früheren Studien bietet:

$$M = AU^{\beta_U} V^{\beta_V}. \quad (2)$$

Konstante Skalenerträge implizieren dabei $\beta_U + \beta_V = 1$ ($\beta_U, \beta_V > 0$). Die Inputs U und V sind größer oder gleich Null.

¹Matches, neu entstandene Beschäftigungsverhältnisse und Neueinstellungen werden im folgenden synonym verwendet

²Im Folgenden werden die Begriff offene Stellen, Vakanzen und Job-Vakanzen synonym verwendet

2.2 Arbeitslosigkeit im Gleichgewicht

Mit Hilfe des in Pissarides (2000, S. 3-18) beschriebenen Modellrahmens, in dem die Matchingfunktion zentral eingebettet ist, werden konstante Arbeitslosen- und Vakanzraten im wirtschaftlichen Gleichgewicht abgeleitet.

Um das Gleichgewicht beschreiben zu können, bedarf es drei Gleichungen mit den endogenen Größen Arbeitslosenrate UR , Arbeitsmarktanspannung θ und dem Grenzlohn w . Über die Gleichgewichtswerte der ersten beiden Größen ist auch die gleichgewichtige Vakanzrate VR bestimmt mit $VR = \theta UR$, denn definitionsgemäß ist die Marktanspannung θ das Verhältnis von Vakanzrate VR zu Arbeitslosenrate UR .

Die Gleichung für die Marktanspannung lautet:

$$g - w - C[gc, q(\theta)] = 0 \quad (3)$$

Dabei stehen g für die Grenzerträge, die eine besetzte Stelle dem Betrieb einbringt und w für den Grenzlohn und damit die Grenzkosten der Beschäftigung. Die Differenz ist somit der Nettogrenzertrag des Beschäftigungsverhältnisses. Der zweite Teil der Gleichung stellt die erwarteten diskontierten Grenzkosten der unbesetzten Stelle dar. Diese sind insbesondere positiv abhängig von der Rate $q(\theta)$, mit der unbesetzte Stellen besetzt werden können, und von der fixen Rekrutierungskostenrate c , die multipliziert mit den Grenzerträgen g die Rekrutierungskosten für eine vakante Stelle repräsentieren³. Ohne Rekrutierungskosten c stellt der erste Teil der Gleichung (3) die Grenzbedingung für die optimale Arbeitsnachfrage in der klassisch-neoklassischen Theorie dar.

Die Rate $q(\theta)$, mit der offene Stellen besetzt werden, ist wie folgt definiert:

$$q(\theta) \equiv \frac{M(UR \cdot L, VR \cdot L)}{VR \cdot L} = M\left(\frac{UR}{VR}, 1\right)$$

L steht für die Labour Force, die sich aus Arbeitslosen (U) und Erwerbstätigen (E) zusammensetzt (Blanchard und Diamond, 1989, S. 6). Hier wird insbesondere deutlich, weshalb die Annahme konstanter Skalenerträge ein wichtiger Bestandteil der Theorie ist. Die Umformungen wären in vorstehender und auch in den folgenden Gleichungen ohne konstante Skalenerträge nicht möglich.

Die Lohngleichung setzt sich wie folgt zusammen:

$$w = vb + (1 - v) \cdot g(1 + c\theta). \quad (4)$$

Der erste Term enthält die Lohnvorstellung des Arbeitnehmers. Dabei ist b das Einkommen eines Arbeitnehmers, das er während der Arbeitssuche bzw. Arbeitslosigkeit erzielt. Hierzu zählen vor allem die Leistungen der Arbeitslosenversicherung, aber auch zusätzliches Einkommen aus Tätigkeiten während der Arbeitslosigkeit. Hinzu kommen (Nutzen-)Erträge aus Freizeitaktivitäten, bspw. durch Heimarbeit oder auch Erholung. Mit v ist die Verhandlungsmacht des Arbeitnehmers gemeint. Diese addiert sich zusammen mit der Verhandlungsmacht des Arbeitgebers zu Eins. In symmetrischen Situationen wird $v = 0.5$ sein. Es ist jedoch anzunehmen, dass asymmetrische Machtverhältnisse bestehen, bspw. weil der Arbeitnehmer zwischen mehreren Stellen oder das Unternehmen zwischen mehreren Arbeitnehmern wählen kann. Der zweite Teil der Gleichung enthält die Lohnvorstellung des Unternehmens. Das Unternehmen

³Für $c = 0$ gilt $C(0, q(\theta)) = 0$.

wird einen Lohn festlegen wollen, der dem Grenzertrag g zuzüglich eingesparter Rekrutierungskosten nicht übersteigt. Letztere betragen je Arbeitslosen $gc\theta = gc\frac{VR}{UR}$ ⁴. Schließlich lautet die Gleichung für die gleichgewichtige Arbeitslosenrate, die letztlich durch die Marktanspannung θ bestimmt wird:

$$UR = \frac{\varpi}{\varpi + \theta q(\theta)}. \quad (5)$$

Dabei ist ϖ die exogen gegebene Rate, mit der ein Arbeitnehmer von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit wechselt. Sie wird hier noch erklärt durch Schocks, die bspw. technologie- oder nachfragebedingt auftreten. Die Rate $\theta q(\theta)$, mit der Arbeitslose wieder in Beschäftigung kommen, lautet:

$$\theta q(\theta) \equiv \frac{M(UR \cdot L, VR \cdot L)}{UR \cdot L} = \frac{M(UR, VR)}{VR} \cdot \theta$$

Die Wahrscheinlichkeit, dass während eines kurzen Zeitintervalls δt eine vakante Stelle mit einem arbeitslosen Bewerber besetzt wird, beträgt damit $q(\theta)\delta t$. Die Wahrscheinlichkeit, dass ein Arbeitnehmer von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit wechselt, ist exogen gegeben als $\varpi\delta t$.

Die zeitlich Veränderung der Arbeitslosenrate beträgt damit

$$\frac{\delta UR}{\delta t} \equiv \dot{UR} = \varpi(1 - UR) - \theta q(\theta)UR. \quad (6)$$

Die Veränderungsrate nimmt jeweils *ceteris paribus* durch eine Zunahme der Personen, die arbeitslos werden, zu: also Beschäftigtenrate $(1 - UR)$ ⁵ multipliziert mit der Rate der Übergänge von Beschäftigung in Arbeitslosigkeit ϖ . Sie nimmt *ceteris paribus* ab mit der Zunahme der Arbeitnehmer, die wieder in Beschäftigung kommen, also Arbeitslosenrate multipliziert mit der Rate der Übergänge in Beschäftigung $\theta q(\theta) \cdot UR$. Im Steady-State-Gleichgewicht ist die Arbeitslosenrate konstant und damit $\dot{UR} = 0$. Nach Umstellung ergibt sich Gleichung (5).

Damit ist das Gleichgewichtsmodell skizziert, dass die Grundlage für eine Annahme konstanter Arbeitslosen- und Vakanzraten darstellt. Ebenso können langfristig konstante Gleichgewichtsraten unter der Annahme einer konstant wachsenden Volkswirtschaft abgeleitet werden auf Grundlage des neoklassischen Wachstumsmodells von Solow (Pissarides, 2000, S. 67 ff.).

2.3 Abgeschottete Teilarbeitsmärkte

Das Modell soll für differenziertere Betrachtungen eingesetzt werden. Die Homogenitätsannahme bezüglich der Bewerber und der Betriebe wird gelockert. Gruppen von Bewerbern und Betrieben weisen nun unterschiedliche Matchingproduktivitäten auf. Ohne den Modellrahmen zu verlassen, ist diese Erweiterung dann denkbar, wenn man annimmt, dass sich der im vorigen Abschnitt beschriebene Gleichgewichtszustand jeweils in voneinander abgeschotteten Teilarbeitsmärkten einstellt. Es werden

⁴Die gesamtwirtschaftlichen Rekrutierungskosten sind also das Produkt aus den Erträgen, der Rekrutierungskostenrate und den Vakanzten.

⁵Die Arbeitslosenrate ist definiert als $\frac{U}{L}$ mit $L = E + U$. Die Beschäftigtenrate beträgt $\frac{E}{L} = \frac{L-U}{L} = 1 - \frac{U}{L} = 1 - UR$

also Gleichgewichte auf disaggregierten Arbeitsmärkten unterstellt. In Verbindung mit der Qualifikation und weiteren Kriterien wie bspw. Tätigkeitsmerkmalen lässt sich die Annahme abgeschotteter Teilarbeitsmärkte aufstellen, die durch eine „Beruflichkeit“ gekennzeichnet und voneinander abgeschottet sind. Dabei muss betont werden, dass - wie bei anderen Unterscheidungskriterien auch - der Realitätsbezug der Abschottungsannahme unter anderem vom Disaggregationsniveau abhängt. So wechselte nach Seibert (2007) in den letzten 30 Jahren insgesamt ein Fünftel der Absolventen einer dualen Ausbildung den erlernten Beruf. Die Studie zeigt damit, dass auch berufliche Teilarbeitsmärkte nicht perfekt voneinander abgeschottet sind. Von einer Abschottung der betreffenden Teilarbeitsmärkte kann man dennoch sprechen bei einem höheren Aggregationsniveau als das des einzelnen Berufs. Es gilt, ein (theoretisches) Optimum zu finden zwischen weitgehender Disaggregation (auch verbunden mit der Gewinnung von für empirische Untersuchungen wünschenswerter Variation) und der Aufrechterhaltung des Realitätsbezuges möglichst weniger theoretischer Annahmen wie der Abschottungseigenschaft.

3 Daten

3.1 Vorbemerkung

Eingesetzt wird ein Paneldatensatz mit 82 Berufsgruppen und 22 (jährlichen) Meßzeitpunkten für die Niveaugrößen und 21 für die Raten. Die Berufsgruppen ergeben sich aus der Klassifizierung der Berufe 1988 (Kldb88). Die Berufsgruppen wurden in 9 beruflichen Teilarbeitsmärkten zusammengefasst (vgl. mit Fahr und Sunde, 2004, S. 433 ff.) . Die Daten zu den Neueinstellungen entstammen der IABS 1975-2004 (Drews, 2007), zu Arbeitslosen und offenen Stellen aus operativen Daten der Bundesagentur für Arbeit (Bundesagentur für Arbeit, 1985-2004) und die Informationen über das Bruttoinlandsprodukt stammen aus Deutsche Bundesbank (2008). Im Folgenden wird Näheres zu den Daten und zur Berechnung der Raten ausgeführt.

3.2 Neueinstellungen

3.2.1 IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-2004

Zur Ermittlung der Zahl der Neueinstellungen wird die IAB - Beschäftigtenstichprobe 1975-2004 (IABS 1975-2004)⁶ herangezogen. Die IABS 1975-2004 enthält taggenaue Informationen über den Verlauf sozialversicherungspflichtiger und seit 1999 auch geringfügiger Beschäftigungen sowie Zeiten des Bezugs von Arbeitslosengeld, -hilfe und Unterhaltsgeld⁷.

⁶Es handelt sich um „[...] eine 2%-Stichprobe aus der Gesamtheit aller Arbeitnehmerinnen und Arbeitnehmer, die im Beobachtungszeitraum mindestens einmal sozialversicherungspflichtig beschäftigt waren [...]“ (Drews, 2007, S. 6).

⁷Verwendet werden nur Daten für Westdeutschland, da die Datenbasis aufgrund längerer Zeitreihen um Einiges größer ist, wobei eine Unschärfe bei Übergängen nach und aus Ostdeutschland auftritt.

3.2.2 Neueinstellungen nach Übergangsarten

Mit den in der IABS 1975-2004 enthaltenen Informationen können die Neueinstellungen als Übergänge aus unterschiedlichen vorhergehenden Erwerbsarten dargestellt werden. Unterschieden werden können alle Neueinstellungen m_{ALL} von Arbeitnehmern, die zuvor bereits beschäftigt waren (m_E), zuvor arbeitslos und damit Arbeit suchend waren (m_U) oder zuvor weder arbeitslos noch beschäftigt gewesen sind (m_{OL}), in Anlehnung an das statistische Konzept zum Erwerbspersonenpotenzial werden diese Personen als Nichterwerbspersonen bzw. nicht erwerbstätig bezeichnet (Fuchs, 2002, S. 81).

Um absolute Werte ableiten zu können, wurden die relativen Werte der Neueinstellungen zur Beschäftigung mit den Beschäftigungszahlen der Gesamtwirtschaft multipliziert (vgl. das grundsätzliche Vorgehen mit Fahr und Sunde, 2001, S. 12 f.). Jedoch musste hier berücksichtigt werden, dass die Beschäftigungsniveaus nur für 40 Berufsabschnitte vorliegen, wohingegen die Neueinstellungen nach 82 Berufsgruppen von Interesse sind. Um dennoch die Information aus der Beschäftigtenstatistik nutzen zu können, wurden zunächst die 82 Berufsgruppen den 40 Berufsabschnitten zugeordnet. Dann wurde das Beschäftigungsniveau aus der Beschäftigtenstatistik als Basismerkmal in einem gebundenen Hochrechnungsverfahren, spezieller einer modifizierten Verhältnisschätzung (Cochran, 1977, S. 150 f.) verwendet⁸⁹:

$$\hat{M}_{h,i,t} \equiv M_{h,i,t} = m_{h,i,t} \cdot \frac{E_{o|i \in o,t}}{e_{o|i \in o,t}} \quad (7)$$

Folgende Bedeutung haben die Variablen:

- $M_{h,i,t}$ ist die jeweils hochgerechnete Zahl der Neueinstellungen nach Übergangsarten h mit $h = ALL, E, OL, U, X$, den Berufsgruppen $i = 1, \dots, 82$ und dem jeweiligen Jahr t ,
- $m_{h,i,t}$ sind die ermittelten Neueinstellungen m aus der IABS 1975-2004 nach Übergangsarten h mit $h = ALL, E, OL, U, X$, den Berufsgruppen $i = 1, \dots, 82$ und dem jeweiligen Jahr t ,
- $e_{o|i \in o,t}$ die ermittelten Beschäftigtenzahlen e aus der IABS 1975-2004 in den den Berufsgruppen $i \in o$ zugeordneten Berufsabschnitten $o = 1, \dots, 40$ zum 30.09. eines Jahres t und
- $E_{o|i \in o,t}$ das Beschäftigungsniveau E zum 30.09. eines Jahres t in den den Berufsgruppen $i \in o$ zugeordneten Berufsabschnitten $o = 1, \dots, 40$ zum 30.09. eines Jahres t .

3.3 Vakanz-, Arbeitslosen- und Neueinstellungsrate

Die Ermittlung der Vakanz-, Arbeitslosen- und Neueinstellungsraten ist notwendig für den zweiten Teil der Analyse der Matchingsprozesse im Abschnitt 4.3 ab Seite 17.

⁸Hinweis zur Notation der Schätzer. Um eine sparsame Indizierung zu erreichen, werden die Schätzer \hat{A} einer Größe A mit dieser gleich gesetzt, $\hat{A} \equiv A$; ein entsprechender Hinweis erfolgt an den jeweiligen Stellen.

⁹Es handelt sich genauer um die Zahl der sozialversicherungspflichtig Beschäftigten; diese Zahlen wurde durch das Datenzentrum der Statistik der Bundesagentur für Arbeit bereitgestellt.

Die Raten werden in Anlehnung an Pissarides (2000, S. 6) definiert. Grundsätzlich gilt für die Arbeitslosenrate UR_i in der Berufsgruppe i

$$UR_{i,t} = \frac{U_{i,t}}{L_{i,t}} = \frac{U_{i,t}}{U_{i,t} + E_{i,t}} \text{ und} \quad (8)$$

für die Vakanzrate VR_i in der Berufsgruppe i

$$VR_{i,t} = \frac{V_{i,t}}{L_{i,t}} = \frac{V_{i,t}}{U_{i,t} + E_{i,t}}. \quad (9)$$

$L_{i,t} = U_{i,t} + E_{i,t}$ steht für die so genannte Labour Force (Blanchard und Diamond, 1989, S. 6).

Wie bei der Schätzung der Neueinstellungen wird wieder die modifizierte Version des Verhältnisschätzers (Cochran, 1977, S. 150 f.) verwendet, es ergibt sich

$$\hat{E}_{i,t} \equiv E_{i,t} = \frac{E_{o|i \in o,t}}{e_{o|i \in o,t}} \cdot e_{i,t}. \quad (10)$$

Gezählt wurde zusätzlich das Beschäftigteniveau e_o in den Berufsabschnitten $o = 1, \dots, 40$ zum 30.09. eines Jahres mit Hilfe der IABS 1975-2004.

Für die Neueinstellungsraten sind weitere Überlegungen anzustellen. In der Theorie von Pissarides (2000) beziehen sich alle Raten von Bewegungsdaten auf einen infinitesimal kleinen Zeitraum δt , damit fallen Bestands- und Bewegungsdaten faktisch zeitlich zusammen. Somit haben Neueinstellungs- sowie Arbeitslosen- und Vakanzraten den gleichen Zeitbezug und damit auch die gleiche Labour Force $L_{i,t} = U_{i,t} + E_{i,t}$ im Nenner. Hier werden die Neueinstellungen für ein ganzes Jahr gezählt. Damit ist eine Rate aus der Bewegungsgröße Neueinstellungen mit einem Zeitraumbezug $\Delta t = 1 \text{ Jahr}$ und einer Bestandsgröße mit einem Zeitbezug t zu bilden. Für den Zeitbezug muss eine gute Annäherung gefunden werden. Es wird der 31.03. gewählt, dies entspricht dem Zeitpunkt nach Ablauf der Hälfte der Jahresfrist, die jeweils am 01.10. eines Jahres beginnt und am 30.09. des Folgejahres endet. Damit gilt zunächst

$$MR_{h,i,t} = \frac{M_{h,i,t}}{L_{i,t-6\text{Monate}}} \quad (11)$$

Die weiter oben berechnete Labour Force bezieht sich jeweils auf den 30.09. eines Jahres. Für andere Zeiträume liegen keine nach Berufen differenzierten Arbeitslosenbestände vor. Näherungsweise wurde ein Arbeitslosenbestand $U_{i,t-6\text{Monate}}$ bestimmt. Zunächst wurde der Durchschnitt des Arbeitslosenbestandes einer Berufsgruppe zum 30.09. eines Jahres und zum 30.09. des Folgejahres gebildet. Betrachtet man die Zeitreihe der gesamtwirtschaftlichen Arbeitslosenbestände, so wird deutlich, dass dies vermutlich nur eine schlechte Annäherung an die Märzbestände sein kann, denn durch saisonale Einflüsse entwickelt sich der Arbeitslosenbestand nicht stetig und konstant, sondern er unterliegt Schwankungen. Deshalb wurde dieser Durchschnitt noch um die Verhältniszahl des gesamten Arbeitslosenbestandes zum 31.03. eines Jahres $U_{t,\text{MÄR}}$ und dem Durchschnitt der gesamten Arbeitslosenbestände zum 30.09. eines Jahres t und des Vorjahres $(t-1)$ korrigiert¹⁰:

$$\hat{U}_{i,t-6\text{Monate}} \equiv U_{i,t-6\text{Monate}} = \frac{U_{t,\text{MÄR}}}{1/2(U_{t-1,\text{SEP}} + U_{t,\text{SEP}})} \cdot \frac{1}{2}(U_{i,t-1} + U_{i,t}) \quad (12)$$

¹⁰Die Zeitreihe wurde Statistik der Bundesagentur für Arbeit (2007) entnommen.

Ein analoges Vorgehen wurde für das Beschäftigungsniveau $E_{i,t-6Monate}$ gewählt, auch hier sind deutliche Schwankungen im Jahresverlauf erkennbar.

4 Untersuchungsergebnisse

4.1 Überblick

Sowohl die Schätzungen mit Hilfe der Niveaugrößen als auch mit den Raten deuten auf eher sinkende Skalenerträge der Matchingfunktion hin. Die Schätzungen auf Grundlage der Niveaugrößen ergaben ein im Vergleich zu anderen Schätzungen (Fahr und Sunde, 2004) verändertes Muster bezüglich der Koeffizienten der Teilarbeitsmärkte. Die Schätzungen anhand der Raten lassen vorerst noch kein robustes Muster erkennen.

Tabelle 1 informiert zunächst über einige Durchschnittswerte der aggregierten Niveaugrößen aus dem verwendeten Datensatz.

Tabelle 1: Deskriptive Statistik des Datensatzes (jeweils Jahresdurchschnitte)

		Durchschnitt	
		1982-2003	Anteil
Bestandsgrößen des Arbeitsmarktes			
Labour Force	$E + U$	23.665.024	100,00%
Beschäftigungsniveau	E	21.441.306	90,60%
Arbeitslose	U	2.223.718	9,40%
Vakanzen	V	257.894	1,09%
Neueinstellungen			
gesamt	M_{ALL}	5.317.698	100,00%
aus Nichtbeschäftigung	M_X	3.469.320	65,24%
aus Arbeitslosigkeit	M_U	1.069.771	20,12%
aus Nichterwerbstätigkeit	M_{OL}	2.399.549	45,12%
aus Beschäftigung	M_E	1.848.378	34,76%

Demnach sind ca. ein Drittel aller Neueinstellungen Übergänge von erwerbstätigen Personen in ein neues Beschäftigungsverhältnis und ca. zwei Drittel der Arbeitnehmer waren vor der beobachteten Neueinstellung nicht beschäftigt, das heißt sie waren entweder arbeitslos oder nicht erwerbstätig¹¹. Tabelle 2 bietet eine Übersicht über die durchschnittlichen Raten. Sie unterscheiden sich von denen in Tabelle 1 deswegen, weil der Betrachtungszeitraum um ein Jahr kürzer ist.

¹¹Die Relationen sind denen von Fahr und Sunde (2004, S. 415) ähnlich.

Tabelle 2: Durchschnittliche Werte der Raten (Quelle: Datenzentrum der Statistik der Bundesagentur für Arbeit, IABS 1975-2004, eigene Berechnungen)

		Durchschnitt 09/1982-09/2002 (in %)
Arbeitsmarkt-Bestandsgrößen		
Beschäftigtenrate	ER	89.44
Arbeitslosenrate	UR	10.56
Vakanzrate	VR	1.39
03/1983-03/2003		
Neueinstellungsraten		
gesamt	MR_{ALL}	23.39
aus Nichtbeschäftigung	MR_X	16.48
aus Arbeitslosigkeit	MR_U	5.51

Grundsätzlich sind Schätzverfahren angezeigt, die die Panelstruktur der Daten und ggf. noch weitere Eigenschaften der Zeitreihen berücksichtigen.

Die Untersuchung der Matchingprozesse erfolgt aus zwei unterschiedlichen Perspektiven.

Zunächst wird eine robuste Kleinste-Quadrate-Schätzung (Pooled-OLS-Modell). Dies ermöglicht einen direkten Bezug auf andere Ergebnisse in der Literatur (insb. Fahr und Sunde, 2004) und die Diskussion etwaiger Abweichungen auch aufgrund der jüngeren und verlängerten Zeitreihe. Dabei wird angenommen, dass die Paneldaten stationär sind. Außerdem liegt der Analyse die Annahme zugrunde, dass der gleiche Matchingprozess über alle Berufsgruppen auf dem Arbeitsmarkt bzw. auf beruflichen Teilarbeitsmärkten abläuft. Etwaige Heterogenität in den Berufsgruppen ist ebenfalls noch nicht berücksichtigt.

Dann wird diskutiert, ob Homogenität der einzelnen Berufsgruppen und Stationarität valide Annahmen für den Datensatz sind.

Das Ergebnis wird schließlich berücksichtigt bei einer Untersuchung von Neueinstellungs-, Arbeitslosen- und Vakanzraten mit einem so genannte Pooled-Mean-Group-Modell.

4.2 Pooled-OLS-Modell

Für die Schätzung der Matchingfunktion wurde eine logarithmierte Cobb-Douglas-Produktionsfunktion verwendet:

$$M_{h,i,t}^{ln} = A + \beta^V V_{i,t}^{ln} + \beta^U U_{i,t}^{ln} + \gamma' z_{i,t}^{ln} + \omega t + \epsilon_{i,t}. \quad (13)$$

β^U und β^V sind die Matchingelastizitäten bezüglich der arbeitssuchenden Personen und der Vakanzen. Konstante Skalenerträge, wie in der Theorie angenommen, implizieren $\beta^U + \beta^V = 1$.

A ist ein Skalierungsparameter, der als die „generelle“ Effizienz des Matchingprozesses bezeichnet werden kann. Aus Tabelle 1, Seite 10 lässt sich ablesen, dass eine der

theoretischen Annahmen über die Matchingfunktion nicht gehalten werden kann, nämlich $M \leq \min(U, V)$. Damit können die Steigungsparameter der Regression β^U und β^V zwar geschätzt werden, aber der Skalierungsparameter lässt sich nur ausschließlich relativ innerhalb von Modellvarianten mit gleicher abhängiger Variable interpretieren. Die nötige Variation für die Schätzung erfolgt über abgrenzbare Berufe und über mehrere Messungen zu verschiedenen Zeitpunkten t . Ergänzt wird das Modell um das logarithmierte reale Bruttoinlandsprodukt und um Dummies für berufliche Teilarbeitsmärkte (zusammengefasst im Vektor $z_{i,t}$).

Durch die Cobb-Douglas-Formel gehen diese Variablen in den Matchingprozess als „erweiterte generelle Matchingproduktivität“ ein (Fahr und Sunde, 2004, S. 41). Durch die log-lineare Form der Regressionsgleichung führt die Erhöhung des Wertes einer unabhängigen Variablen mit positivem Koeffizienten zu einem verbesserten Arbeitsmarktausgleich, also zu einer erhöhten Zahl der Begründung von Beschäftigungsverhältnissen. Das Gegenteil gilt für negative Koeffizienten. Die jeweilige relative Größe der Matchingelastizitäten der arbeitssuchenden Personen und der Vakanzen indizieren die relative Bedeutung von Arbeitsangebot und Arbeitsnachfrage für den Matchingprozess. Eine betragsmäßig relativ hohe Matchingelastizität der Zahl der Vakanzen β^V bei einer betragsmäßig relativ niedrigen Matchingelastizität der arbeitssuchenden Personen β^U bedeutet also, dass die Erhöhung der Zahl der arbeitssuchenden Personen sich kaum auf die Zahl der Neueinstellungen auswirkt, wohingegen die Erhöhung der Zahl der Vakanzen eine starke Wirkung hat. Der Theorie folgend müssten beide Größen positiv sein.

Tabelle 3 für alle Neueinstellungen M_{ALL} sowie die Tabellen 8 und 9 für Neueinstellungen aus Nichtbeschäftigung M_X und für Neueinstellungen aus Arbeitslosigkeit M_U ab Seite 27 bieten eine Übersicht über die Ergebnisse.

Neben den Variablen Arbeitslosenbestand U und Vakanzbestand V werden zusätzliche Variablen aufgenommen - die beruflichen Teilarbeitsmärkte als Dummyvariablen (jeweils die Varianten .b und .c), ein Zeittrend $t = 1, \dots, 22$ (Varianten .a und .b) und außerdem das logarithmierte reale Bruttoinlandsprodukt BIP_{real}^{ln} (Variante .c). Insgesamt werden also je abhängiger Variable M_h drei Modellvarianten präsentiert.

Modellvariante (Ib), vgl. Tabelle 3, soll näher erläutert werden.

Wie ablesbar ist, unterscheiden sich einige Koeffizienten signifikant von Null auf dem 1%-Niveau. Die Irrtumswahrscheinlichkeit der übrigen Koeffizienten ist größer als 10 %.

Bestimmtheitsmaße R^2 sind ausgewiesen, jedoch ist zur Modellselektion ein Informationskriterium eher geeignet. Deshalb wurde Akaike's Information Criterion angegeben (AIC, Akaike, 1974). Das Modell (Ic) wäre demnach zu präferieren, da es den kleinsten AIC-Wert unter den Modellvarianten aufweist. Betrachtet man das Informationskriterium der Variante (Ia), so scheint es durchaus vorteilhaft, die Dummies für die beruflichen Teilarbeitsmärkte aufzunehmen. Die höhere Parametrisierung, die bestraft wird, wird offensichtlich durch einen höheren Wert für die Log-Likelihood-Funktion kompensiert¹².

¹²Jedoch ist zu beachten, dass die Log-Likelihood-Funktion normalverteilte Residuen impliziert. Wie gezeigt wird, ist dies bei den Modellvarianten nicht immer der Fall. Somit ist auch bei der Interpretation des AIC eine gewisse Vorsicht geboten.

Tabelle 3: Ergebnisse der robusten Pooled-OLS-Schätzungen für die Neueinstellungen M_{ALL} als abhängige Variable

Abhängige Variable: Neueinstellungen M_{ALL}						
Modellvariante	(Ia)		(Ib)		(Ic)	
log. Arbeitslosenbestand UE^{ln}	0.418	***	0.358	***	0.351	***
	(0.025)		(0.023)		(0.024)	
log. Vakanzbestand VA^{ln}	0.393	***	0.397	***	0.403	***
	(0.019)		(0.019)		(0.020)	
Zeittrend t	-0.015	***	-0.014	***	-	
	(0.002)		(0.002)			
BIP_{real}^{ln}	-		-		-0.676	***
					(0.101)	
Teilarbeitsmärkte:						
Primärer Sektor			-1.271	***	-1.277	***
			(0.116)		(0.115)	
Industrie und Manufakturen			-0.681	***	-0.678	***
			(0.072)		(0.071)	
Handwerk			-0.632	***	-0.636	***
			(0.070)		(0.070)	
technische Berufe			-0.565	***	-0.568	***
			(0.086)		(0.086)	
Dienstleistungen			-0.415	***	-0.416	***
			(0.073)		(0.073)	
Angestellte			-0.078		-0.081	
			(0.079)		(0.079)	
Soziale und kulturelle Berufe			-0.681	***	-0.680	***
			(0.087)		(0.086)	
Gesundheitsberufe			-0.115		-0.122	
			(0.099)		(0.099)	
log. Konstante A^{ln}	3.788	***	4.908	***	7.769	***
	(0.140)		(0.162)		(0.499)	
Bestimmtheitsmaß R^2	0.801		0.836		0.837	
AIC	3329.771		2991.876		2985.831	
Wald-Test (H_0 : konstante Skalenerträge)	abgelehnt***		abgelehnt***		abgelehnt***	
Zahl der Beobachtungen n	1802		1802		1802	

***signifikant auf dem 1 % - Niveau

P-Werte der übrigen Koeffizienten übersteigen 0.1

In Klammern sind robuste Standardfehler nach Huber und White angegeben.

Ergebnisse des Wald-Tests für

$$H_0 : \beta^U + \beta^V = 1 \text{ gegen } H_1 : \beta^U + \beta^V \neq 1,$$

also konstante Skalenerträge, sind ebenfalls angegeben.

Die Auswertung der Ergebnisse und die Beurteilung, ob diese die Theorie bestätigen oder verwerfen, müssen unter Berücksichtigung der verwendeten Proxys für die ökonomischen Größen erfolgen und sind entsprechend vorsichtig vorzunehmen.

Der Bestand der Arbeitslosen hat ohne Berücksichtigung der Dummies für die beruflichen Arbeitsmärkte einen höheren Einfluss als die Vakanzbestände für alle Neueinstellungen (Modell Ia, Tabelle 3)¹³. Bezieht man die Dummies mit ein, dann sinkt der Einfluss und ist niedriger als der der Vakanzbestände. Der Einfluss der Vakanzbestände steigt unter Einbeziehung der Dummies, jedoch um einen geringeren Betrag. Für die anderen Modellvarianten (Tabelle 3 hier sowie 8 und 9 ab Seite 27) ist der Einfluss der Vakanzbestände generell höher als der der Arbeitslosenbestände. Es gibt eine Reihe von Arbeiten für verschiedene Länder, bei denen der Einfluss der Vakanzbestände ebenfalls höher ist (van Ours, 1991; Berman, 1997; Coles und Smith, 1996; Yashiv, 2000). Bei anderen Arbeiten für Deutschland hatten die Arbeitslosenbestände einen höheren Einfluss (Fahr und Sunde, 2004; Burda und Wyplosz, 1994).

Der Zeittrend ist signifikant negativ: das bedeutet, da auch er in die „augmenting productivity“ eingeht, dass die Rigiditäten eher zugenommen haben.

Der Befund eines signifikant negativen Einflusses des logarithmierten Bruttoinlandsproduktes kann ebenfalls für alle Modellvarianten bestätigt werden. Vergleicht man die Modellvarianten mit Trend und Bruttoinlandsprodukt (jeweils .b und .c), so wird deutlich, dass sich die Ergebnisse nicht wesentlich verändern.

Die Resultate lassen durchgehend eher auf sinkende als konstante Skalenerträge schließen (Ablehnung der Nullhypothese auf konstante Skalenerträge beim Wald-Test). Dies entspricht auch dem Befund von Burda und Wyplosz (1994) und Fahr und Sunde (2004). Ebenso wurde bereits über steigende (Blanchard und Diamond, 1990; Yashiv, 2000) und konstante (Anderson und Burgess, 2000) Skalenerträge berichtet.

Der Befund, dass die jeweiligen Parameter der Matchingfunktion sensibel gegenüber den Arten der Neueinstellungen M_{ALL} , M_X und M_U sind (Broersma und Ours, 1999) kann für die Punktschätzer durchaus bestätigt werden. Schaut man sich jedoch die Konfidenzintervalle an, dann überschneiden sich diese nur ausnahmsweise nicht.

Es konnte in allen Modellvarianten ein signifikanter Einfluss der beruflichen Teilarbeitsmärkte festgestellt werden (Ausnahmen sind die Angestellten-Berufe und Gesundheitsberufe in den Modellvarianten Ib und Ic). Der Koeffizient geht ebenfalls in die „augmenting productivity“ mit ein. Die Koeffizienten werden unter Bezug auf den Teilarbeitsmarkt der Geringqualifizierten verglichen. Da alle Koeffizienten negativ sind, lässt sich schließen, dass die Dynamik bei den Geringqualifizierten, gefolgt von den Gesundheitsberufen und den Angestellten bei der Modellvariante I hoch ist, wohingegen sie im primären Sektor (durchgehend für alle Modellvarianten) niedrig ist. Überraschend ist, dass gerade der Teilarbeitsmarkt der Geringqualifizierten in allen Modellvarianten die höchste Dynamik aufweist. Einerseits könnte man die Dynamik

¹³Der Vergleich der Inputkoeffizienten erfolgt hier noch anhand der Punktschätzer, da bspw. im Survey von Petrongolo und Pissarides (2001) auch nur Punktschätzer und keine Intervallschätzungen angegeben sind. Damit können nur die Punktschätzer mit bisherigen Resultaten verglichen werden.

damit begründen, dass die Transaktionskosten der Matchingprozesse im Vergleich zu anderen Märkten niedrig sind, denn die Anforderungen an Geringqualifizierte sind einfacher zu erfüllen, damit sind Such- und Verhandlungszeiten kürzer und Matchingsentscheidungen können schneller getroffen werden. Andererseits ist es nicht möglich, die gesamte Dynamik im verwendeten Modell mit den vorhandenen Jahres-Daten zu berücksichtigen. Es muss festgehalten werden, dass sich bezüglich der Koeffizienten der Teilarbeitsmärkte ein anderes „Muster“ als bei Fahr und Sunde (2004, S. 419), die von „occupational job creation patterns“ sprechen, ergibt.

Schätzungen in den beruflichen Teilarbeitsmärkten unter Einbeziehung des logarithmierten realen Bruttoinlandsproduktes für M_{ALL} werden in Tabelle 4 zusammengefasst; die Tabellen 10 und 11 für M_X und M_U sind ab Seite 29 zu finden. Die Tabellen sind ähnlich zu lesen wie die Ergebnistabellen zuvor. In der ersten Spalte einer Zeile findet man den beruflichen Teilarbeitsmarkt, der analysiert wird. In den folgenden Spalten sind Koeffizienten mit Standardfehlern und dem Hinweis auf Signifikanz angegeben und dann folgen die genannten diagnostischen Kennziffern.

Die Auswertung wird sich nun auf alle Neueinstellungen M_{ALL} beschränken, ggf. wird bei starken Abweichungen der anderen Modellvarianten darauf hingewiesen. Dabei wird im Folgenden der Gesundheitsbereich nicht betrachtet, da er keine signifikanten Inputkoeffizienten aufweist¹⁴.

Zunächst einmal soll untersucht werden, bei welchen Teilarbeitsmärkten die Vakanzbestände (erste Kategorie) und bei welchen die Arbeitslosenbestände (zweite Kategorie) einen höheren Einfluss haben. Zur ersten Kategorie zählen der primäre Sektor, Industrie und Manufakturen und der Markt der Geringqualifizierten¹⁵. Zur zweiten Kategorie zählen die technischen Berufe und die Angestellten. Unter Berücksichtigung der Konfidenzintervalle lassen sich Handwerk, Dienstleistungen sowie soziale und kulturelle Berufe nicht zuordnen. Die Ergebnisse stimmen für den primären Sektor, die technischen Berufe und Angestellte mit denen von Fahr und Sunde (2004, S. 425) überein. Für die nicht einordenbare Teilarbeitsmärkte lässt sich keine Aussage treffen, vergleicht man lediglich die Punktschätzer, so weisen Handwerk und Dienstleistungen ebenfalls Ähnlichkeiten auf. Für die übrigen 3 beruflichen Teilarbeitsmärkte ergibt sich dann ein gegenteiliges Bild¹⁶.

Generell musste im Rahmen des Wald-Tests die Nullhypothese auf konstante Skalenerträge in allen Märkten abgelehnt werden. Die Dienstleistungen bilden für die Neueinstellungen aus Nichtbeschäftigung M_X und Arbeitslosigkeit M_U eine Ausnahme. Steigende Skalenerträge weist nur das Handwerk auf¹⁷. Alle anderen weisen sinkende Skalenerträge auf.

Betrachtet man den Einfluss des Entwicklungsniveaus der Wirtschaft, hier durch das logarithmierte reale Bruttoinlandsprodukt repräsentiert, so bietet sich ebenfalls ein differenziertes Bild. Signifikant positiven Einfluss hat BIP_{real}^{ln} bei den Angestellten und

¹⁴Die teilweise geringen Beobachtungszahlen in den beruflichen Teilarbeitsmärkten tragen zu Schätzungen von Inputkoeffizienten bei, die sich nicht signifikant von Null unterscheiden. Durch die geringere Zahl erhöhen sich die Standardfehler und damit die Konfidenzintervalle.

¹⁵Bei diesem Vergleich wurden hier und im Folgenden die 95 %-Konfidenzintervalle überprüft. Kommt es zu Überschneidungen des unteren Wertes des höheren Koeffizienten mit dem obersten Wert des niedrigeren Koeffizienten wird keine Kategorie gebildet

¹⁶Der Teilarbeitsmarkt der Gesundheitsberufe wurde auch hier nicht betrachtet.

¹⁷Dies würde theoretisch zur Existenz multipler Gleichgewichte führen (Pissarides, 2000, S. 135).

Abhängige Variable: Neueinstellungen M_{ALL}							
Parameter / Analyse	U^{in}	V^{in}	$BI^{p/in}_{real}$	log. Konstante	R^2	Wald-Test#	n
Primärer Sektor	0.179 (0.086)	** 0.548 (0.062)	*** -3.861 (0.503)	*** 21.145 (2.505)	0.641	abgelehnt	110
Industrie und Manufakturen	0.259 (0.032)	*** 0.395 (0.027)	*** -0.978 (0.146)	*** 9.283 (0.691)	0.764	abgelehnt	614
Handwerk	0.590 (0.036)	*** 0.476 (0.027)	*** -1.367 (0.135)	*** 7.297 (0.660)	0.885	abgelehnt	396
Technische Berufe	0.558 (0.066)	** 0.089 (0.036)	*** 1.136 (0.327)	** -0.486 (1.254)	0.704	abgelehnt	88
Dienstleistungen	0.510 (0.051)	*** 0.455 (0.048)	*** -0.631 (0.230)	*** 5.172 (1.139)	0.924	abgelehnt ^o	220
(Büro-)Angestellte	0.563 (0.072)	*** 0.138 (0.066)	** 1.263 (0.299)	*** -1.007 (1.309)	0.873	abgelehnt	132
Soziale und kulturelle Berufe	0.396 (0.121)	*** 0.283 (0.098)	*** 0.753 (0.409)	* 1.110 (2.018)	0.805	abgelehnt	132
Gesundheitsberufe	0.572 (0.129)	-0.033 (0.123)	0.938 (0.636)	1.874 (2.980)	0.453	(abgelehnt)	66
Geringqualifizierte	0.192 (0.052)	*** 0.648 (0.080)	*** -0.049 (0.598)	4.702 (2.414)	0.827	abgelehnt	44

In Klammern sind die Standardfehler angegeben.

*signifikant auf dem 10 % - Niveau

**signifikant auf dem 5 % - Niveau

***signifikant auf dem 1 % - Niveau

#Signifikanzniveau: 5 %

^op-Wert = 0.0478

Tabelle 4: Ergebnisse der robusten Pooled-OLS-Schätzungen für die Neueinstellungen M_{ALL} als abhängige Variable in den Teilarbeitsmärkten

bei den technischen Berufen. Bei den beruflichen Teilarbeitsmärkten Primärer Sektor, Industrie und Manufakturen, Handwerk und Dienstleistungen ist der Einfluss negativ. Erklären könnte sich das über die Trendkomponente des BIP_{real}^{ln} und einer etwaigen Verschlechterung der Matchingeffizienz im Zeitablauf.

Die Konstante war nur jeweils im Primären Sektor, Industrie und Manufakturen, Handwerk und Dienstleistungen signifikant von Null verschieden. Etwas niedriger, aber eine ganz ähnliche Relation untereinander weisen die Konstanten von Fahr und Sunde (2004, S. 425) auf.

4.3 Heterogenität und Instationarität in Panelzeitreihen

4.3.1 Vorbemerkung

Bei Querschnittsdaten kann man die Wirkung einer exogenen Variablen auf die endogene Variable nur messen, in dem man die Variation zwischen den Untersuchungseinheiten ausnutzt. Jedoch setzt das die Homogenität der Untersuchungseinheiten voraus. Diese ist jedoch nicht immer gegeben. Auf Grundlage der Ergebnisse der Analyse mit dem Pooled-OLS-Schätzer unter Einbeziehung der beruflichen Teilarbeitsmärkte kann dies bereits vermutet werden. Für die Berufsgruppen soll Heterogenität angenommen werden. Begründet werden kann dies mit dem theoretischen Indiz der „Beruflichkeit“ von Teilarbeitsmärkten (Abschnitt 2.3, Seite 6)¹⁸.

Pesaran und Smith (1995) haben das Heterogenitätsproblem für makroökonomische Zusammenhänge (Beschäftigungs- bzw. Arbeitsnachfragefunktionen) in aggregierten Daten mit Panelcharakter untersucht.

Untersuchungsgegenstand ist ein Parameter, der einen langfristigen durchschnittlichen Zusammenhang von exogenen auf endogene Variablen beschreibt. Außerdem wird angenommen, dass die wirtschaftlichen Aggregate, die durch die Variablen repräsentiert werden, nach einer gewissen Zeit Gleichgewichtswerte annehmen.

Herkömmliche Schätzer ignorieren Heterogenität in den Koeffizienten, die zu serieller Autokorrelation in den Störtermen führt.

Ein weiteres Problem der Schätzer tritt bei Instationarität der Zeitreihen auf. Regelmäßig wird empfohlen, den Trend explizit zu modellieren oder Differenzen-Zeitreihen mit sukzessiv erhöhter Ordnung, bis Stationarität erreicht ist, zu nutzen (Auer, 2007, S. 510).

Gerade die Differenzenbildung ist keine ideale Lösung, da diese Modelle nur noch kurzfristige Zusammenhänge beschreiben. Langfristige Zusammenhänge können nicht mehr untersucht werden (Charemza und Deadman, 1999, S. 122). Der Bedarf, Modelle zu konstruieren, die Wirkungen der kurzen als auch der langen Frist beschreiben und zur gleichen Zeit Stationarität in allen (ggf. transformierten) Variablen aufweisen, führte zu einer Revision des Problems von Regressionsanalysen, die Variablen mit ihren ursprünglichen Werten nutzen. Eine Möglichkeit ergibt sich, wenn die Zeitreihen kointegriert sind.

Im Folgenden sollen die Panelzeitreihen näher untersucht werden, insbesondere hinsichtlich möglicher (In-)Stationaritätseigenschaften und sichtbarer Zusammenhänge.

¹⁸Homogenität wird hingegen für die einzelnen Berufsgruppen über die Zeit angenommen, d.h. deren Einfluss auf den Matchingprozess sei langfristig gleich bleibend.

4.3.2 Betrachtung der Zeitreihen

Im Zusammenhang mit der Untersuchung von Matchingfunktionen wurden die Eigenschaften der Panelvariablen immer wieder problematisiert. Blanchard und Diamond (1989, S. 55 ff.) verwendeten Augmentet-Dickey-Fuller-Tests auf Stationarität. Sie konnten die Nullhypothese auf Instationarität ablehnen. Gleichwohl konnten sie keine Kointegration zwischen den untersuchten Reihen nachweisen. Sie betonten, dass dies bei der Interpretation ihrer Ergebnisse zu berücksichtigen sei.

Entorf (1998, S. 79 f.) bestätigte, dass Einheitswurzeln in den Panelzeitreihen der Neueinstellungen, Vakanzzen und Arbeitslosigkeit eher ungewöhnlich sind und dass deshalb auch abgesichert sei, dass für die t -Werte ab einer bestimmten Höhe angenommen werden kann, dass die geschätzten Regressionsparameter signifikant sind.

Fahr und Sunde (2001) folgten zunächst dem Befund von Entorf (1998) und überprüften später die Stationaritätseigenschaft (Fahr und Sunde, 2004, S. 426). Sie haben für ihre Daten festgestellt, dass die Nullhypothese auf Stationarität nicht abgelehnt werden kann. Sie verwendeten dabei das Testverfahren von Hadri (2000), das im Kern einen residualbasierten Lagrange-Multiplikatoren-Test (LM-Test) enthält. Ihr Längsschnitt war kürzer und sie berichteten, dass sie damit die Nullhypothese der Stationarität nicht ablehnen konnten.

Die Ergebnisse des Testverfahrens von Hadri für die vorliegenden Daten und die Differenzenpaneldaten erhärten hingegen den „Verdacht“, dass diese Größen instationäre Panelzeitreihen aufweisen. Da auch die Stationaritätsannahme des Modells mit Trend abgelehnt wurde, würde es auch nicht reichen, eine Trendvariable in die Pooled-OLS-Gleichung aufzunehmen.

Bei allen Variablen ist die Nullhypothese der Stationarität abzulehnen mit einem jeweils eindeutigen P-Wert nahe Null. Beim Testen der Differenzen erster Ordnung der Panelvariablen wird deutlich, dass bei einige Variablen die Instationarität verschwindet mit einem P-Wert nahe bei Eins.

4.3.3 Formulierung von Annahmen über die Eigenschaften der Panelvariablen

Die zuvor beschriebenen Verfahren zur Überprüfung der relevanten Panelvariablen auf Instationarität liefern die Indizien, dass es sich bei allen Größen um integrierte Zeitreihen erster Ordnung $I(1)$ handelt.

Der empirische Test bietet ein Indiz dafür, dass die Paneldaten integriert erster Ordnung sind mit Ausnahme des Panels der Vakanzraten. Im Folgenden soll dennoch angenommen werden, dass alle Panels integriert erster Ordnung sind.

Es besteht theoretisch eine langfristige lineare Beziehung zwischen den Neueinstellungsraten und den Arbeitslosen- und Vakanzraten, somit sei angenommen, dass diese Variablen kointegriert sind (Auer, 2007, S. 528), vgl. Abschnitt 2 ab Seite 3.

Da die in der Literatur aufgefundenen Befunde über die Eigenschaften der Zeitreihen, auch die der Bestände, nicht bestätigt werden konnten, soll ein anderer Weg gegangen werden. Zum Einen wurde im Abschnitt 2.2 ab Seite 5 theoretisch gezeigt, dass Vakanz- und Arbeitslosigkeitsraten - und damit bei einer langfristig konstanten Matchingfunktion auch die Neueinstellungsraten - im Steady-State-Gleichgewicht konstante Werte annehmen. Das impliziert grundsätzlich Stationarität der Zeitreihe

der Raten. Zum Anderen kann angenommen werden, dass die betrachteten Größen in der Realität nur ausnahmsweise Gleichgewichtswerte annehmen. Grundsätzlich widerspricht das nicht der Theorie, dass die Größen entsprechend der modellhaft angedeuteten Mechanismen im genannten Abschnitt in Richtung ihrer Gleichgewichtswerte streben. Jedoch bewirken Schocks, dass sie die Gleichgewichtswerte nicht sofort oder auch nie erreichen. Wenn nun diese Schocks länger wirken, dann kann dies auch zu trendbehafteten und unregelmäßig schwankenden Verläufen der Raten führen. Dies widerlegt keinesfalls die ökonomische Theorie konstanter Raten, nur sind diese Zusammenhänge zu berücksichtigen. Das ist grundsätzlich möglich, wenn man bei der Modellierung der langfristigen Zusammenhänge das kurzfristige Anpassungsverhalten einbezieht (Auer, 2007, S. 529).

Auf Grundlage dieser Überlegungen und der getroffenen Annahmen sollen die Matchingprozesse auf dem Arbeitsmarkt im Ganzen und auf den beruflichen Teilarbeitsmärkten mit Hilfe des so genannten Pooled-Mean-Group-Modells (PMG-Modell) untersucht werden, dass eine wie oben beschriebene Modellierung bietet (Baltagi, 2002, S. 245).

4.4 Pooled Mean Group - Modell

4.4.1 Formulierung des Modells

Die Grundidee des Pooled-Mean-Group-Schätzers wird nun allgemein skizziert. Das Ausgangsmodell ist ein Autoregressive Distributive Lag (ARDL) $(l, q_1, q_2, \dots, q_k)$ - Modell mit $q = q_1 = q_2 = \dots = q_k$ (Pesaran et al., 1999, S. 623).

Dieses wird reparametrisiert in die Fehler-Korrektur-Form. Konkret wird ein reparametrisiertes ARDL(1,1,1)-Modell formuliert:

$$\Delta MR_{h,i}^{ln} = \phi_i [MR_{h,i,-1}^{ln} - (UR_i^{ln}, VR_i^{ln})(\beta^{UR}, \beta^{VR})'] + (\Delta UR_i^{ln}, \Delta VR_i^{ln})(\delta_i^{UR}, \delta_i^{VR})' + A_i t + \epsilon_i \quad (14)$$

Dabei bedeuten

- $\Delta MR_{h,i}^{ln}$ ist der $T \times 1$ Vektor der ersten (Rückwärts-)Differenzen der logarithmierten Raten der Übergänge in Beschäftigung nach den Übergangsarten h und deren Werte der Vorperiode, mit $h = ALL, X, U$, vgl. zu den Übergangsarten auch Abschnitt 3.2.2 auf Seite 8,
- $MR_{h,i,-1}^{ln}$ ist der $T \times 1$ Vektor der logarithmierten Raten der Übergänge in Beschäftigung nach den Übergangsarten h aus der Vorperiode,
- (UR_i^{ln}, VR_i^{ln}) ist die $T \times 2$ Matrix der $T \times 1$ Vektoren der logarithmierten Arbeitslosenraten UR und der Vakanzraten VR ,
- $(\beta_i^{UR}, \beta_i^{VR})'$ ist der 2×1 Vektor der langfristigen Regressionskoeffizienten der Arbeitslosen- und Vakanzraten,
- $(\Delta UR_i^{ln}, \Delta VR_i^{ln})$ ist die Matrix der jeweils ersten Differenzen der logarithmierten Arbeitslosenraten UR und Vakanzraten VR und deren Werte der Vorperiode,
- $(\delta_i^{UR}, \delta_i^{VR})'$ ist der Vektor der Regressionskoeffizienten dieser Differenzenmatrix,

- A_i der fixe Effekt der Berufsgruppe i ,
- $\mathbf{1} = (1, 1, \dots, 1)'$ ist ein $T \times 1$ -Vektor mit lauter Einsen; dieser wird mit dem fixen Effekt A_i multipliziert und schließlich
- ist $\boldsymbol{\epsilon}_i = (\epsilon_{i,1}, \dots, \epsilon_{i,T})'$ der $T \times 1$ Vektor der Fehler der i ten Beobachtung zu allen Zeitpunkten.

Die Ausgangsüberlegung ist die Folgende: im langfristigen Gleichgewicht muss $\boldsymbol{\epsilon}_i = \mathbf{0}$ für alle i gelten. Daraus folgt, dass $MR_{h,i}^{ln*} = MR_{h,i,t}^{ln}$ und $(UR_i^{ln*}, VR_i^{ln*}) = (UR_{i,t}^{ln}, VR_{i,t}^{ln})$ für beliebige t gilt. Die abhängige und unabhängigen Variablen nehmen also langfristig ihre Gleichgewichtswerte an.

Bis es soweit ist, werden Veränderungen der endogenen Variable $\Delta MR_{h,i,t}^{ln}$ durch die fünf Summanden im Modell erklärt.

Die abhängige Variable $MR_{h,i,t-1}^{ln}$ und die Regressoren $(UR_{i,t}^{ln}, VR_{i,t}^{ln*})$ haben ihre Gleichgewichtswerte noch nicht angenommen und befinden sich demzufolge auch noch nicht in ihrer Gleichgewichtsbeziehung (dies wäre nur zufällig der Fall). Damit gibt es einen Anpassungsbedarf für $MR_{h,i,t}^{ln}$; der Term im ersten Summanden entspricht diesem Anpassungsbedarf, der auch als Fehlerkorrekturterm bezeichnet wird. Der Parameter ϕ_i zeigt die „Geschwindigkeit“ an, mit dem die Fehlerkorrektur vorgenommen wird. Wenn ϕ_i gleich Null ist, dann gibt es keinen Nachweis eines langfristigen Zusammenhang zwischen den endogenen und exogenen Größen. Wenn die Variablen zu einem langfristigen Gleichgewicht zurückkehren, so ist zu erwarten, dass der Parameter signifikant negativ ist (Blackburne III und Frank, 2007, S. 199): liegt $MR_{h,i,t-1}^{ln}$ über (unter) dem Wert des Terms $(UR_i^{ln}, VR_i^{ln})(\beta^{UR}, \beta^{VR})'$, so sollte die Anpassung in Richtung eines niedrigeren (höheren) Wertes $\Delta MR_{h,i,t}^{ln}$ erfolgen.

Der zweite Term impliziert, dass die Differenz $\Delta MR_{h,i,t}^{ln}$ auch durch ihre Werte aus Vorperioden bestimmt wird. Das heißt also, dass sich positive Differenzen der endogenen Variable, je nach Vorzeichen und Größe des Koeffizienten, in die eine oder andere Richtung verstetigen.

Der dritte Term repräsentiert Veränderungen des Wertes der unabhängigen Variable ggf. aufgrund von Schocks. Diese Veränderung wirkt (gewichtet mit einem Koeffizienten) direkt auf die abhängige Variable.

Der fixe Effekt A_i ist unveränderlich und beeinflusst die Gleichgewichtszustände in den einzelnen Gruppen je nach Vorzeichen positiv oder negativ (vierter Term). Die Störgrößen in $\boldsymbol{\epsilon}_i$ weichen von Null (bspw. unsystematische Meßfehler) ab und führen zu einer Änderung von $\Delta MR_{h,i,t}^{ln}$ (fünfter Term).

Pesaran et al. (1999, S. 461 ff.) benennen drei Verfahren, um die Parameter zu schätzen - den Fixed-Effects-Schätzer (FE), den Mean-Group-Schätzer (MG) und den Pooled-Mean-Group-Schätzer (PMG). Letzterer kombiniert die Methode des Poolens mit der Durchschnittsbildung. Er erlaubt die Unterschiedlichkeit von Konstanten, kurzfristigen Koeffizienten und Fehlervarianzen zwischen den Gruppen und restringiert die langfristigen Koeffizienten als gleich über die Gruppen, also $(\beta^{UR}, \beta^{VR})' = (\beta_i^{UR}, \beta_i^{VR})'$ für alle i . Damit vereint er Eigenschaften des FE- und des MG-Schätzers.

Das PMG-Modell in Gleichung (14) ist nichtlinear in seinen Parametern ϕ_i und $(\beta_i^{UR}, \beta_i^{VR})$. Außerdem wird zugelassen, dass die Störterme zwischen den Gruppen variieren. Es wurde eine Maximum-Likelihood-Methode entwickelt, um die Parameter zu schätzen (Pesaran et al., 1999, S. 465). Die konzentrierte Likelihood hat folgende

Form:

$$l_T(\boldsymbol{\vartheta}', \boldsymbol{\phi}', \boldsymbol{\sigma}') = -\frac{T}{2} \sum_{i=1}^N \ln(2\pi\sigma_i^2) - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N N \frac{1}{\sigma_i^2} [\Delta y_i - \phi_i \boldsymbol{\xi}_i(\boldsymbol{\vartheta})]' \mathbf{H}_i [\Delta y_i - \phi_i \boldsymbol{\xi}_i(\boldsymbol{\vartheta})] \quad (15)$$

Dabei sind

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\xi}_i(\boldsymbol{\vartheta}) &= \mathbf{MR}_{h,i,-1}^{ln} - (\mathbf{UR}_i^{ln}, \mathbf{VR}_i^{ln})(\beta^{UR}, \beta^{VR})', \\ \mathbf{H}_i &= \mathbf{I}_T - \mathbf{W}_i(\mathbf{W}_i' \mathbf{W}_i) \mathbf{W}_i \text{ mit der Einheitsmatrix } \mathbf{I}_T, \text{ wobei} \\ \mathbf{W}_i &= (\mathbf{MR}_{h,i,-1}^{ln}, \dots, \mathbf{MR}_{h,i,-p+1}^{ln}, \Delta \mathbf{UR}_i^{ln}, \Delta \mathbf{VR}_i^{ln}, \iota) \\ \boldsymbol{\phi} &= (\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_N)' \\ \boldsymbol{\sigma} &= (\sigma_1^2, \sigma_2^2, \dots, \sigma_N^2)' \end{aligned} \quad (16)$$

In der Log-Likelihood werden die Residuen $\boldsymbol{\xi}_i(\boldsymbol{\vartheta}) = \mathbf{MR}_{h,i,-1}^{ln} - (\mathbf{UR}_i^{ln}, \mathbf{VR}_i^{ln})(\beta^{UR}, \beta^{VR})'$ in die logarithmierte Dichtefunktion der Normalverteilung eingesetzt.

4.4.2 Ergebnisse der Schätzung

Tabelle 5 sowie die Tabellen 12 und 13 ab Seite 31 zeigen die Ergebnisse für das Ausgangsmodell und einige Varianten mit den Neueinstellungsraten MR_{ALL} , MR_X und MR_U als abhängige Variablen. Erstens wird eine verzögerte Differenz der jeweiligen Neueinstellungsrate aufgenommen. Zweitens wird das Wirtschaftswachstums als langfristiger Parameter in den Fehlerkorrekturterm eingefügt. Operationalisiert wird es durch die Veränderungsrate des Bruttoinlandsproduktes BIP_{real}^{growth} .

Erstere Modifikation war für die Raten der Neueinstellungen aus Arbeitslosigkeit mit dem gewählten Verfahren nicht kalkulierbar, deshalb enthält Tabelle 13 nur zwei Modellvarianten. Die Tabellen bestehen aus drei Teilen. Im oberen Teil können die langfristigen Koeffizienten für die Vakanz-, die Arbeitslosen- und ggf. die Veränderungsrate des Bruttoinlandsproduktes abgelesen werden. Der zweite Teil enthält eine Zusammenfassung der für alle Berufsgruppen geschätzten kurzfristigen Parameter: abgelesen werden können die Mittelwerte und deren Standardfehler (Pesaran et al., 1999, S. 626). Schließlich werden im unteren Teil der Betrag der Log-Likelihood, Akaike's Information Criterion und die Zahl der verfügbaren Beobachtungen n angegeben.

Die langfristigen Koeffizienten β^{VR} , β^{UR} und der Koeffizient für BIP_{real}^{growth} sind positiv und signifikant von Null verschieden für die Modellvarianten der Raten der gesamten Neueinstellungen MR_{ALL} . Die kurzfristigen Koeffizienten für ΔVR und $\Delta MR_{ALL,-1}$ sind für alle Modellvarianten nicht signifikant.

Die Konfidenzintervalle von β^{VR} und β^{UR} überschneiden sich nicht in den Modellvarianten (IVb) und (IVd), hier ist der Einfluss der Vakanzrate auf die Neueinstellungsrate größer als der der Arbeitslosenrate sein.

Für die Raten der Neueinstellungen aus Nichtbeschäftigung MR_X sind in Modellvariante (Vb) alle Koeffizienten signifikant, wenn man ein Signifikanzniveau von 10 % akzeptieren mag. Jedoch ist β^{UR} kleiner Null. In den übrigen Modellvarianten ist immer einer der (langfristigen) Parameter insignifikant (Tabelle 12, Seite 31).

Für die Raten der Neueinstellungen aus Arbeitslosigkeit ergibt sich ein ähnliches Bild.

Tabelle 5: Ergebnisse der Pooled-Mean-Group-Schätzungen für das Ausgangsmodell und einige Modifikationen für die Raten aller Neueinstellungen MR_{ALL}

		Abhängige Variable							
		ΔMR_{ALL}							
Modellvariante		(IVa)		(IVb)		(IVc)		(IVd)	
Langfristige	β^{UR}	0.096	***	0.053	***	0.106	***	0.061	***
Koeffizienten		(0.019)		(0.018)		(0.021)		(0.019)	
	β^{VR}	0.146	***	0.162	***	0.144	***	0.162	***
		(0.008)		(0.009)		(0.009)		(0.009)	
	BIP_{real}^{growth}					0.847	***	0.561	**
						(0.309)		(0.282)	
Durchschnittliche	ϕ	-0.483	***	-0.528	***	-0.474	***	-0.518	***
kurzfristige		(0.033)		(0.039)		(0.032)		(0.037)	
Koeffizienten	$\zeta_1^{\Delta MR_{-1}}$			0.033				0.030	
über die				(0.032)				(0.031)	
Berufsgruppen	$\delta_0^{\Delta UR}$	-0.334	***	-0.307	***	-0.331	***	-0.305	***
		(0.036)		(0.037)		(0.036)		(0.037)	
	$\delta_0^{\Delta VR}$	0.005		0.000		0.004		-0.001	
		(0.018)		(0.020)		(0.018)		(0.019)	
	A	-0.312	***	-0.361	***	-0.307	***	-0.349	***
		(0.033)		(0.037)		(0.033)		(0.036)	
Log-Likelihood-Funktion		1383.349		1390.141		1386.580		1391.815	
Wald-Test ($\alpha = 5\%$)		abgelehnt		abgelehnt		abgelehnt		abgelehnt	
AIC		-2754.698		-2766.281		-2759.161		-2767.629	
n		1638		1556		1638		1556	

* signifikant auf dem 10 %-Niveau

** signifikant auf dem 5 %-Niveau

***signifikant auf dem 1 % - Niveau

In Klammern sind die Standardfehler angegeben.

Zwar sind die kurzfristigen Parameter, bis auf der für $\Delta MR_{U,-1}$, signifikant, nicht jedoch die Koeffizienten für Vakanzrate und Veränderungsrate des realen Bruttoinlandsproduktes (Tabelle 13, Seite 32).

Für alle präsentierten Ergebnisse bis hierher gilt: die Nullhypothese auf konstante Skalenerträge im Rahmen des Waldtests kann abgelehnt werden.

Nun sollen nur noch die Raten aller Neueinstellungen MR_{ALL} betrachtet werden. Vor einer Untersuchung der beruflichen Teilarbeitsmärkte wird zunächst das Ausgangsmodell weiter modifiziert. Einige der möglichen Varianten sind in Tabelle 6 dargestellt. Mehr als die in der Tabelle aufgeführten verzögerten Differenzen führten zu keiner besseren Anpassung der Modelle.

Wendet man die Kriterien der Größe der Log-Likelihood bzw. des AIC an, so wäre Modellvariante (IVg) zu präferieren. Auffällig ist, dass im Gegensatz zu allen anderen Modellvarianten, der Einfluss der Arbeitslosenrate nun stärker ist als der der Vakanzrate. Auch überschneiden sich die 95 % - Konfidenzintervalle nicht. Bei Variante (IVe) überschneiden sie sich ebenfalls nicht, sie weist ein höheren Einfluss der Vakanzrate aus. Bei Variante (Vf) ist anhand des Konfidenzintervalls keine Aussage möglich.

Allgemein gilt für alle Modellvarianten mit der Rate aller Neueinstellungen MR_{ALL} als abhängige Variable, dass die Nullhypothese auf konstante Skalenerträge im Rahmen des Wald-Tests abgelehnt werden muss. Die Analyse deutet auf sinkende Skalenerträge hin. Das hat ernsthafte Implikationen auf die Theorie. Das Gleichgewicht wird unter anderem unter der Annahme konstanter Skalenerträge der Matchingfunktion abgeleitet. Der Fehlerkorrekturparameter ϕ ist durchgehend signifikant negativ und auch relativ hoch. Das ist zumindest ein Indiz dafür, dass es zügige Bewegungen gegen Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht im Fehlerkorrekturterm gibt. Außerdem scheint er betragsmäßig und bezüglich des Standardfehlers weniger zu schwanken, auch bei den Modellen für MR_X und MR_U .

Im Folgenden werden noch Ergebnisse für die beruflichen Teilarbeitsmärkte präsentiert. Je Teilarbeitsmarkt wurden zunächst 16 Modellvarianten geschätzt. Je vier unter Einbeziehung des Wirtschaftswachstums und vier ohne und dies kombiniert mit je vier Modellen mit einer verzögerten Differenz $\Delta MR_{ALL,-1}$ und je vier ohne diese Differenz. Dabei wurden die verzögerten Differenzen sukzessive aufgenommen. Eine Übersicht über den jeweiligen Wert der Log-Likelihood, Akaike's Information Criterion und die Frage, ob alle Koeffizienten signifikant von Null verschieden sind, bieten die Tabellen 14 und 15 ab Seite 33. Differenzen aus älteren Vorperioden haben die Schätzung nach den Kriterien Signifikanz der langfristigen Parameter und des Informationskriteriums nicht verbessert.

In den Tabellen ist jeweils die „beste“ Modellkonstellation nach folgenden Kriterien fett gedruckt. Zunächst wurde geprüft, ob alle Koeffizienten signifikant (mit einem maximalen Signifikanzniveau von 10 %) sind. Dies ist nur bei den technischen Berufen der Fall, und da auch nur für eine Modellvariante (Tabelle 14). Wenn das nicht der Fall war, dann wurden die Modellvarianten herangezogen, für die die langfristigen Koeffizienten signifikant sind, hierfür finden sich einige Beispiele. Schließlich gibt es auch Varianten bei denen sich keiner der Koeffizienten signifikant von Null unterscheidet. Unter dieser Vorauswahl wurde anhand des AIC die „beste Variante“ ausgewählt. Detaillierte Ergebnisse sind in Tabelle 16 auf Seite 37 zu finden.

Die Ergebnisse sind in Tabelle 7 zu finden.

Tabelle 6: Ergebnisse der Pooled-Mean-Group-Schätzungen für weitere Modellvarianten für die Rate aller Neueinstellungen MR_{ALL}

		Abhängige Variable					
		ΔMR_{ALL}					
Modellvariante		(IVe)		(IVf)		(IVg)	
Langfristige Koeffizienten	β^{UR}	0.071 ***		0.081 ***		0.158 ***	
		(0.023)		(0.022)		(0.020)	
	β^{VR}	0.153 ***		0.130 ***		0.084 ***	
		(0.102)		(0.011)		(0.008)	
	BIP_{real}^{growth}	1.203 ***		0.834 **		1.375 ***	
		(0.346)		(0.326)		(0.275)	
	ϕ	-0.472 ***		-0.491 ***		-0.472 ***	
		(0.030)		(0.030)		(0.037)	
	$\delta_{-1}^{\Delta y-1}$					-0.072 **	
						(0.029)	
	$\delta_{-2}^{\Delta y-2}$						
Durchschnittliche Koeffizienten über die Berufsgruppen	$\delta_0^{\Delta UR}$	-0.315 ***		-0.286 ***		-0.326 ***	
		(0.034)		(0.037)		(0.041)	
	$\delta_{-1}^{\Delta UR-1}$					-0.083 **	
						(0.033)	
	$\delta_0^{\Delta VR}$						
	$\delta_{-1}^{\Delta VR-1}$			0.089 ***		0.080 ***	
				(0.016)		(0.018)	
	A	-0.332 ***		-0.385 ***		-0.397 ***	
		(0.034)		(0.036)		(0.042)	
Log-Likelihood-Funktion		1314.329		1353.855		1502.998	
Wald-Test ($\alpha = 5\%$)		abgelehnt		abgelehnt		abgelehnt	
AIC		-2616.658		-2693.709		-2987.997	
n		1640		1556		1556	

* signifikant auf dem 10 %-Niveau

** signifikant auf dem 5 %-Niveau

***signifikant auf dem 1 % - Niveau

In Klammern sind die Standardfehler angegeben.

Abhängige Variable

ΔMR_{ALL}

	Langfristige Koeffizienten			Durchschnittliche kurzfristige Koeffizienten über die Berufsgruppen					AIC (Log-Likelihood)	Wald-Test ($\alpha = 5\%$)	n
	β^{UR}	β^{VR}	BIP^{growth}_{real}	ϕ	$\zeta_1^{\Delta MR-1}$	$\delta_1^{\Delta UR}$	$\delta_1^{\Delta VR}$	A			
Industrie und Manufakturen	-0.206*** (0.021)	0.225*** (0.013)	1.506*** (0.489)	-0.813*** (0.079)	0.113** (0.099)	0.183*** (0.064)	-0.913*** (0.099)	-0.459*** (0.108)	-534.058 (272.029)	abgelehnt	532
Handwerk	0.054* (0.031)	0.157*** (0.015)	1.506*** (0.489)	-0.591*** (0.088)	0.183*** (0.064)	0.183*** (0.064)	-0.459*** (0.108)	-0.459*** (0.108)	-751.309 (381.654)	abgelehnt	342
technische Berufe	0.389*** (0.139)	0.230** (0.104)	1.506*** (0.489)	-0.285*** (0.082)	0.101*** (0.032)	0.101*** (0.032)	0.084* (0.047)	0.084* (0.047)	-176.041 (93.021)	kann nicht abgelehnt werden	76
Angestellte	-0.554*** (0.096)	0.395*** (0.040)	5.677*** (1.622)	-0.298*** (0.094)	0.165** (0.080)	0.165** (0.080)	-0.448*** (0.171)	-0.448*** (0.171)	-279.603 (146.802)	abgelehnt	114
Soziale und kulturelle Berufe	-0.213*** (0.073)	0.148*** (0.040)	1.589** (0.737)	-0.431*** (0.119)	0.150** (0.061)	0.150** (0.061)	-0.533*** (0.169)	-0.533*** (0.169)	-190.957 (101.479)	abgelehnt	114

* signifikant auf dem 10 %-Niveau

** signifikant auf dem 5 %-Niveau

***signifikant auf dem 1 %- Niveau

In Klammern sind die Standardfehler angegeben.

Tabelle 7: Weitere Ergebnisse der Pooled-Mean-Group-Schätzungen für die Neueinstellungsrates MR_{ALL} als abhängige Variable in den Teilarbeitsmärkten nach weiteren Anpassungen

5 Fazit und Ausblick

Die Analyse der Matchingprozesse auf beruflichen Teilarbeitsmärkten kann sowohl für die Arbeitsmarktpolitik als auch für Organisationen, die Matchingprozesse auf Arbeitsmärkten steuern, wertvoll sein.

Hat man valide Informationen darüber, ob Arbeitssuchende oder Bewerber suchende Firmen einen stärkeren Einfluss auf die Neueinstellungen haben und kann dies mit Informationen darüber kombiniert werden, wie sich diese Einflüsse auf beruflichen Teilarbeitsmärkten unterscheiden, so ist es möglich, eine differenziertere Arbeitsmarktpolitik zu betreiben oder adäquatere Managementstrategien bezüglich des Matchingprozesses zu entwickeln.

Der Vergleich der Ergebnisse der Pooled-OLS-Schätzung mit denen von Fahr und Sunde (2004) zeigt sowohl Gemeinsamkeiten als auch Unterschiede auf. Es konnte festgestellt werden, dass die beruflichen Teilarbeitsmärkte einen Einfluss auf den Matchingprozess ausüben. Die Frage, ob das „Muster“ des Einflusses der Berufsgruppen bzw. beruflichen Teilarbeitsmärkte auf den Matchingprozess zeitlich stabil ist oder nicht, kann nicht eindeutig beantwortet werden. Die Schätzung zeigt Unterschiede auf, jedoch stellt sich die Frage inwieweit kurzfristige Einflüsse die langfristigen Einflüsse der beruflichen Teilarbeitsmärkte in den jeweiligen Zeitreihen überlagern.

Das Pooled-Mean-Group-Modell bietet dafür einen besseren Analyserahmen. Die vorliegenden Ergebnisse für die Rate aller Neueinstellungen MR_{ALL} zeigen positive Elastizitäten bei sinkenden Skalenerträgen. Letzteres hat ernsthafte Implikationen auf die Theorie. Unterschiede in den beruflichen Teilarbeitsmärkten lassen sich teilweise nachweisen.

Problematisch ist die Zahl der zu schätzenden Parameter in Relation zur verfügbaren Länge der Zeitreihe. Das Modell stellt - auch wenn es einige Eigenschaften der Daten besser berücksichtigt - höhere Anforderungen an die Daten: Der Einsatz des PMG-Modells wird gerechtfertigt durch die theoretisch plausible Annahme eines sich langfristig einstellenden gesamtwirtschaftlichen Gleichgewichts. So könnte viel mehr ins Gewicht fallen, dass die gemeldeten offenen Stellen nur einen Teil des gesamtwirtschaftlichen Stellenangebotes darstellen und auch in ihrer Struktur nicht repräsentativ sind. Insgesamt aber bietet das Verfahren eine bessere Anpassung an die Dynamik in den Daten und eine neue Perspektive auf die Analyse von Matchingprozessen.

Anhang

A.1 Weitere Ergebnis-Tabellen

Tabelle 8: Ergebnisse der Pooled-OLS-Schätzungen für die Neueinstellungen aus Nichtbeschäftigung M_X als abhängige Variable

Abhängige Variable: Neueinstellungen aus Nichtbeschäftigung M_X					
Modellvariante	(IIa)		(IIb)		(IIc)
log. Arbeitslosenbestand UE^{ln}	0.359	***	0.288	***	0.277 ***
	(0.027)		(0.025)		(0.025)
log. Vakanzbestand VA^{ln}	0.455	***	0.484	***	0.496 ***
	(0.021)		(0.021)		(0.021)
Zeittrend t	-0.026	***	-0.026	***	-
	(0.003)		(0.003)		
BIP_{real}^{ln}	-		-		-1.236 ***
					(0.114)
Teilarbeitsmärkte:					
Primärer Sektor	-		-1.520	***	-1.532 ***
			(0.128)		(0.126)
Industrie und Manufakturen			-0.766	***	-0.762 ***
			(0.071)		(0.070)
Handwerk			-0.730	***	-0.737 ***
			(0.070)		(0.069)
technische Berufe			-1.167	***	-1.173 ***
			(0.088)		(0.088)
Dienstleistungen			-0.600	***	-0.602 ***
			(0.072)		(0.071)
(Büro-)Angestellte			-0.653	***	-0.657 ***
			(0.079)		(0.078)
Soziale und kulturelle Berufe			-0.925	***	-0.923 ***
			(0.088)		(0.088)
Gesundheitsberufe			-0.440	***	-0.451 ***
			(0.097)		(0.096)
log. Konstante A^{ln}	3.611	***	4.856	***	10.080 ***
	(0.150)		(0.174)		(0.559)
Bestimmtheitsmaß R^2	0.782		0.814		0.815
AIC	3624.247		3356.630		3344.269
Wald-Test (H_0 : konstante Skalenerträge)	abgelehnt		abgelehnt		abgelehnt
Zahl der Beobachtungen n	1802		1802		1802

***signifikant auf dem 1 % - Niveau

In Klammern sind die Standardfehler angegeben.

Tabelle 9: Ergebnisse der Pooled-OLS-Schätzungen für die Neueinstellungen aus Arbeitslosigkeit M_U als abhängige Variable

Abhängige Variable: Neueinstellungen aus Arbeitslosigkeit M_U						
Modellvariante	(IIIa)		(IIIb)		(IIIc)	
log. Arbeitslosenbestand UE^{ln}	0.379	***	0.341	***	0.327	***
	(0.030)		(0.030)		(0.030)	
log. Vakanzbestand VA^{ln}	0.427	***	0.432	***	0.448	***
	(0.023)		(0.025)		(0.025)	
Zeittrend t	-0.014		-0.014	***	-	
	(0.003)		(0.003)			
BIP_{real}^{ln}	-		-		-0.830	***
					(0.137)	
Teilarbeitsmärkte:						
Primärer Sektor	-		-1.194	***	-1.207	***
			(0.157)		(0.156)	
Industrie und Manufakturen			-0.686	***	-0.678	***
			(0.080)		(0.080)	
Handwerk			-0.506	***	-0.513	***
			(0.081)		(0.081)	
technische Berufe			-1.140	***	-1.146	***
			(0.103)		(0.105)	
Dienstleistungen			-0.584	***	-0.586	***
			(0.081)		(0.081)	
(Büro-)Angestellte			-0.662	***	-0.667	***
			(0.084)		(0.085)	
Soziale und kulturelle Berufe			-1.077	***	-1.072	***
			(0.100)		(0.101)	
Gesundheitsberufe			-0.487	***	-0.501	***
			(0.098)		(0.098)	
log. Konstante A^{ln}	2.276	***	3.285	***	6.848	***
	(0.175)		(0.210)		(0.675)	
Bestimmtheitsmaß R^2	0.712		0.740		0.743	
AIC	4119.957		3953.851		3933.014	
Wald-Test (H_0 : konstante Skalenerträge)	abgelehnt		abgelehnt		abgelehnt	
Zahl der Beobachtungen n	1788		1788		1788	

***signifikant auf dem 1 % - Niveau

P-Werte der übrigen Koeffizienten übersteigen 0.1

In Klammern sind die Standardfehler angegeben.

Abhängige Variable: Neueinstellungen M_X						
Parameter / Analyse	U^{ln}	V^{ln}	BIP^{ln}_{real}	log. Konstante	R^2	Wald-Test [#] n
Primärer Sektor	0.111 (0.107)	0.670 *** (0.074)	-4.198 *** (0.655)	21.943 *** (3.217)	0.597	(abgelehnt) 110
Industrie und Manufakturen	0.122 *** (0.031)	0.535 *** (0.026)	-1.840 *** (0.172)	13.138 *** (0.803)	0.754	abgelehnt 614
Handwerk	0.614 *** (0.043)	0.463 *** (0.030)	-1.631 *** (0.155)	8.057 *** (0.769)	0.853	abgelehnt 396
technische Berufe	0.621 *** (0.072)	0.082 ** (0.040)	0.514 (0.332)	0.913 (1.337)	0.679	abgelehnt 88
Dienstleistungen	0.492 *** (0.055)	0.495 *** (0.048)	-1.057 *** (0.250)	6.539 *** (1.235)	0.917	Ablehnung 220 nicht mgl.
(Büro-)Angestellte	0.620 *** (0.075)	0.119 * (0.064)	1.126 *** (0.305)	-1.606 (1.314)	0.892	abgelehnt 132
Soziale und kulturelle Berufe	0.488 *** (0.146)	0.249 ** (0.118)	0.730 (0.473)	0.052 (2.405)	0.803	abgelehnt 132
Gesundheitsberufe	0.545 *** (0.111)	-0.052 (0.109)	0.835 (0.566)	2.267 (2.583)	0.474	(abgelehnt) 66
Geringqualifizierte	0.111 ** (0.052)	0.633 *** (0.078)	-0.247 (0.574)	6.353 *** (2.323)	0.799	abgelehnt 44

In Klammern sind die Standardfehler angegeben.

*signifikant auf dem 10 % - Niveau

**signifikant auf dem 5 % - Niveau

***signifikant auf dem 1 % - Niveau

#Signifikanzniveau: 5 %

Tabelle 10: Ergebnisse der robusten Pooled-OLS-Schätzungen für die Neueinstellungen M_X als abhängige Variable in den Teilarbeitsmärkten

Abhängige Variable: Neueinstellungen aus Arbeitslosigkeit M_U									
Parameter / Analyse	U^{ln}	V^{ln}	$BIIP^{ln}_{real}$	log. Konstante	R^2	Wald-Test [#]	n		
Primärer Sektor	0.034 (0.129)	0.762 *** (0.091)	-3.839 *** (0.837)	19.357 *** (3.995)	0.511	(abgelehnt)	108		
Industrie und Manufakturen	0.094 *** (0.036)	0.471 *** (0.031)	-1.122 *** (0.210)	9.383 *** (0.970)	0.598	abgelehnt	604		
Handwerk	0.885 *** (0.052)	0.254 *** (0.037)	-0.781 *** (0.211)	2.152 ** (1.008)	0.774	abgelehnt	396		
technische Berufe	0.815 *** (0.105)	-0.010 (0.069)	0.516 (0.455)	-1.569 (1.908)	0.573	(abgelehnt)	88		
Dienstleistungen	0.463 *** (0.064)	0.493 *** (0.057)	-1.017 *** (0.304)	5.390 *** (1.503)	0.872	Ablehnung nicht mgl.	220		
(Büro-)Angestellte	0.636 *** (0.078)	0.179 *** (0.067)	0.829 ** (0.320)	-2.214 (1.415)	0.909	abgelehnt	132		
Soziale und kulturelle Berufe	0.683 *** (0.180)	0.227 (0.141)	0.212 (0.571)	-0.769 (2.942)	0.786	(Ablehnung nicht mgl.)	130		
Gesundheitsberufe	0.774 *** (0.112)	-0.106 (0.099)	0.782 (0.518)	-0.699 (2.377)	0.671	(abgelehnt)	66		
Geringqualifizierte	0.218 (0.080)	0.466 (0.106)	0.725 (0.672)	0.960 (2.690)	0.686	(abgelehnt)	44		

In Klammern sind die Standardfehler angegeben.

**signifikant auf dem 5 % - Niveau

***signifikant auf dem 1 % - Niveau

P-Werte der übrigen Koeffizienten übersteigen 0.1

Signifikanzniveau: 5 %

Tabelle 11: Ergebnisse der robusten Pooled-OLS-Schätzungen für die Neueinstellungen M_U als abhängige Variable in den Teilarbeitsmärkten

Tabelle 12: Ergebnisse der Pooled-Mean-Group-Schätzungen für das Ausgangsmodell und einige Modifikationen für Neueinstellungsraten aus Nichtbeschäftigung MR_X

		Abhängige Variable			
		ΔMR_X			
Modellvariante		(Va)	(Vb)	(Vc)	(Vd)
Langfristige	β^{UR}	0.003	-0.048 ***	0.006	-0.017
Koeffizienten		(0.020)	(0.018)	(0.020)	(0.019)
	β^{VR}	0.022 **	0.037 ***	0.034 ***	0.037 ***
		(0.009)	(0.009)	(0.009)	(0.009)
	BIP_{real}^{growth}			2.040 ***	2.009 ***
				(0.301)	(0.290)
Durchschnittliche	ϕ	-0.485 ***	-0.489 ***	-0.492 ***	-0.492 ***
kurzfristige		(0.031)	(0.035)	(0.031)	(0.033)
Koeffizienten	$\zeta_1^{\Delta MR_{-1}}$		-(0.056) *		-(0.049) *
über die			(0.029)		(0.029)
Berufsgruppen	$\delta_0^{\Delta UR}$	-0.296 ***	-0.272 ***	-0.282 ***	-0.269 ***
		(0.040)	(0.042)	(0.040)	(0.042)
	$\delta_0^{\Delta VR}$	0.085 ***	0.100 ***	0.075 ***	0.090 ***
		(0.017)	(0.018)	(0.017)	(0.018)
	A	-0.944 ***	-0.986 ***	-0.942 ***	-0.962 ***
		(0.077)	(0.088)	(0.076)	(0.082)
Log-Likelihood-Funktion		1293.323	1313.963	1315.839	1336.511
Wald-Test ($\alpha = 5\%$)	(abgelehnt)		abgelehnt	(abgelehnt)	(abgelehnt)
AIC		-2574.647	-2613.926	-2617.679	-2657.023
n		1638	1556	1638	1556

* signifikant auf dem 10 %-Niveau

** signifikant auf dem 5 %-Niveau

***signifikant auf dem 1 % - Niveau

In Klammern sind die Standardfehler angegeben.

Tabelle 13: Ergebnisse der Pooled-Mean-Group-Schätzungen für das Ausgangsmodell und einige Modifikationen für Neueinstellungsraten aus Arbeitslosigkeit MR_U

		Abhängige Variable			
		ΔMR_U			
Modellvariante		(VIa)		(VIb)	
Langfristige	β^{UR}	0.451	***	0.459	***
Koeffizienten		(0.036)		(0.037)	
	β^{VR}	-0.005		-0.009	
		(0.016)		(0.016)	
	BIP_{real}^{growth}			-0.398	
				(0.493)	
Durchschnittliche	ϕ	-0.555	***	-0.555	***
kurzfristige		(0.032)		(0.032)	
Koeffizienten	$\zeta_1^{\Delta MR_{-1}}$				
über die				(0.065)	
Berufsgruppen	$\delta_0^{\Delta UR}$	-0.295	***	-0.303	***
		(0.065)		(0.065)	
	$\delta_0^{\Delta VR}$	0.099	***	0.100	***
		(0.024)		(0.024)	
	A	-1.228	***	-1.222	***
		(0.088)		(0.088)	
Log-Likelihood-Funktion		391.392		391.669	
Wald-Test ($\alpha = 5\%$)		abgelehnt		abgelehnt	
AIC		-770.784		-769.338	
n		1616		1616	

* signifikant auf dem 10 %-Niveau

** signifikant auf dem 5 %-Niveau

***signifikant auf dem 1 % - Niveau

In Klammern sind die Standardfehler angegeben.

Tabelle 14: Log-Likelihood, AIC und Signifikanz der Koeffizienten mit verzögerter Differenz $\Delta MR_{ALL,-1}$

Abhängige Variable						
ΔMR_{ALL}						
mit $\Delta MR_{ALL,-1}$						
		mit Wirtschaftswachstum		ohne Wirtschaftswachstum		
Primärer Sektor						
<i>qVR</i>	<i>qUR</i>	1	2	1	2	
1	Log-Likel.	49.826		48.864	54.228	
	AIC	-85.652	****	-85.727	-96.457	
2	Log-Likel.	58.789		52.807	58.865	***
	AIC	-103.578	****	-93.613	-105.731	
Industrie und Manufakturen						
<i>qVR</i>	<i>qUR</i>	1	2	1	2	
1	Log-Likel.	333.424	362.218	332.709	*** 361.801	***
	AIC	-650.847	-706.436	-651.418	-707.601	
2	Log-Likel.	363.436	390.716	361.322	*** 389.727	***
	AIC	-708.872	-761.432	-706.644	-761.454	
Handwerk						
<i>qVR</i>	<i>qUR</i>	1	2	1	2	
1	Log-Likel.	442.559	457.840	*** 437.919	*** 453.827	***
	AIC	-869.119	-897.680	-861.839	-891.654	
2	Log-Likel.	452.571	* 472.674	*** 448.780	*** 469.307	***
	AIC	-887.141	-925.348	-881.560	-920.614	
technische Berufe						
<i>qVR</i>	<i>qUR</i>	1	2	1	2	
1	Log-Likel.	101.782	115.351	101.377	*** 110.111	
	AIC	-191.564	++ -218.701	-192.753	++ -210.222	
2	Log-Likel.	107.475	118.438	105.642	113.061	
	AIC	-202.949	-224.875	-201.284	++ -216.123	
Dienstleistungen						
<i>qVR</i>	<i>qUR</i>	1	2	1	2	
1	Log-Likel.	175.314	179.183	172.199	*** 176.780	***
	AIC	-334.628	-340.365	-330.398	-337.560	
2	Log-Likel.	183.024	188.259	182.998	*** 186.635	***
	AIC	-348.048	-356.519	-349.995	-355.270	

Weiter auf nächster Seite

Abhängige Variable					
MR_{ALL}					
mit $\Delta MR_{ALL,t-1}$					
		mit Wirtschaftswachstum		ohne Wirtschaftswachstum	
Angestellte					
q_{VR}	q_{UR}	1	2	1	2
1	Log-Likel.	150.592	158.542 *	149.551 ***	156.806 **
	AIC	-285.184	-301.085	-285.103	-299.612
2	Log-Likel.			159.214 ***	167.990
	AIC	****	****	-304.428	-321.979
Soziale und kulturelle Berufe					
q_{VR}	q_{UR}	1	2	1	2
1	Log-Likel.	107.230	116.471	107.199	116.471
	AIC	-198.460	-216.941	-200.398	-218.941
2	Log-Likel.	112.826		114.852	121.461
	AIC	-209.652	****	-215.705	-228.922
Gesundheitsberufe					
q_{VR}	q_{UR}	1	2	1	2
1	Log-Likel.	74.584	86.446	74.502	86.201
	AIC	-139.168	-162.892	-141.003	-164.402
2	Log-Likel.	77.564	90.858	77.142	91.300
	AIC	-145.127	-171.715	-146.284	-174.599
Geringqualifizierte					
q_{VR}	q_{UR}	1	2	1	2
1	Log-Likel.	33.432	34.701	33.394	34.668
	AIC	-58.865	-61.402	-60.788	-63.337
2	Log-Likel.	33.804	35.099	33.764	35.068
	AIC	-59.609	-62.197	-61.528	-64.135

* / + alle langfristigen / kurzfristigen Koeffizienten sind signifikant zum 10 %-Niveau

** / ++ alle langfristigen / kurzfristigen Koeffizienten sind signifikant zum 5 %-Niveau

*** / +++ alle langfristigen / kurzfristigen Koeffizienten sind signifikant zum 1 %-Niveau

****erste Ableitung größer Null (Log-Likelihood nicht konkav)

Tabelle 15: Log-Likelihood, AIC und Signifikanz der Koeffizienten in den Modellen für die beruflichen Teilarbeitsmärkte ohne verzögerter Differenz $\Delta MR_{ALL,-1}$

		Abhängige Variable					
		ΔMR_{ALL}					
		ohne $\Delta MR_{ALL,-1}$					
		mit Wirtschaftswachstum			ohne Wirtschaftswachstum		
Primärer Sektor							
<i>qVR</i>	<i>qUR</i>	1	2		1	2	
1	Log-Likel.	50.394	54.257 ***		50.007	51.726	
	AIC	-86.788	-94.515		-88.014	-91.453	
2	Log-Likel.	50.242	56.130 ***		50.132	52.669	
	AIC	-86.484	-98.260		-88.264	-93.339	
Industrie und Manufakturen							
<i>qVR</i>	<i>qUR</i>	1	2		1	2	
1	Log-Likel.	304.090	335.117		304.086 ***	335.100 **	
	AIC	-594.179	-654.233		-596.172	-656.200	
2	Log-Likel.	338.005	367.505		337.449 ***	367.491 ***	
	AIC	-660.009	-717.011		-660.897	-718.983	
Handwerk							
<i>qVR</i>	<i>qUR</i>	1	2		1	2	
1	Log-Likel.	453.841 ***	447.336 ***		449.092 ***	443.376 ***	
	AIC	-893.681	-878.672		-886.184	-872.752	
2	Log-Likel.	440.795	462.532 **		437.657 ***	459.755 **	
	AIC	-865.590	-907.065		-861.313	-903.510	
technische Berufe							
<i>qVR</i>	<i>qUR</i>	1	2		1	2	
1	Log-Likel.	102.694	104.904		102.688 ***	104.267	
	AIC	-193.388	-197.808		-195.377	-198.534	
2	Log-Likel.	101.639	109.875		101.473	108.552 ***	
	AIC	-191.278	-207.750		-192.946	-207.104	
Dienstleistungen							
<i>qVR</i>	<i>qUR</i>	1	2		1	2	
1	Log-Likel.	175.112	170.600		174.470 ***	169.841 ***	
	AIC	-336.225 ***	-325.201 **		-336.940	-325.682	
2	Log-Likel.	174.496	180.304		174.488 ***	180.014 ***	
	AIC	-332.992	-342.607		-334.975	-344.028	

Weiter auf nächster Seite

Abhängige Variable					
MR_{ALL}					
mit $\Delta MR_{ALL,t-1}$					
		mit Wirtschaftswachstum		ohne Wirtschaftswachstum	
Angestellte					
q_{VR}	q_{UR}	1	2	1	2
1	Log-Likel.	146.012	150.049	145.446 ***	149.395 ***
	AIC	-278.023	-284.099	-278.891	-284.790
2	Log-Likel.	146.753 *		144.501 ***	157.666 ***
	AIC	-277.506	****	-275.002	-301.331
Soziale und kulturelle Berufe					
q_{VR}	q_{UR}	1	2	1	2
1	Log-Likel.	110.143	111.929	109.909	111.899
	AIC	-206.286	-207.857	-207.819	-209.799
2	Log-Likel.	111.936	116.136	111.542	116.109
	AIC	-207.871	-216.272	-209.083	-218.217
Gesundheitsberufe					
q_{VR}	q_{UR}	1	2	1	2
1	Log-Likel.	79.144	81.456	79.141 *	81.172
	AIC	-148.288	-152.912	-150.282	-154.344
2	Log-Likel.	77.145	88.303	76.916	87.814
	AIC	-144.289	-166.607	-145.831	-167.629
Geringqualifizierte					
q_{VR}	q_{UR}	1	2	1	2
1	Log-Likel.	34.796	34.305	34.577 *	34.287
	AIC	-61.593	-60.610	-63.153	-62.575
2	Log-Likel.	33.617	34.841	33.564	34.826
	AIC	-59.235	-61.681	-61.127	-63.653

* / + alle langfristigen / kurzfristigen Koeffizienten sind signifikant zum 10 %-Niveau
** / ++ alle langfristigen / kurzfristigen Koeffizienten sind signifikant zum 5 %-Niveau
*** / +++ alle langfristigen / kurzfristigen Koeffizienten sind signifikant zum 1 %-Niveau
****erste Ableitung größer Null (Log-Likelihood nicht konkav)

Abhängige Variable

		Durchschnittliche kurzfristige Koeffizienten										AIC (Log-Likelihood)	Wald-Test ($\alpha = 5\%$)	n
		über die Berufsgruppen												
Langfristige Koeffizienten		ϕ	δ_1^{AMR-1}	$\delta_0^{\Delta UR}$	$\delta_1^{\Delta UR}$	$\delta_0^{\Delta VR}$	$\delta_1^{\Delta VR}$	$\delta_0^{\Delta VR}$	$\delta_1^{\Delta VR}$	$\delta_0^{\Delta VR}$	A			
β^{LR}	β^{VR}	BIP^{growth}_{real}												
Primärer Sektor	-0.303 ** (0.139)	-0.240***	-0.473 ** (0.237)	-0.087 (0.160)	-0.011 (0.149)	0.013 (0.056)	0.025 (0.093)	0.157 * (0.092)	-1.194 ** (0.502)	-105.731 (58.865)	95	abgelehnt		
Industrie und Manufakturen	-0.081*** (0.027)	0.161***	-0.690*** (0.085)	-0.071 (0.054)	-0.362*** (0.097)	-0.040 (0.063)	-0.010 (0.035)	0.038 (0.030)	-0.813*** (0.107)	-761.454 (389.727)	529	abgelehnt		
Handwerk	0.271*** (0.040)	0.046***	1.394*** (0.527)	-0.016 (0.050)	-0.237*** (0.069)	-0.107* (0.064)	0.042 (0.049)	0.017 (0.035)	-0.313*** (0.075)	-925.348 (472.674)	342	abgelehnt		
technische Berufe	0.593*** (0.099)	0.273***	0.273*** (0.072)	-0.389*** (0.120)	-0.165*** (0.055)	-0.415*** (0.128)	-0.151** (0.075)	0.431*** (0.140)	-192.753 (101.377)	76	kann nicht abgelehnt werden			
Dienstleistungen	0.537*** (0.082)	0.314***	0.314*** (0.035)	-0.410*** (0.113)	-0.004*** (0.113)	-0.386*** (0.116)	0.029 (0.088)	-0.132** (0.054)	0.123 ** (0.058)	-355.270 (186.635)	190	abgelehnt***		
Angestellte	0.164*** (0.051)	0.439***	0.439*** (0.036)	-0.289 ** (0.119)	-0.261 * (0.155)	-0.256 ** (0.114)	0.012 (0.089)	0.144*** (0.037)	0.322 (0.112)	-304.428 (159.214)	114	abgelehnt		
Soziale und kulturelle Berufe	0.084 (0.085)	0.191***	0.191*** (0.035)	-0.531*** (0.150)	-0.086 (0.128)	-0.272 (0.193)	-0.209 (0.140)	0.071 (0.064)	-0.174 * (0.092)	-228.922 (121.461)	114	(abgelehnt)		
Gesundheitsberufe	-0.108 * (0.061)	0.100***	0.100*** (0.030)	-0.780*** (0.084)	-0.077 (0.084)	-0.025 (0.038)	-0.025 (0.038)	-0.884*** (0.104)	-150.282 (79.141)	60	abgelehnt			
Geringqualifizierte	-0.194 * (0.108)	0.338***	0.338*** (0.036)	-0.536 (0.393)	0.012 (0.589)	0.013 (0.035)	0.013 (0.035)	0.058 * (0.031)	-63.153 (34.577)	40	abgelehnt			

* signifikant auf dem 10 %-Niveau

** signifikant auf dem 5 %-Niveau

***signifikant auf dem 1 %- Niveuu

In Klammern sind die Standardfehler angegeben.

**** P-Wert = 0.0315

Tabelle 16: Einige Ergebnisse der Pooled-Mean-Group-Schätzungen für alle Neueinstellungen ΔMR_{ALL} als abhängige Variable in den Teilarbeitsmärkten

Literatur

- Akaike, Hirotugu (1974): A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6):716–723.
- Anderson, Patricia M. und Simon M. Burgess (2000): Empirical Matching Functions: Estimation and Interpretation Using State-Level Data. *Review of Economics and Statistics*, 82(1):93–102.
- Bundesagentur für Arbeit (1985-2004): Strukturanalyse: Bestände sowie Zu- und Abgänge an Arbeitslosen und gemeldeten Stellen. *Amtliche Nachrichten der Bundesagentur für Arbeit*, (jeweils Sondernummern in den Jahren 1985 bis 2004).
- Statistik der Bundesagentur für Arbeit (2007): *Arbeitsmarkt in Zahlen: Zeitreihe Arbeitslose ab Januar 1950*. Nürnberg.
- Auer, Ludwig von (2007): *Ökonometrie: Eine Einführung*. Springer, Berlin, 4. Aufl.
- Baltagi, Badi Hani (2002): *Econometric analysis of panel data*. John Wiley, Chichester, 2. Aufl.
- Bennet, Robert J. und Ricardo R. Pinto (1994): The hiring function in local labour markets in Britain. *Environment and Planning A*, 26(12):1957–1974.
- Berman, Eli (1997): Help wanted, job needed: Estimates of a matching function from employment service data. *Journal of labor economics*, 15(1):251–292.
- Blanchard, Olivier J. und Peter A. Diamond (1989): The Beveridge Curve. *Brookings Papers on Economic Activity*, (1):1–76.
- Blanchard, Olivier J. und Peter A. Diamond (1990): The Aggregate Matching Function. In: *Growth, Productivity, and Unemployment*, Hg. A. Peter Diamond, MIT Press, S. 159–206.
- Broersma, Lourens und Jan C. Ours (1999): Job searchers, job matches and the elasticity of matching. *Labour economics*, 6(1):77–93.
- Deutsche Bundesbank (2008): VGR – Bruttoinlandsprodukt (preisbereinigt).
- Burda, Michael C. und A. Charles Wyplosz (1994): Gross worker and job flows in Europe. *European economic review*, 38(6):1287–1315.
- Charemza, Wojciech W. und Derek F. Deadman (1999): *New directions in econometric practice: General to specific modelling, cointegration and vector autoregression*. Elgar, Cheltenham, 2. Aufl.
- Cochran, William G. (1977): *Sampling Techniques*. Wiley, New York, 3. Aufl.
- Coles, G. Melvyn und Feodor Eric Smith (1996): Cross-section estimation of the matching function: Evidence from England and Wales. *Economica*, 63(252):589–597.
- Diamond, Peter A. (1982a): Aggregate Demand Management in Search Equilibrium. *The Journal of Political Economy*, 90(5):881–894.
- Diamond, Peter A. (1982b): Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium. *The Review of Economic Studies*, 49(2):217–227.
- Drews, Nils (2007): Variablen der schwach anonymisierten Version der IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975–2004: Handbuch-Version 1.0.0. *FDZDatenreport*, (3/2007).
- Entorf, Horst (1998): *Mismatch Explanations of European Unemployment: A Critical Evaluation*. European and Transatlantic Studies. Springer.
- Entorf, Horst (Mai 1994): Trending time journal and spurious mismatch. *Beiträge zur ange-*

wandten Wirtschaftsforschung.

- Fahr, René und Uwe Sunde (2001): Disaggregate Matching Functions. *IZA Discussion Paper*, (335).
- Fahr, René und Uwe Sunde (2004): Occupational job creation: patterns and implications. *Oxford Economic Papers*, 56:407–435.
- Franz, Wolfgang (2006): *Arbeitsmarktökonomik*. Springer-Lehrbuch. Springer, Berlin, 6. Aufl.
- Fuchs, Johann (2002): Erwerbspersonenpotenzial und Stille Reserve – Konzeption und Berechnungsweise. In: *IAB-Kompendium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Hg. Gerhard Kleinhenz, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, S. 79–94.
- Hadri, Kadour (2000): Testing for stationarity in heterogenous panel data. *Econometrics Journal*, 3:148–161.
- Blackburne III, Edward F. und Mark W. Frank (2007): Estimation of nonstationary heterogeneous panels. *The Stata Journal*, 7(2):197–208.
- Kangasharju, Aki; Jaakko Pehkonen und Sari Pekkala (2005): Returns to Scale in a Matching Model: Evidence from Disaggregated Panel Data. *Applied Economics*, 37(1):p115 – 118.
- Mora, Jhon James und José Alfonso Santacruz (Mai 2007): *Emparejamiento entre desempleados y vacantes para Cali entre 1994 y 2005: Un análisis con datos de panel*. Borradores de Economía y Finanzas 2574, Universidad Icesi.
- Mortensen, Dale T. (1982): Property Rights and Efficiency in Mating, Racing, and Related Games. *The American Economic Review*, 72(5):968–979.
- van Ours, Cornelis Jan (1991): The efficiency of the Dutch labour market in matching unemployment and vacancies. *De Economist*, 139(3):358–378.
- Pesaran, M. Hashem; Yongcheol Shin und Ron P. Smith (1999): Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446):621–634.
- Pesaran, M. Hashem und Ron P. Smith (1995): Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogenous Panels. *Journal of Econometrics*, 68:79–113.
- Petrongolo, B. und C. Pissarides (2001): Looking into the black box: a survey of the matching function. *Journal of Economic Literature*, XXXIX:S. 390–431.
- Pissarides, Christopher A. (1979): Job Matchings with State Employment Agencies and Random Search. *The Economic Journal*, 89(356):818–833.
- Pissarides, Christopher A. (1985): Short-Run Equilibrium Dynamics of Unemployment, Vacancies, and Real Wages. *The American Economic Review*, 75(4):676–690.
- Pissarides, Christopher A. (2000): *Equilibrium Unemployment Theory*. MIT Press, Cambridge, Mass., 2. Aufl.
- Rogerson, Richard; Robert Shimer und Randall Wright (2005): Search-Theoretic Model of the Labor Market: A Survey. *Journal of Economic Literature*, XLIII:959–988.
- Seibert, Holger (2007): Wenn der Schuster nicht bei seinem Leisten bleibt ... *IAB-Kurzbericht*, (1).
- Yashiv, Eran (2000): The determinants of equilibrium unemployment. *The American economic review*, 90(5):1297–1322.
- Yashiv, Eran (2006): Search and Matching in Macroeconomics. *CEPR Discussion Papers*, (5459):1–70.