Zeitschrift für Wirtschafts- u. Sozialwissenschaften (ZWS) 114 (1994), S. 419 - 447
Duncker & Humblot, Berlin

Weiterbildung, Arbeitsplatzsuche und individueller Beschäftigungsumfang – Eine ökonometrische Untersuchung für Ostdeutschland

Olaf Hübler*

Empirisch untersucht werden die Determinanten von Weiterbildung und Arbeitsplatzsuche ostdeutscher Beschäftigter nach der Vereinigung der beiden Teile Deutschlands. Im Mittelpunkt steht die Frage, ob und in welcher Form sich die beiden Aktivitäten beeinflussen und welche Auswirkungen auf die Arbeitszeit zu erwarten sind. Aus theoretischer Sicht lassen sich z.T. in die gleiche Richtung gehende, aber unterschiedlich begründete und z.T. gegensätzliche Thesen formulieren. Unter Verwendung von simultanen Probitmodellen sowie Selektionsmodellen mit zweifachem endogenen, interdependenten Switch und Daten des Arbeitsmarkt-Monitors wird überprüft, welche der zuvor diskutierten Thesen am besten im Einklang mit der Empirie stehen.

1. Einführung

Jeder zweite Arbeitsplatz in Ostdeutschland ist von Strukturveränderungen betroffen, Arbeitslosigkeit droht in mehr oder weniger massiver Form den meisten Beschäftigten in Ostdeutschland. Weiterqualifizierung und die Suche nach einem neuen, sichereren Arbeitsplatz stellen zwei Möglichkeiten dar, dieser Gefahr entgegenzuwirken. Jeder einzelne steht vor der Entscheidung, ob und wann er die eine oder andere Aktivität starten soll und wie diese gegebenenfalls im einzelnen auszusehen hat. Sollen Weiterbildung und Suche eher als komplementäre oder als substitutive Maßnahmen ergriffen werden? Von welchen Kriterien hängt die Entscheidung ab? Sind kurz- oder langfristige Überlegungen dominant? Welches vorhandene Weiterbildungsangebot soll angenommen werden? Innerbetriebliche oder außerbetriebliche, von privaten oder staatlichen Trägern, allgemeine oder sehr spezielle Qualifizierungsangebote? Soll die Suche zunächst räumlich begrenzt erfolgen? Soll sie sich konzentrieren auf Tätigkeiten, die bisher ausgeübt wurden, oder sollen auch Stellen in die Suche einbezogen werden, die wenig mit der gegenwärtigen und vergangenen Beschäftigung sowie Ausbildung zu tun haben? Soll ein

* Für hilfreiche Kommentare danke ich einem Referee.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Arbeitsplatz gesucht werden, der möglichst bis zum Ausscheiden aus dem Erwerbsleben beibehalten werden soll, oder ist eine sequentielle Suche zu präferieren, die einen mehrmaligen Wechsel des Arbeitsplatzes mit schrittweiser Verbesserung als Zielvorstellung hat? Ist es günstiger, Aktivitäten während der Arbeitszeit oder außerhalb der Arbeitszeit zu unternehmen?

Insgesamt handelt es sich um ein komplexes Entscheidungsproblem, das bisher weder theoretisch noch empirisch auch nur annähernd befriedigend behandelt wurde. In diesem Beitrag sollen einige der angesprochenen Aspekte diskutiert werden. Ausgehend von in der ökonomischen Theorie entwickelten oder ad hoc formulierten, auf der Plausibilitätsebene angesiedelten, durchaus gegenläufigen Hypothesen werden unter Berücksichtigung der Verhältnisse nach der Vereinigung ökonometrische Untersuchungsergebnisse präsentiert. Die Daten des Arbeitsmarkt-Monitors bilden die Grundlage für einfache und interdependente Schätzungen zur Weiterbildung, Arbeitsplatzsuche und Arbeitszeit in den neuen Bundesländern.

2. Theoretische Aspekte und Hypothesen

Als wichtigster theoretischer Beitrag zum Zusammenhang von Humankapital und Mobilität ist der von *Jovanovic* (1979) zu werten. Seine Grundthese lautet: Die Arbeitsproduktivität eines Arbeiters auf einem speziellen Arbeitsplatz hängt von der Güte des Matchings ab, die bei Eintritt in ein Unternehmen festliegt und unverändert bleibt, sowie dem Umfang an eingesetztem spezifischen Humankapital, das on-the-job akkumuliert wird und durch die Dauer der Betriebszugehörigkeit gemessen wird. Die Arbeitsproduktivität, nach der entlohnt wird, ist in diesem Modell eine im Zeitablauf mit den Humankapitalinvestitionen steigende Funktion. Ausgehend vom Ziel der Maximierung des Lohneinkommens führt dieser Ansatz zu einem Problem der dynamischen Optimierung. Daraus ergibt sich: Die Suche nach einer alternativen Beschäftigung fällt mit steigender Produktivität. Dies bedeutet: *Je mehr in spezifisches Humankapital (SHC) investiert wurde, um so weniger Zeit wird auf Arbeitsplatzsuche verwendet (These 1).* Dies trifft vor allem auf junge Arbeitskräfte zu. Wenn bei unveränderter Qualität des Matchings das SHC eines Arbeiters zunimmt, sinkt die Wahrscheinlichkeit, daß in Zukunft dieses Arbeitsverhältnis aufgelöst wird, während allgemeine Humankapitalinvestitionen diesen Effekt nicht haben, da sie die Produktivität dieses Arbeiters auch in anderen Unternehmen erhöhen können (*Mincer/Jovanovic* 1981, S. 47). *Je geringer die Such- und Wechselwahrscheinlichkeit ist* – und dies läßt sich als *These 2* formulieren –, *um so*

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

größer werden Investitionen in SHC sein. Der Grund für diese Beziehung ist nach *Jovanovic* (1979, S. 1257f.) vor allem in der Unsicherheit über die Fortdauer des gegenwärtigen Arbeitsverhältnisses sowie in der Unsicherheit, in der Zukunft einen noch attraktiveren Arbeitsplatz zu finden, zu sehen. Im ersteren Fall läßt sich das individuelle Risiko der Entlassung durch spezifische Humankapitalinvestitionen reduzieren.

In einem zweiten Ansatz geht *Jovanovic* (1979a) zwar auch davon aus, daß die Suchwahrscheinlichkeit nach einem alternativen Arbeitsplatz mit steigender Betriebszugehörigkeitsdauer sinkt. Der Grund liegt hier aber darin, daß ein Mismatch zu Beginn eines Beschäftigungsverhältnisses sehr viel häufiger entdeckt wird und damit zur Auflösung führt als später. Daraus ergibt sich *These 3: Eine mit steigender Betriebszugehörigkeitsdauer sinkende Mobilitätsneigung kann nicht zweifelsfrei mit gestiegenem SHC begründet werden.* Die *Güte des Matchings,* die sich kaum empirisch fassen läßt und insofern als *unbeobachtete Heterogenität* zu berücksichtigen ist, beeinflußt sowohl die Mobilitätsneigung als auch die Höhe spezifischer Humankapitalinvestitionen. Aber auch andere Drittvariablen, wie vorhandene *Fähigkeiten* oder *Flexibilität* im Handeln, Größen die sich ebenfalls nur unzureichend messen lassen, können der Grund für die Augenscheinvalidität einer Beziehung von Humankapital und Mobilität sein.

Ebenfalls auf die Beziehung zwischen Humankapitalinvestitionen und Arbeitsplatzwechsel stellt *Eriksson* (1991) seine Überlegungen ab. Im Gegensatz zum ersten *Jovanovic*-Modell sind erstere jedoch keine SHC-Investitionen. Im Prinzip basiert *Erikssons* Analyse auf einer Verknüpfung der beiden *Jovanovic*-Ansätze (1979, 1979a). Die Informationen über die Güte eines Matches werden danach als Nebenprodukt aus Investitionen in allgemeines Humankapital (GHC) on-the-job gewonnen. Demgegenüber argumentieren *Mincer/Jovanovic* (1981, S. 47) umgekehrt, Arbeitsplatzwechsel induzieren GHC. Speziell in der Anfangsphase des Erwerbslebens ist es aus Gründen einer optimalen GHC-Bildung sinnvoll, in verschiedenen Unternehmen zu arbeiten. Für eine empirische Untersuchung über Arbeitsplatzsuche ist diese Behauptung nicht direkt zu überprüfen. Es läßt sich aber in diesem Zusammenhang eine verwandte These formulieren. *Wenn* vor allem auch jüngere Arbeitskräfte merken, daß sie sich auf dem gegenwärtigen Arbeitsplatz nicht weiterqualifizieren können, also *Investitionen in GHC on-the-job rückläufig sind, dann kann dies Anlaß sein, sich nach einem neuen Arbeitsplatz umzusehen (These 4).*

Eriksson geht in seinem Modell davon aus, daß es verschiedene Typen von Arbeitskräften gibt, die mehr oder weniger gut den Anforderungen an einen Arbeitsplatz genügen. Zu Beginn eines Beschäftigungsverhält-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

nisses ist unbekannt, ob ein Arbeiter seine Fähigkeiten gut auf dem neuen Arbeitsplatz einsetzen kann. Erst allgemeine Humankapitalinvestitionen liefern Informationen darüber, ob das Matching als gut zu bezeichnen ist. Die Wahrscheinlichkeit dafür, daß nach einer Periode feststeht, ob ein Arbeiter auf den gegenwärtigen Arbeitsplatz paßt, ist eine steigende Funktion der Humankapitalinvestitionen. Sobald klar ist, daß Arbeitskraft und Arbeitsplatz zusammenpassen, steigt der Lohn. Im anderen Fall, bei Mismatch, kommt es zur Auflösung des Arbeitsverhältnisses. Die Modellanalyse führt zu folgendem Ergebnis – *These 5: Die Humankapitalinvestitionsrate fällt mit zunehmendem Alter* für Arbeiter, die als Typ identifiziert sind, da die verbleibende Beschäftigungsdauer kürzer wird. Dies gilt zwar auch für die als Typ noch nicht identifizierten Arbeitskräfte, da sie aber ihr Einkommen noch verbessern können, werden ihre Investitionen in Humankapital höher liegen. Die *mit dem Alter abnehmende Mobilitätsrate – These 6* – ist erstens darauf zurückzuführen, daß zunehmend mehr Arbeitskräfte einen geeigneten Arbeitsplatz gefunden haben und daß zweitens die Investitionsrate und damit die Identifikationsrate mit zunehmendem Alter sinkt.

Antel (1986) geht in seinem Beitrag einen Schritt weiter als *Jovanovic* (1979). Die Überlegung, daß Arbeitsplatzsuche einen Arbeitsplatzwechsel erleichtert, während Investitionen im SHC dem entgegenwirken, führt ihn zu der Behauptung: *Arbeitsplatzsuche und Erwerb von SHC sind alternative Strategien (These 7).* Aufgrund der jeweils damit verbundenen Kosten ist eine Spezialisierung vernünftig. Arbeitskräfte konzentrieren sich entweder darauf, durch spezielle Kenntnisse für ein Unternehmen unentbehrlich zu werden, oder optieren für die sequentielle Suche nach jeweils attraktiveren Tätigkeiten.

In neuerer Zeit wird Arbeitsplatzsuche häufig unter Einbeziehung externer Effekte diskutiert (*Burda* 1993, *Pissarides* 1990, 1992, *Deere* 1987). Ohne eigenes Handeln werden die Aussichten einer erfolgreichen Suche durch andere beeinflußt. Gründe von Externalitäten liegen auf der Hand:

- Nimmt die Zahl der Suchenden zu, so wird es für die Unternehmen leichter, Vakanzen zu besetzen und für die bereits suchenden Arbeitskräfte schwieriger, einen neuen Job zu finden.
- Ist ein Suchender erfolgreich und wechselt auf einen neuen Arbeitsplatz, so entstehen für den früheren Betrieb Einstellungs- und Ausbildungskosten, wenn eine Wiederbesetzung angestrebt wird. Außerdem verschlechtern sich die Chancen der anderen Suchenden, einen besseren Arbeitsplatz zu finden als den gegenwärtigen.

Beide Aspekte sind unter Umständen für den Zusammenhang von Arbeitsplatzsuche und Weiterbildung von Bedeutung. Die genannten

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

externen Effekte können zur Folge haben, daß sich die in These 7 als Alternativen bezeichneten Strategien „Suche" oder „Weiterbildung" im Umfang der Anwendung zugunsten der letzteren verschieben. Daraus folgt *These 8: Die aufgrund externer Effekte bewirkte negative Erfahrung mit der Arbeitsplatzsuche führt zu einer Verstärkung der individuellen Humankapitalbildung.* Nicht zweifelsfrei ist dabei jedoch, ob nur Investitionen in SHC oder nur in GHC oder beides bewirkt wird. Die Anknüpfung an These 7 spricht für SHC. Verstärkt werden kann diese Vermutung dadurch, daß Unternehmen, die durch Abwanderung von Arbeitskräften negativ betroffen sind, als Abwehrstrategie eine verstärkte Humankapitalbildung unter Kosten- und Ertragsbeteiligung der Beschäftigten betreiben, um die Bindung an das Unternehmen zu erhöhen. Ob sich die Arbeiter darauf einlassen, erscheint dann besonders fraglich, wenn Entlassungen nicht zu verhindern sind. In diesem Fall ist eine größere Bereitschaft zu GHC-Investitionen zu erwarten. Die bereits gewonnenen Erfahrungen mit der Suche lassen sich weiterhin nutzen. Generell steigen durch erhöhtes GHC die Chancen, einen besseren neuen Arbeitsplatz zu finden. *Grossman/Shapiro* (1982) sehen in einem verstärkten „general training" gegenüber „specific training" generell eine individuelle Strategie gegen Unsicherheit. Wenn also nicht vorherzusehen ist, welche Fähigkeiten und Kenntnisse in Zukunft verstärkt nachgefragt werden, welche Sektoren, Betriebe und Typen von Arbeitsplätzen expandieren, bietet sich eine möglichst allgemeine Weiterbildung an, die in weiten Bereichen verwertbar ist.

Eine weitere, aufgrund von externen Effekten abgeleitete These zum Zusammenhang zwischen Arbeitsplatzsuche und Weiterbildung läßt sich im Rahmen der neuen Wachstumstheorie formulieren, die endogenes Wachstum über Humankapitalbildung begründet. Das durchschnittliche Bildungsniveau einer Volkswirtschaft bewirkt externe Effekte. Je höher dieses ist, um so produktiver ist der einzelne (*Lucas* 1988). Das Argument läßt sich auf einzelne Unternehmen übertragen und müßte eine allgemeine Neigung, in Unternehmen mit hoher durchschnittlicher Humankapitalausstattung abzuwandern, bewirken. Eine Chance, in solchen Unternehmen einen Arbeitsplatz zu finden, müßte aber auf Arbeitskräfte beschränkt bleiben, die mindestens ein individuelles Humankapital in Höhe des durchschnittlichen Firmenhumankapitals besitzen, da nur von solchen neuen Arbeitskräften die bereits vorhandenen (Insider) eines Unternehmens profitieren. Hieraus ergibt sich *These 9: Steigt das GHC eines Arbeiters, so nimmt seine Suchneigung zu,* da sich seine Chancen verbessern, einen neuen Arbeitsplatz in einem Unternehmen mit höherem durchschnittlichen Humankapitalbestand zu finden als im bisherigen Unternehmen. Der Vorteil des Wechsels liegt in positiven externen Effekten in Form von Lohnzuwächsen.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Die bisherigen Überlegungen blieben auf den Zusammenhang von Weiterbildung und Suchverhalten beschränkt. Auswirkungen auf die Arbeitszeit werden nicht explizit analysiert. Lediglich bei *Jovanovic* (1979) wird implizit davon ausgegangen, daß die gesamte zur Verfügung stehende Zeit sich aus Arbeitszeit, Such- und Qualifikationszeit zusammensetzt. Dies führt zu *These 10: Fortbildung und Arbeitsplatzsuche gehen auf Kosten der Arbeitszeit.* Dieser Mechanismus ist keineswegs zwingend. Insbesondere die Suchzeit dürfte eher eine Reduktion der Freizeit nach sich ziehen, während sich keine Auswirkungen auf die Arbeitszeit ergeben, wenn die Initiative vom Arbeiter ausgeht. Der Arbeitgeber wird – außer es steht eine Entlassung bevor – derartige Aktivitäten kaum unterstützen und Bewerbungen während der Dienstzeit nicht akzeptieren. Im Gegenteil, er würde bei Kenntnis dieses Verhaltens unter Umständen einer späteren Kündigung durch den Arbeiter zuvorkommen und ihn entlassen. Damit beim Arbeitgeber nicht der geringste Verdacht aufkommt, der Arbeiter wolle das Unternehmen verlassen, wird möglicherweise die effektive Arbeitszeit sogar ausgedehnt, zumal dies zu einer Einkommenssteigerung führt, die die Suchkosten abdecken kann. Somit ist der These 10 die folgende *These 11* gegenüberzustellen: *Suchzeit verkürzt nicht die Arbeitszeit, sondern läßt diese unverändert oder steigert sie sogar.*

Die Auswirkungen der für die Weiterbildung benötigten Zeit auf die Arbeitszeit hängen einerseits davon ab, welcher Art die Weiterbildung ist (SHC vs. GHC) und ob damit bereits Absichten zum Arbeitsplatzwechsel verbunden sind. Investitionen in SHC werden im allgemeinen vom Arbeitgeber unterstützt. Dies drückt sich darin aus, daß Aktivitäten dieser Art während der Dienstzeit erfolgen. *These 12* lautet dementsprechend: *Die Ausbildungszeit, die zur Erhöhung des spezifischen Humankapitalbestandes führt, geht auf Kosten der effektiven Arbeitszeit.* Soweit Investitionen in GHC getätigt werden, könnte dies für den Arbeitgeber ein Hinweis auf eine mögliche spätere Kündigung des Arbeiters sein. Insofern wird ein Beschäftigter bemüht sein, Aktivitäten dieser Art durchzuführen, ohne daß der Arbeitgeber davon erfährt, insbesondere wenn gleichzeitig Suchaktivitäten laufen. Dies spricht dafür, daß sich These 11 auch auf allgemeine Weiterbildung übertragen läßt. *These 13: Die für Investitionen in GHC benötigte Zeit hat keine Verkürzung der individuellen Arbeitszeit zur Folge.*

Die Thesen 1 - 13 berücksichtigen keine Besonderheiten der Situation in Ostdeutschland. Zu fragen ist, ob dadurch Modifikationen zu erwarten sind. Für die meisten neu entstehenden Arbeitsplätze müssen die Mitarbeiter erst noch qualifiziert werden. Gegenüber der Arbeitsplatzsuche und Weiterbildung in Westdeutschland ist in den neuen Bundeslän-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

dern zu beachten, daß der einzelne kaum Erfahrungen bei der Arbeitsplatzsuche besitzt und Weiterbildungsmaßnahmen in der DDR vom Betrieb angeordnet wurden. Daraus resultiert eine große Unsicherheit darüber, wie Entscheidungen zu treffen sind. Obwohl das Bildungsniveau in der DDR relativ hoch lag und, gemessen an Westdeutschland, in Ostdeutschland heute noch ein deutlicher Überhang an berufsbildenden Abschlüssen sowie Hochschulabschlüssen existiert, insbesondere bei Frauen mit Meister- und Technikerabschlüssen (*Institut der deutschen Wirtschaft* 23/1993), so besteht doch ein außerordentlicher Bedarf an Fortbildung. Unklarheit herrscht, für welche Branchen, Berufe und Tätigkeiten der Qualifikationsbedarf am größten ist. Was sind marktgängige Qualifikationen? Allgemeine Ziele der Weiterbildung, an denen sich der einzelne orientieren kann, lassen sich gegenwärtig kaum formulieren. Da Weiterbildung und Umschulung auf Vorrat nur begrenzt möglich sind und über den spezifischen mittelfristigen Bedarf keine einvernehmlichen Vorstellungen existieren (*Kurz-Scherf/Mahnkopf* 1993, *Sommer* 1993, *Weiß* 1993), ist in der gegenwärtigen Situation großer Unsicherheit über die zukünftige wirtschaftliche Entwicklung folgendes zu erwarten – *These 14: Die Qualifizierung konzentriert sich auf allgemeine Weiterbildung.* Trotz allem lassen sich einige besondere Qualifikationsmängel bei den ostdeutschen im Vergleich zu den westdeutschen Beschäftigten feststellen. *These 15: Es fehlt insbesondere am Umgang mit neuen Techniken. An betriebswirtschaftlichem Grundwissen und wirtschaftsrelevantem Rechtswissen besteht ein erheblicher Nachholbedarf. Erfahrungen im Bereich der Planung, Organisation und Werbung auf mittleren Ebenen sind kaum vorhanden.*

Bei der Arbeitsplatzsuche der ostdeutschen Beschäftigten ist zu berücksichtigen, daß für sie die Alternative einer Suche in Westdeutschland besteht. Dies kann zur Folge haben – *These 16 –: Die Art der Weiterbildung hängt davon ab, wo gesucht wird.* Suche in Ostdeutschland könnte häufiger mit Investitionen in GHC verbunden sein, während bei Suche eines Arbeitsplatzes in Westdeutschland Investitionen in SHC von Vorteil sind.

Soweit die Arbeitszeit in die Analyse einbezogen wird, muß bei der Untersuchung der Effekte in den neuen Bundesländern zweierlei beachtet werden. Wirtschaftspolitiker verfolgen mit Weiterbildungsmaßnahmen in Ostdeutschland implizit das Ziel einer vorübergehenden Entlastung des Arbeitsmarktes, d.h. die offizielle Zahl der Arbeitslosen soll künstlich niedrig gehalten werden – Weiterbildung statt Entlassung, Qualifikationsgesellschaft als Auffangbecken für Arbeitslose (*Sinn/Sinn* 1992, S. 207) – oder die Arbeitszeit soll reduziert werden, um anderen die Möglichkeit einer Weiterbeschäftigung zu geben. *These 17* lautet

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

danach: *Mögliche statistische Effekte einer Arbeitszeitreduktion in Verbindung mit Weiterbildung werden nicht durch die Arbeiter, sondern durch die Unternehmen oder die wirtschaftspolitischen Instanzen induziert.* In die gleiche Richtung gehen *gesetzlich-institutionell verordnete Arbeitszeitverkürzungen* zum Zweck der Anpassung an das westdeutsche Niveau und die Kopplung von Weiterbildung an Kurzarbeit. Wesentliche Schlußfolgerung ist, daß sich eine negative Korrelation zwischen Weiterbildung und Arbeitszeit in Ostdeutschland mit unterschiedlichen Argumenten begründen läßt, eine empirische Diskriminierung wird aber kaum möglich sein.

3. Empirische Analyse

Die theoretische Diskussion und die formulierten Thesen haben deutlich gemacht, daß es keineswegs sicher ist, ob es Zusammenhänge zwischen Weiterbildung, Arbeitsplatzsuche und Arbeitszeit gibt und wenn ja, welcher Art die Beziehungen sind. Zu nahezu jeder These existiert eine durchaus plausible Gegenthese. Die nachfolgende Analyse soll aufzeigen, welche der Thesen am ehesten mit der Empirie vereinbar sind.

3.1 Datengrundlage und erste deskriptive Ergebnisse

Die empirische Untersuchung basiert auf einer im Auftrag der Bundesanstalt für Arbeit von Infratest Sozialforschung, München, in Zusammenarbeit mit Infratest Burke, Berlin, durchgeführten Erhebung. Der sogenannte Arbeitsmarkt-Monitor für die neuen Bundesländer (*Bielenski/v. Rosenbladt* 1991) ist eine repräsentative 0.1%-Stichprobe der Geburtsjahrgänge 1926 bis 1974 für Ostdeutschland. 72% der angeschriebenen Personen haben sich an der Erststichprobe im November 1990 beteiligt. Dies führte zu einer Stichprobe von 10751 Personen. Weitere Befragungen mit zum Teil verändertem Programm fanden im März 1991, Juli 1991, November 1991, Mai 1992 und November 1992 statt. Die vorliegende Auswertung konzentriert sich auf die erste Welle, wobei nur Personen, die zu diesem Zeitpunkt beschäftigt waren, berücksichtigt wurden, da auch die Auswirkungen auf die Arbeitszeit untersucht werden sollen. Unter Eliminierung von fehlenden Werten und der Restriktion, daß Angaben für die ersten 4 Wellen zur Verfügung standen, führte dies zu einem verwertbaren Stichprobenumfang von $N = 4679$.

Erste Anhaltspunkte für das Untersuchungsziel ergeben sich aus den von Infratest durchgeführten deskriptiven Auswertungen (*Bielenski/v. Rosenbladt* 1991a, *Bielenski/Enderle/v. Rosenbladt* 1991a, 1991b, 1992, *Enderle/Bielenski/v. Rosenbladt* 1992), wobei zu berücksichtigen ist, daß dort jeweils die Gesamtstichprobe eingeht, also auch Arbeitslose und

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Nichterwerbspersonen. Hochgerechnet auf die Gesamtbevölkerung weist der Arbeitsmarkt-Monitor 2.1 Millionen Arbeitssuchende in den neuen Bundesländern aus. In den nächsten Wellen ist mit gewissen Schwankungen ein weiterer Anstieg auf 2.4 Millionen zu verzeichnen. Eine Strukturverschiebung bringt der Anteil der Nichterwerbstätigen an der Gesamtzahl der Suchenden von 37% in Welle 1 auf 65% in Welle 5 zum Ausdruck.

Von Qualifizierungsmaßnahmen sind aus der Erhebung in der ersten Welle, d.h. für den Zeitraum eines Jahres bis zur Erhebung, knapp 22% der Gesamtbevölkerung im Alter von 16 - 64 Jahren betroffen, d.h. hochgerechnet ungefähr 2.3 Millionen. Dies sind sehr viel mehr Teilnehmer als von der Bundesanstalt für Arbeit registriert. Arbeitslose und Kurzarbeiter sind zu diesem Zeitpunkt unterrepräsentiert. Im Verlauf der weiteren Erhebungswellen zeigt sich zwar eine Zunahme der sich qualifizierenden Nichterwerbstätigen, die Mehrheit bilden aber weiterhin die beschäftigten Personen. Eine weitere Strukturveränderung zeichnet sich zugunsten einer mehr außerbetrieblichen im Vergleich zur innerbetrieblichen Weiterbildung ab. Obwohl ein Teil dieser Verschiebung auf die zunehmende Zahl der Erwerbslosen, die sich fortbilden, zurückzuführen ist, läßt sich auch bei den Beschäftigten die für die Gesamtbevölkerung beobachtete Tendenz erkennen. In der ersten Welle entfielen von den sich qualifizierenden Beschäftigten auf die Kategorie „Kurs außerhalb des Betriebes" 41.4%. In Welle 4 betrug die entsprechende Größe 53.0%. *Jansen/Stooß* (1993, S. 117) verweisen darauf, daß die zunächst überwiegend betriebsinterne Fortbildung noch die Verhältnisse in der ehemaligen DDR widerspiegelt.

Die wöchentliche normale Arbeitszeit hat sich in Welle 4 gegenüber Welle 1 von 40.1 auf 39.6 Stunden reduziert, während bei der effektiven Arbeitszeit eine Steigerung von 37.9 auf 40.6 Stunden zu verzeichnen ist. In der im folgenden verwendeten, oben beschriebenen Teilstichprobe betrug die effektive Arbeitszeit 37.7 Stunden in Welle 1.

So interessant diese Globaldaten auch sonst sein mögen, einen Aufschluß über mögliche Zusammenhänge zwischen Arbeitsplatzsuche, Weiterbildung und Arbeitszeit geben sie kaum, außer daß eine Tendenz zu verstärkter Arbeitsplatzsuche, vermehrter Weiterbildung und einem Rückgang der normalen Arbeitszeit bei gleichzeitigem Anstieg der effektiven Arbeitszeit festgestellt wurde.

Bivariate Beziehungen, wie sie Tabelle 1 zu entnehmen sind, liefern unter Umständen schon mehr Informationen. Die Ergebnisse sprechen dafür, daß zwischen Arbeitsplatzsuche (*SUCH*) und Weiterbildung (*QUAL*) kein Zusammenhang besteht ($\chi^2_{(1)} = 0.04$), daß Arbeitsplatzsuchende weniger arbeiten als andere ($T = 9.92$) und daß während einer

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 1

Bivariate Zusammenhänge zwischen Weiterbildung, Arbeitsplatzsuche und Arbeitszeit

N = 4679, Arbeitsmarkt-Monitor, Welle 1

	$\bar{x}_{AZEIT}$	s_{AZEIT}	N	T	QUAL 0	QUAL 1	$\chi^2_{(1)}$
SUCH = 1	31.60	18.25	700		507	193	
				9.92			0.04
0	38.75	13.25	3979		2896	1083	
QUAL = 1	39.20	14.32	1276				
				4.45			
0	37.11	14.26	3403				

Anmerkungen: $\bar{x}_{AZEIT}$; s_{AZEIT}; N -durchschnittliche Arbeitszeit; Standardabweichung; Anzahl der Beschäftigten in der Stichprobe für Personen mit den Merkmalen SUCH=0,1 , QUAL=0,1; T-Teststatistik für den Test auf Differenz zweier Mittelwerte zwischen den beiden Ausprägungen von SUCH bzw. QUAL $\chi^2_{(1)}$-Teststatistik für einen Test auf Unabhängigkeit der Merkmale SUCH und QUAL.

Weiterbildungsphase die Arbeitszeit (*AZEIT*) höher liegt als sonst ($T = 4.45$). Hinweise auf die Gültigkeit einzelner, im voranstehenden Abschnitt formulierter Thesen lassen sich aber trotz allem nicht gewinnen. Erstens ist speziell bei der Weiterbildung nicht genügend differenziert worden und zweitens können bivariate Zusammenhänge durch Drittvariablen erzeugt werden, wie folgendes Beispiel klarmacht: Die durchschnittliche wöchentliche Arbeitszeit in Betrieben mit weniger als 50 Beschäftigten betrug in der ersten Welle 39 Stunden und die für größere Betriebe nur 37 Stunden. Unter den beschäftigten Arbeitsplatzsuchenden war die durchschnittliche Betriebsgröße jedoch um 100 Beschäftigte größer als unter den nichtsuchenden Beschäftigten. Somit wird dem Merkmal *SUCH* ein Einfluß auf *AZEIT* zugerechnet, der der Variablen Betriebsgröße oder anderen Determinanten zuzuordnen ist.

3.2 Schätzansätze und Tests

Die im Abschnitt 2 formulierten Thesen zielen auf den Zusammenhang zwischen Weiterbildung (*QUAL*) und Arbeitsplatzsuchverhalten (*SUCH*) auf der einen Seite und deren Einflüsse auf den individuellen Beschäftigungsumfang auf der anderen Seite ab. Da *QUAL* und *SUCH* als [0,1]-Variable erfaßt werden, bedeutet dies im ersten Fall, es ist ein interdependentes Zweigleichungsmodell mit zwei qualitativen endogenen Varia-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

blen zu formulieren und zu schätzen. Basierend auf diesen Ergebnissen sind im zweiten Fall bivariate Selektionsmodelle für die Arbeitszeit (*AZEIT*) in Abhängigkeit von *QUAL* und *SUCH* zu bestimmen, die möglichen Interdependenzen von Selektionseinflüssen Rechnung tragen. Spezifikationstests gewinnen insbesondere bei Vorliegen von qualitativen und zensierten Variablen große Bedeutung. Falsche Verteilungsannahmen und Heteroskedastie können zu inkonsistenten Schätzern führen (*Arabmazar/Schmidt* 1982, *Yatchew/Griliches* 1985).

3.2.1 Schätzung eines simultanen Probitmodells

In These 3 wird der Zusammenhang zwischen *QUAL* und *SUCH* über unbeobachtete Drittvariablen wie Flexibilität und Fähigkeiten begründet. Unterstellt man ein bivariates Normalverteilungsmodell, in dem die Entscheidung für Weiterbildung und Arbeitsplatzsuche anhand des unbeobachteten Nutzens aus diesen beiden Maßnahmen getroffen wird (y_1^*, y_2^*), so ergibt sich die Verbindung der beiden Nutzenfunktionen allein über die Korrelation der Störgrößen. Das Modell lautet dann

$$
\begin{aligned}
y_1^* &= x_1' \beta_1 + u_1 \qquad QUAL = \begin{cases} 1, & \text{wenn } y_1^* > 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \\
y_2^* &= x_2' \beta_2 + u_2 \qquad SUCH = \begin{cases} 1, & \text{wenn } y_2^* > 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \\
&\begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} \sim N\left[0, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}\right],
\end{aligned} \tag{1}
$$

wobei x_1 und x_2 die Determinanten von y_1^* bzw. y_2^* sind und ρ der Korrelationskoeffizient zwischen den Störgrößen u_1 und u_2 ist.

Die dazu gehörige bivariate Verteilungsfunktion lautet

(2)

$$
\Phi(-x_1'\beta_1, -x_2'\beta_2, \rho) = \int_{-\infty}^{-x_1'\beta_1} \int_{-\infty}^{-x_2'\beta_2} \left[\exp\left(-\frac{1}{2}\left(u_1^2 + u_2^2 - 2\rho u_1 u_2\right) / \left(1 - \rho^2\right)\right)\right] / \left[2\pi\left(1 - \rho^2\right)^{1/2}\right] du_1\, du_2.
$$

Aus der Log-Likelihoodfunktion

$$
\begin{aligned}
\ln L = \sum \ln \Phi\, [&(2\,QUAL - 1)\, x_1'\beta_1;\ (2\,SUCH - 1)\, x_2'\beta_2; \\
&(2\,QUAL - 1)(2\,SUCH - 1)\,\rho]
\end{aligned} \tag{3}
$$

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

lassen sich die partiellen Ableitungen nach β_1, β_2 und ρ bilden, die nur noch Funktionen univariater Normalverteilungen sind. Mit Hilfe eines nichtlinearen Lösungsalgorithmus (*Fletcher/Powell* 1963) können die Parameter geschätzt werden (*Greene* 1984).

Die Thesen 1, 2, 4, 7 - 9 liefern Begründungen für einen direkten Einfluß von *QUAL* auf *SUCH* und umgekehrt, so daß Modell (1) zu erweitern ist

$$
(4) \qquad \begin{aligned}
y_1^* &= x_1'\beta_1 + \gamma_1 y_2^* + u_1 \qquad QUAL = \begin{cases} 1, & \text{wenn } y_1^* > 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases} \\
y_2^* &= x_2'\beta_2 + \gamma_2 y_1^* + u_2 \qquad SUCH = \begin{cases} 1, & \text{wenn } y_2^* > 0 \\ 0 & \text{sonst} \end{cases}
\end{aligned}
$$

Hier wird dem zweistufigen Schätzansatz von *Mallar* (1977) gefolgt, der in der ersten Stufe die reduzierte Form mit Hilfe einfacher Probit-ML-Schätzungen bestimmt $x = (x_1 | x_2)$

$$
(5) \qquad \begin{aligned}
y_1^* &= x'\pi_1 + v_1 \\
y_2^* &= x'\pi_2 + v_2,
\end{aligned}
$$

um dann in (4) diese Schätzungen als Instrumente für y_1^* und y_2^* zu verwenden

$$
(6) \qquad \begin{aligned}
y_1^{**} &= \frac{y_1^*}{\sigma_1} = x_1'\beta_1 + \gamma_1^* \hat{y}_2^{**} + u_1^* \\
y_2^{**} &= \frac{y_2^*}{\sigma_2} = x_2'\beta_2 + \gamma_2^* \hat{y}_1^{**} + u_2^*.
\end{aligned}
$$

Als geschätzte Kovarianzmatrix, die nicht explizit von *Mallar* angegeben wird, läßt sich die von *Maddala* (1983, S. 247) abgeleitete verwenden.

3.2.2 Schätzung von Selektionsmodellen mit doppeltem endogenen und interdependenten Switch

Die Thesen 10 - 13 und 17 weisen auf mögliche Einflüsse von Weiterbildung und Arbeitsplatzsuche auf die individuelle Arbeitszeit hin, die isoliert, aber auch im Zusammenwirken verstärkt oder abgeschwächt wirksam werden können. Aufgrund dieser Überlegung sind getrennte Arbeitszeitfunktionen

$$
(7) \qquad AZEIT = x_3'\beta_3 + u_3
$$

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

mit x_3 als Vektor der Arbeitszeitdeterminanten für Beschäftigte mit Weiterbildungs- und/oder Suchaktivitäten mit endogenem Switch zu schätzen. Aufbauend auf der bivariaten Probitstruktur in (1), sind folgende vier Fälle zu unterscheiden:

(i) Weiterbildung ($QUAL = 1$) und Suchaktivität ($SUCH = 1$)

$$E(AZEIT \mid u_1 > -x_1'\beta_1 \cap u_2 > -x_2'\beta_2) = \\ x_3'\beta_3 + E(u_3 | u_1 > -x_1'\beta_1 \cap u_2 > -x_2'\beta_2)$$

(ii) Weiterbildung ($QUAL = 1$), aber keine Suchaktivität ($SUCH = 0$)

$$E(AZEIT \mid u_1 > -x_1'\beta_1 \cap u_2 \leq -x_2'\beta_2) = \\ x_3'\beta_3 + E(u_3 | u_1 > -x_1'\beta_1 \cap u_2 \leq -x_2'\beta_2)$$

(iii) keine Weiterbildung ($QUAL = 0$), aber Suchaktivität ($SUCH = 1$)

$$E(AZEIT \mid u_1 \leq -x_1'\beta_1 \cap u_2 > -x_2'\beta_2) = \\ x_3'\beta_3 + E(u_3 | u_1 \leq -x_1'\beta_1 \cap u_2 > -x_2'\beta_2)$$

(iv) weder Weiterbildung noch Suchaktivität ($QUAL = 0, \ SUCH = 0$)

$$E(AZEIT \mid u_1 \leq -x_1'\beta_1 \cap u_2 \leq -x_2'\beta_2) = \\ x_3'\beta_3 + E(u_3 | u_1 \leq -x_1'\beta_1 \cap u_2 \leq -x_2'\beta_2),$$

wobei (1) und (7) das Gesamtmodell unter Annahme von

$$\begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \\ u_3 \end{pmatrix} \sim N\left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho & \rho_{13} \\ \rho & 1 & \rho_{23} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & 1 \end{pmatrix}\right] \tag{8}$$

bilden mit ρ_{13} (ρ_{23}) als Korrelationskoeffizient zwischen u_1 (u_2) und u_3. Beispielhaft für Fall (i) sei der bedingte Erwartungswert der Störgröße angegeben (*Tunali* 1986, S. 242)

$$E(u_3 | u_1 > -x_1'\beta_1 \cap u_2 > -x_2'\beta_2) = \rho_{13} \frac{\varphi(x_1'\beta_1)\,\Phi\left[(x_2'\beta_2 - \rho x_1'\beta_1)/(1-\rho^2)^{1/2}\right]}{\Phi(x_1'\beta_1, x_2'\beta_2, \rho)} \\ + \rho_{23} \frac{\varphi(x_2'\beta_2)\,\Phi\left[(x_1'\beta_1 - \rho x_2'\beta_2)/(1-\rho^2)^{1/2}\right]}{\Phi(x_1'\beta_1, x_2'\beta_2, \rho)} \\ =: \rho_{13}\lambda_1^* + \rho_{23}\lambda_2^* \tag{9}$$

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Um nach Substitution von (9) in (7) für (i)

$$AZEIT = x_3' \beta_3 + \gamma_1 \lambda_1^* + \gamma_2 \lambda_2^* + v_3 \tag{10}$$

die Koeffizienten dieses Selektionsmodells schätzen zu können, sind λ_1^* und λ_2^* durch konsistente Schätzungen zu ersetzen $(\hat{\lambda}_1^*, \hat{\lambda}_2^*)$, die auf $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ und $\hat{\rho}$ basieren, ermittelt über die ML-Schätzung von (3). Die aus der OLS-Schätzung von

$$AZEIT = x_3' \beta_3 + \rho_{13} \hat{\lambda}_1^* + \rho_{23} \hat{\lambda}_2^* + \tilde{v}_3 =: \tilde{x}' \theta + \tilde{v}_3$$

folgenden Standardfehler für $\hat{\beta}_3, \hat{\rho}_{13}$ und $\hat{\rho}_{23}$ sind bei Vorliegen eines Selektionsbias, beschrieben in (9), inkonsistent, da $\tilde{v}_3 = v_3 + \rho_{13}(\lambda_1^* - \hat{\lambda}_1^*) + \rho_{23}(\lambda_2^* - \hat{\lambda}_2^*)$. Stattdessen ist die nachfolgende asymptotische Kovarianzmatrix zu verwenden

$$\begin{aligned} V(\hat{\theta}) = (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1} \tilde{X}' \big[V(v_3) + (\rho_{13} \Lambda_1 + \rho_{23} \Lambda_2)' V(\hat{\delta}) \cdot \\ (\rho_{13} \Lambda_1 + \rho_{23} \Lambda_2) \big] \tilde{X} (\tilde{X}'\tilde{X})^{-1}, \end{aligned} \tag{11}$$

wobei

$$\hat{\delta}' = (\hat{\beta}_1', \hat{\beta}_2', \hat{\rho}); \; \tilde{X} = (\tilde{x}_1, \tilde{x}_2, \ldots, \tilde{x}_N)'; \; \Lambda_j = \left(\frac{\partial \lambda_{j1}^*}{\partial \delta}, \ldots, \frac{\partial \lambda_{jN}^*}{\partial \delta} \right); \quad j = 1, 2;$$

N – Zahl der Beobachtungen.

Für die geschätzte Kovarianzmatrix sind in (11) $V(v_3), \Lambda_1, \Lambda_2, V(\hat{\delta}), \rho_{13}$ und ρ_{23} durch konsistente Schätzungen zu ersetzen. Aus (10) lassen sich über die OLS-Schätzung $\hat{\rho}_{13}, \hat{\rho}_{23}, \hat{V}(v_3)$ bestimmen, $\hat{V}(\hat{\delta})$ ergibt sich über die Schätzung von (1). $\hat{\Lambda}_j$ kann bei Kenntnis von $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\rho}$ numerisch bestimmt werden.

Da die nachfolgende empirische Untersuchung auf Beschäftigte beschränkt bleibt, ist es aufgrund von vorliegenden empirischen Arbeitsangebotsuntersuchungen, insbesondere für Frauen, naheliegend, für einen möglichen Sample-Selection-Bias zu kontrollieren. Voruntersuchungen haben jedoch gezeigt, daß dieser Aspekt zu vernachlässigen ist. Grund dürfte die auch bei Frauen sehr hohe Erwerbstätigenquote zu DDR-Zeiten sein, die sich im November 1990 noch nicht geändert hatte.

3.2.3 Spezifikations- und Exogenitätstests

Da die im folgenden zu schätzenden Ansätze nicht explizit aus einem analytischen ökonomischen Modell entwickelt werden, bisher keine empirischen Untersuchungen über die unter 2. formulierten Hypothesen

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

vorliegen und vor allem qualitative endogene Variablen vorliegen, bei denen die Konsistenzeigenschaft der Schätzer im Fall von Fehlspezifikation stark gefährdet oder sogar mit Sicherheit verletzt ist, sind Spezifikationstests zur Absicherung der Modellannahmen sehr viel wichtiger als in anderen Ansätzen.

Neben einer einfachen Gütebeurteilung durch das korrigierte Bestimmtheitsmaß ($\bar{R}^2$) bzw. das *Schwarz*-Kriterium SC (*Schwarz* 1978) bei quantitativen endogenen Variablen und dem Pseudo-R^2 (McF-R^2) nach *McFadden* (1973) bzw. dem von *McKelvey/Zavoina* (1978) entwickelten Pseudo-R^2 (MZ-R^2) bei qualitativen endogenen Variablen sowie dem Likelihood-Ratio-Test (LRT), der überprüft, ob die Regressoren insgesamt einen Einfluß ausüben, wird auf Heteroskedastie, Normalverteilung und allgemein auf korrekte Spezifikation getestet. Während bei quantitativen endogenen Variablen diese Tests schon mehr verbreitet sind und in Softwareprogrammen vorliegen (*Breusch-Pagan*-Test auf Homoskedastie (BPT), RESET-Verfahren auf Fehlspezifikation (RESET(2)) mit $\hat{y}^2$ als künstlichem Regressor (*Hübler* 1989, S. 170, S. 124f.), Test auf Normalverteilung (JBT) nach *Jarque/Bera* (1980)), gilt dies bei qualitativen endogenen Variablen nicht. Hier wird auf Implementationen von *Brand* (1993) zurückgegriffen, die in GAUSS geschrieben sind und auf Programmen von *Lechner* (1991) für Logitmodelle aufbauen. Verwendet werden folgende *Lagrange*-Multiplikatortests (*Hübler* 1994):

(i) Test auf Homoskedastie von *Davidson/MacKinnon* (1984) – DMT, jeweils isoliert für jeden Regressor und für alle Regressoren zusammen

(ii) Test auf Normalverteilung von *Bera/Jarque/Lee* (1984) – BJLT

(iii) Test auf korrekte Spezifikation bei binären Daten (Informationsmatrixtest) von *Orme* (1988) – OT.

Zur Überprüfung, ob zwischen Weiterbildung und Arbeitsplatzsuche ein interdependenter Zusammenhang besteht, wird auf einen von *Vella* (1992) entwickelten Test zum Aufdecken eines Sample-Selection-Bias zurückgegriffen. Und zwar werden von der reduzierten Form in (5) die verallgemeinerten Residuen (*Gourieroux/Monfort/Renault/Trognon* 1987)

$$\hat{\hat{v}}_1 = [QUAL - \Phi(x'\hat{\pi}_1)]\,\varphi(x'\hat{\pi}_1) / [(1 - \Phi(x'\hat{\pi}_1)) \cdot \Phi(x'\hat{\pi}_1)] \tag{12}$$

gebildet, um diese analog dem Ansatz bei *Smith/Blundell* (1986) als Regressor in die strukturelle Form für y_2^* in (4) einzusetzen

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$y_2^* = x_2'\beta_2 + \gamma_2(x'\hat{\pi}_1 + \hat{\hat{v}}_1) + u_2 =: x'\delta + \gamma_2\hat{\hat{v}}_1 + u_2. \tag{13}$$

Bei bivariater Normalverteilung für u_2 mit $E(u_2) = 0$ und v_1 mit $E(v_1) = 0, V(v_1) = 1$ gilt (*Goldberger* 1991, S. 74)

$$E(u_2|v_1) = \rho V(u_2) v_1, \tag{14}$$

so daß Exogenität von y_1^* und y_2^* durch einen einfachen t-Test zu prüfen ist, d.h. $H_0 : \gamma_2 = 0$.

3.3 Ergebnisse und Interpretation

Der erste Schritt der empirischen Untersuchung besteht darin, akzeptable Spezifikationen zur Erklärung bzw. Beschreibung des Weiterbildungs- und Arbeitsplatzsuchverhaltens sowie des Arbeitszeitumfangs zu erhalten. Für die Weiterbildung wird neben einer allgemeinen Erfassung durch die Dummy-Variable QUAL getrennt zwischen Weiterbildung, die am Arbeitsplatz (QUAL1) und außerhalb des Betriebes (QUAL2) erfolgt. Intention hierbei ist, zwischen Investitionen in spezifisches und allgemeines Humankapital aufzuspalten. Zunächst wird jedoch nur mit QUAL gearbeitet. Die Testergebnisse in Tabelle 2 zeigen, daß bei Verwendung der Variablen, die auch in Tabelle 3 und 4 Eingang finden, bis auf eine Ausnahme die Nullhypothesen nicht zu verwerfen sind. Die Ablehnung der Normalverteilung für die Arbeitszeitfunktion, obwohl sehr deutlich, ist nicht ganz so gravierend wie dies bei qualitativen endogenen Variablen der Fall ist. Schwierigkeiten, keine Ablehnung der Normalverteilungsannahme bei großen Datensätzen zu erhalten, sind auch aus anderen Untersuchungen bekannt (*Wagner/Lorenz* 1988). Da die Werte der Teststatistiken beim BJLT und OT für QUAL und SUCH moderat sind und nicht zum Verwerfen der Nullhypothesen führen, kann mit den in Tabelle 2 zugrundegelegten Regressionen weitergearbeitet werden.

Die Tabellen 3 und 3a enthalten simultane Schätzungen für das Weiterbildungs- und Arbeitsplatzsuchverhalten. Bei der QUAL-Funktion in Tabelle 3 zeigt sich eindeutig, daß Beschäftigte mit höheren allgemeinbildenden Schulabschlüssen häufiger an Weiterbildungsmaßnahmen teilnehmen als andere. Sie haben einerseits schneller als andere die Notwendigkeit erkannt, sich fortzubilden, und sind flexibler, auf neue Situationen zu reagieren. Andererseits sind alte, in der DDR erworbene Kenntnisse um so stärker obsolet geworden, je mehr damit neuere, insbesondere technologische Entwicklungen verbunden sind. Auf diesem Gebiet hatte die DDR ein großes Defizit. Recht einleuchtend erscheint es, daß in Betrieben, die vor Ende des Jahres 1989 noch nicht existierten,

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 2

Einzelgleichungsschätzungen und Tests zur Weiterbildung (QUAL), Arbeitsplatzsuche (SUCH) und Arbeitszeit (AZEIT) ostdeutscher Beschäftigter

(absolute t-Werte in Klammern)

Methode: Probit-ML (QUAL, SUCH) und OLS (AZEIT); Daten: Arbeitsmarkt-Monitor, Welle 1 (11/90)

QUAL (1)			SUCH (2)			AZEIT (3)		
CONST	-1.0912	(8.24)	CONST	-0.7104	(5.65)	CONST	40.3210	(33.19)
ALTER	-0.0012	(0.54)	ALTER	-0.0183	(8.14)	ALTER	0.0129	(0.63)
SEX	-0.0228	(0.54)	SEX	0.0925	(1.83)	SEX	5.8874	(13.72)
SCHULE	0.3990	(13.11)	EWLAGE	0.1734	(6.33)	HIER	1.2341	(7.72)
TENURE	-0.1631	(8.32)	EINKOMMEN*	-0.0002	(3.61)	TENURE	-1.3442	(6.76)
FSIZE $\cdot 10^{-4}$	0.1104	(1.53)	FSIZE $\cdot 10^{-4}$	-0.1183	(1.32)	FSIZE $\cdot 10^{-4}$	-0.6187	(0.86)
KURZS	-0.1097	(2.05)	KURZ	0.4734	(9.73)	WWEG	4.4224	(4.44)
FIRMA89	0.1962	(5.54)	NEUTECH	0.0511	(0.65)	GEMEINDE	0.3042	(2.17)
OED	0.0531	(1.17)	UMSCHUL	0.3434	(2.47)	SEKTOR1	2.6094	(3.39)
SELB	0.2470	(2.03)				SEKTOR2	-4.0394	(6.76)
						SEKTOR3	3.3306	(6.59)
N	4679		N	4679		N	4679	
McF- R^2	0.073		McF- R^2	0.063		$\bar{R}^2$	0.101	
MZ-R^2	0.116		MZ-R^2	0.119		SC	5.237	
LRT	400.00**		LRT	248.00**		LLF	-18843.80	
DMT	8.80		DMT	11.92		BPT	22.85	
BJLT	0.19		BLJT	2.57		JBT	1422.84**	
OT	70.23		OT	49.65		RESET(2)	2.76	

Erläuterungen: Variablenbeschreibung vgl. Anhang

* $\alpha = 0.05$; ** $\alpha = 0.01$; Markierung von Variablen mit * bzw. ** bedeutet, durch diese Variable wird Heteroskedastie erzeugt und diese ist statistisch gesichert bei $\alpha = 0.05$ bzw. $\alpha = 0.01$.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Fortbildung ebenso groß geschrieben ist, um an die benötigten Standards heranzukommen, wie bei Personen, die sich selbständig machen wollen. Kein Unterschied scheint zwischen Frauen und Männern bei der Neigung, sich weiterzubilden, zu bestehen. Wird allerdings zwischen betrieblicher und außerbetrieblicher Qualifizierung getrennt (nicht in den Tabellen enthalten), dann nehmen Frauen mehr als Männer an innerbetrieblichen Maßnahmen teil.

Tabelle 3

Simultane Probit-ML-Schätzungen zur Weiterbildung und Arbeitsplatzsuche für ostdeutsche Beschäftigte

(asymptotische absolute t-Werte in Klammern)
Daten: Arbeitsmarkt-Monitor, Welle 1 (11/90)

	QUAL			SUCH	
	(1)	(2)		(3)	(4)
CONST	-1.0912	-1.1406	CONST	-0.7104	-0.3102
	(8.13)	(7.93)		(5.44)	(2.17)
ALTER	-0.0012	-0.0019	ALTER	-0.0183	-0.0141
	(0.54)	(0.85)		(8.02)	(5.93)
SEX	-0.0227	-0.0196	SEX	0.0925	0.1896
	(0.55)	(0.47)		(1.81)	(3.55)
SCHULE	0.3990	0.4076	EWLAGE	0.1734	0.1853
	(13.05)	(12.74)		(6.28)	(6.71)
TENURE	-0.1631	-0.1651	EINKOMMEN $\cdot 10^{-3}$	-0.2266	-0.4258
	(8.30)	(8.36)		(3.68)	(5.94)
FSIZE$\cdot 10^{-4}$	0.1108	0.1104	FSIZE $\cdot 10^{-4}$	-0.1179	-0.1632
	(1.42)	(1.53)		(1.34)	(1.79)
KURZS	-0.1097	-0.0841	KURZ	0.4734	0.5306
	(1.98)	(1.38)		(9.68)	(10.62)
FIRMA89	0.1962	0.1968	NEUTECH	0.0511	-2.9626
	(5.53)	(5.55)		(0.54)	(5.71)
OED	0.0531	0.0519	UMSCHUL	0.3434	-2.6493
	(1.17)	(1.15)		(2.27)	(5.02)
SELB	0.2470	0.2387	QUAL		0.4641
	(2.07)	(1.96)			(5.88)
SUCH		-0.0594			
		(0.88)			
$\rho(u_1, u_2)$	-0.0153				
	(0.38)				
N	4679	4679		4679	4679
LLF	-4391.79				
EXOT		-0.48			-1.22

Betrachtet man Qualifizierung als individuelle Maßnahme zum Schutz gegen Arbeitslosigkeit, dann entsprechen die stärkeren Anstrengungen bei Frauen durchaus den Erwartungen. Erklärungsbedürftig bleibt aber

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

die Konzentration auf ein Training on-the-job. Wegen der Doppelbelastung im Beruf und in der Familie werden Angebote außerhalb der üblichen Arbeitszeit weniger wahrgenommen.

Der in These 5 formulierte Zusammenhang, ein mit zunehmendem Alter abnehmender Umfang an Weiterbildung, ist durch Tabelle 3 statistisch nicht abgesichert. Dies gilt auch, wenn nur Qualifikationsmaßnahmen außerhalb des Betriebes berücksichtigt werden, die sich als Investitionen in allgemeines Humankapital interpretieren lassen, auf die These 5 im engeren Sinne abzielt. Zu berücksichtigen ist, daß neben dem Alter die Betriebszugehörigkeitsdauer (TENURE) erfaßt wird, für die sich ein signifikant negativer Einfluß ergibt. Nach Trennung in QUAL1 und QUAL2 bleibt dieser aber nur noch für erstere Kategorie bestehen. Als interessant muß das Ergebnis angesehen werden, daß bei Kurzarbeit weniger für Weiterbildung getan wird, obwohl einerseits dafür mehr Zeit als bei Vollbeschäftigung zur Verfügung steht und andererseits Kurzarbeit ein Signal drohender Arbeitslosigkeit sein sollte und daher Gegenmaßnahmen wie Weiterbildung hervorrufen sollte. Auch bei Aufspaltung von QUAL in QUAL1 und QUAL2 ändert sich das Bild nicht, obwohl bei Kurzarbeit innerbetriebliche Fortbildung stärker negativ betroffen ist als außerbetriebliche (nicht in den Tabellen enthalten).

Der Korrelationskoeffizient (ρ) und der t-Wert für den Exogenitätstest (EXOT), der analog dem Vella-Test durchgeführt wird, machen deutlich, daß weder über unbeobachtete Drittvariablen noch direkt ein interdependenter Zusammenhang zwischen QUAL und SUCH besteht, Arbeitsplatzsuche induziert keine Weiterbildungsaktivitäten. In der allgemeinen Formulierung von QUAL erfahren damit weder These 2 noch These 7 oder 8 eine Bestätigung. Da die Thesen jedoch explizit auf spezifischen oder allgemeines Humankapital abstellen, ist auch getrennt nach QUAL1 und QUAL2 zu analysieren. Es ergibt sich (nicht in den Tabellen enthalten), daß der Einfluß von SUCH auf QUAL2 in Welle 1 auch insignifikant ist, daß aber bei Suchaktivitäten betriebsinterne Fortbildung positiv beeinflußt wird, und zwar statistisch gesichert. Von den genannten Hypothesen (2; 7; 8) steht dieses Resultat im Einklang mit These 8. Auf den ersten Blick überraschenderweise kehrt sich das Ergebnis in Welle 4 um, d.h. Arbeitsplatzsuchende investieren signifikant weniger in spezifisches Humankapital und signifikant mehr in allgemeines Humankapital (auch nicht in den Tabellen dokumentiert). Ein mögliches Erklärungsmuster wurde mit These 8 geliefert. Im November 1991 waren die Zu- und Abgänge sowie Wechsel, d.h. die Bewegungen auf dem Arbeitsmarkt, sehr viel stärker als ein Jahr davor. Entlassungen waren schon sehr viel mehr verbreitet, so daß weniger auf eine Doppelstrategie „Suche und gleichzeitig die Chancen vermehren, auf dem

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

gegenwärtigen Arbeitsplatz zu bleiben" gesetzt wird als vielmehr auf die Strategie „Chancen der Arbeitsplatzsuche in unsicherer Situation durch Vermehrung des allgemeinen Humankapitals verbessern".

Die Schätzungen der Wahrscheinlichkeitsfunktion für Arbeitsplatzsuche, Tabelle 3, Spalte (3) und (4), weisen zunächst aus – und dies ist auch aus anderen Untersuchungen bekannt –, daß ältere Arbeitskräfte weniger geneigt sind, sich einen neuen Arbeitsplatz zu suchen (These 6). Während Kurzarbeit (KURZ) keine Weiterbildungsaktivitäten auslöst, sind deutlich steigende Suchprozesse zu verzeichnen. Auch negative Erwartungen über die wirtschaftliche Entwicklung in der Region (EWLAGE) lassen sich als auslösendes Moment für die Suche nach einem neuen Arbeitsplatz erkennen. Die geringere Mobilitätsneigung von Frauen entspricht allgemeinen Erfahrungen und Erwartungen und wurde bereits indirekt kommentiert. Zu nennen als möglicher weiterer Grund für die geringere Suchwahrscheinlichkeit von Frauen ist, daß sie bei Bewerbungen gegenüber Männern bei sonst gleichen Bedingungen benachteiligt sind. *Holzer* (1987) und *Lynch* (1989) haben dies empirisch für schwarze Arbeitssuchende gegenüber weißen Bewerbern in den USA gezeigt. *Rosen* (1992) weist im Rahmen eines analytischen Modells bei unvollständiger Information der Betriebe über die Fähigkeiten von Bewerbern nach, daß Diskriminierung zu einer stabilen Lösung führt, selbst wenn die Unternehmen keinen Hang zur Diskriminierung besitzen.

Das eigentliche Anliegen der Schätzungen in Tabelle 3, Spalte (3) und (4), ist, Kenntnisse darüber zu gewinnen, ob und wie Weiterbildung das Suchverhalten tangiert. Von den dazu geäußerten Thesen (1; 9) spricht der positive Koeffizient von QUAL, der auch erhalten bleibt, wenn stattdessen QUAL1 oder QUAL2 verwendet wird (Tabelle 3a, Zeile [1] und [2]), für These 9. Im Gegensatz zu sonstigen empirischen Untersuchungen zum Arbeitsplatzsuchverhalten, die z.B. den Empfehlungen von *Mortensen* (1986, S. 884) folgen und die Betriebszugehörigkeitsdauer als Proxy für Investitionen in spezifisches Humankapital (SHC) verwenden, wird hier SHC sehr viel direkter durch eine Dummy-Variable für Training on-the-job (QUAL2) gemessen. Damit wird dem Einwand von *Jovanovic* (1979a) Rechnung getragen, daß eine negative Korrelation von TENURE und SUCH nicht auf SHC zurückzuführen sein muß (vgl. These 3).

Beachtenswert ist der Vorzeichenwechsel der Koeffizienten für die Determinanten NEUTECH und UMSCHUL in Spalte (3) und (4), Tabelle 3. Damit wird erfaßt, inwieweit die individuellen Ziele der Fortbildung Einfluß auf die Neigung haben, den Arbeitsplatz zu wechseln. Soweit QUAL nicht berücksichtigt wird, geht in die Ausprägung 0 bei

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 3a

Ergänzende Probit-ML-Schätzung für das Arbeitsplatzsuchverhalten bei alternativer Messung der Qualifikationsmaßnahmen, getrennte Schätzung für Frauen und Männer sowie Schätzungen für Welle 4 (11/91)

Asymptotische absolute t-Werte in Klammern
Daten: Arbeitsmarkt-Monitor Welle 1 (11/90) und 4 (11/91)
Endogene beobachtbare Variable: SUCH
Kontrollierte Variablen: ALTER, (SEX), EWLAGE, EINKOMMEN, FSIZE, KURZ

	NEUTECH	UMSCHUL	QUAL1	QUAL2	QUAL	QI	N
[1]	-0.1997 (1.60)	-0.0095 (0.05)	0.2045 (2.57)				4679
[2]	-0.3854 (3.38)	0.0184 (0.12)		0.4041 (5.31)			4679
[3]					-0.1423 (1.86)	0.0419 (3.22)	4679
[4]					-0.0019 (0.02)	0.0079 (0.44)	2413
[5]	-0.0912 (0.81)	0.3848 (2.08)	0.0647 (0.50)				2413
[6]	-0.0914 (0.80)	0.4060 (2.30)		0.0505 (0.47)			2413
[7]					-0.3097 (2.66)	0.0790 (4.09)	2266
[8]	0.2934 (2.44)	0.3803 (1.57)	-0.4272 (2.91)				2266
[9]	0.1469 (1.25)	0.1473 (0.62)		0.1644 (1.53)			2266
[10]					-0.1426 (1.58)	0.0373 (2.58)	4679
[11]					0.0097 (0.08)	0.0132 (0.61)	2413
[12]					-0.2386 (1.86)	0.0510 (2.55)	2266
Anmerkungen:	[1]-[9] Welle 1; [10]-[12] Welle 4; [1]-[3],[10] - alle Beschäftigten; [4]-[6],[11] - nur Männer; [7]-[9],[12] - nur Frauen						

NEUTECH und UMSCHUL auch der Fall ein, daß keine Fortbildung stattgefunden hat. Insofern bedarf es der Einbeziehung von QUAL. Wird für außerbetriebliche Maßnahmen kontrolliert, so senkt eine Qualifikationsmaßnahme, die das Erlernen neuer Techniken zum Ziel hat, die Mobilitätsneigung (vgl. Tabelle 3a, Zeile [2]). Das Ergebnis legt es nahe, die vorhandenen Informationen aus Ort der Maßnahmen (im Betrieb oder außerhalb) und Ziel der Maßnahmen zu einem Index (QI) zu kombinieren, der deutlicher als bisher zwischen spezifischem und allgemeinem Humankapital trennt. Von folgender Skalierung wird ausgegangen:

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

	UMSCHUL	NEUTECH	KAUFM
QUAL1	1	2	3
QUAL1A	4	5	6
QUAL2	7	8	9

Je kleiner QI ist, als um so spezifischer im Sinne von SHC wird eine Maßnahme eingestuft. Liegt keine Weiterbildung vor, erhält QI den Wert Null, da Fortbildung generell die Mobilitätsneigung erhöht und dies – so die Erwartung – verstärkt wird, je allgemeiner verwertbar die Maßnahme ist. Die Schätzungen in Zeile [3], [4], [7], [10] - [12], Tabelle 3a, bestätigen diese Vermutung. Außerdem wird dabei jeweils noch die Dummy-Variable QUAL berücksichtigt, d.h. ob es überhaupt zu einer Weiterbildung im letzten Jahr gekommen ist. Das negative Vorzeichen bringt zum Ausdruck, daß QI in der Skalierung 0, 1, ..., 9 mit zunehmendem Skalenwert die Wahrscheinlichkeit zur Arbeitsplatzsuche nicht proportional erhöht, sondern daß ein nichtlinearer Effekt zwischen den Werten 0 und 1 zu beobachten ist. Analog der Vorgehensweise bei Ausreißern (*Cook/Weisberg* 1982, S. 20f.) werden diese besonderen Effekte durch eine Dummy-Variable erfaßt, hier durch QUAL.

Bemerkenswert an den Koeffizientenschätzungen von QI in Tabelle 3a ist die Tatsache, daß bei getrennter Schätzung für Frauen und Männer lediglich bei ersteren die Weiterbildung einen statistisch gesicherten Effekt auf die Mobilitätsneigung hat. Das gilt auch bei alternativer Spezifikation (Zeile [5] und [6] für Männer und Zeile [8] und [9] für Frauen in Tabelle 3a). Hierbei zeigt sich eine Bestätigung der Ergebnisse von *Gritz* (1993), der für die USA mit Hilfe der Methoden der Zeitdaueranalyse gefunden hat, daß erstens von privater Seite durchgeführte Qualifikationsmaßnahmen die Dauer der Beschäftigungsperioden bei Frauen signifikant erhöhen, nicht jedoch bei Männern, daß aber zweitens staatlich durchgeführte Fortbildung weder bei Frauen noch bei Männern einen Effekt auf die Mobilitätsneigung hat. Werden Training on-the-job als von privater Unternehmensseite veranlaßt und außerbetriebliche Kurse als überwiegend von staatlicher Seite initiierte Maßnahmen betrachtet, so reproduziert das Schätzergebnis in Tabelle 3a, Zeile [5], [6], [8] und [9], für Ostdeutschland den von *Gritz* für die USA aufgedeckten Zusammenhang.

In Tabelle 4 sind die Einflüsse von Weiterbildung und Arbeitsplatzsuche auf den Beschäftigungsumfang unter Verwendung von unter 3.2.2 formulierten Selektionsmodellen mit doppeltem endogenen Switch und Daten des Arbeitsmarkt-Monitors wiedergegeben. Getrennt wird zwischen Schätzungen zur Arbeitszeit für Beschäftigte, die sich weiterqualifizieren oder nicht, die sich einen anderen Arbeitsplatz suchen oder

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 4

Selektionsmodelle zur Arbeitszeit ostdeutscher Beschäftigter bei alternativem Weiterbildungs- und Arbeitsplatzsuchverhalten

(absolute t-Werte in Klammern)
Abhängige Variable: AZEIT
Daten: Arbeitsmarkt-Monitor Welle 1 (11/90)

QUAL →	-	-	0	1	1	0	1
SUCH →	0	1	-	-	1	1	0
CONST	54.5800	3.2666	30.3830	39.0630	5.6083	1.4528	52.3930
	(38.86)	(0.83)	(15.88)	(17.32)	(0.22)	(0.10)	(15.21)
ALTER	-0.2311	-0.4130	0.0047	0.0430	-0.4843	-0.3531	-0.1257
	(10.15)	(5.39)	(0.19)	(1.03)	(1.30)	(1.27)	(2.14)
SEX	5.3128	9.1866	5.9078	4.7875	8.6651	9.1247	4.2964
	(12.87)	(7.17)	(11.72)	(5.93)	(1.39)	(1.91)	(4.21)
HIER	2.7014	1.3274	2.4336	2.9171	1.6516	0.8964	2.8412
	(11.61)	(1.74)	(8.01)	(6.77)	(1.07)	(0.75)	(6.66)
TENURE	-0.8579	-1.4601	-0.5517	-0.9946	-0.1878	-1.3478	-0.8178
	(4.50)	(2.31)	(1.86)	(2.46)	(0.12)	(1.61)	(1.62)
FSIZE·10^{-3}	0.0204	-0.1216	0.0219	-0.3324	-0.6936	0.2889	-0.0894
	(0.30)	(0.53)	(0.26)	(2.33)	(0.59)	(0.32)	(0.47)
WWEG	3.4883	2.4015	5.2932	3.6329	3.8947	2.9216	3.1591
	(3.70)	(0.73)	(4.31)	(2.18)	(0.47)	(0.77)	(1.98)
GEMEINDE	0.1587	0.0195	0.2797	0.1541	-0.4929	0.0341	0.1610
	(1.18)	(0.04)	(1.67)	(0.58)	(0.56)	(0.06)	(0.64)
SEKTOR 1	4.0720	4.9782	3.0782	2.4302	3.5667	5.7515	5.1776
	(5.32)	(2.42)	(3.61)	(1.38)	(0.65)	(2.20)	(3.33)
SEKTOR 2	-2.1011	-2.2367	-4.2045	-3.5707	-2.9254	-2.2446	-1.5749
	(3.64)	(1.23)	(6.02)	(3.18)	(0.72)	(0.91)	(1.56)
SEKTOR 3	0.3884	4.3849	3.5515	1.7205	3.4957	4.7097	-0.5285
	(0.79)	(2.65)	(5.99)	(1.80)	(0.94)	(2.22)	(0.54)
LAMB (SUCH)	32.8300	28.1370			33.5130	25.8570	24.7260
	(16.68)	(10.22)			(2.07)	(2.25)	(6.00)
LAMB (QUAL)			-4.9570	-3.3131	-7.3065	-4.8621	-2.3606
			(2.86)	(1.91)	(0.58)	(0.64)	(0.98)
N	3979	700	3403	1276	193	507	1083
R^2	0.19	0.25	0.11	0.13	0.34	0.22	0.18

nicht, wobei jeweils für das andere Merkmal kontrolliert wird oder nicht. Spalte (2) umfaßt z.B. nur Arbeitsplatzsuchende, wobei nicht berücksichtigt wird, wie die Situation bei der Weiterbildung ist. Demgegenüber ist z.B. die Schätzung in Spalte (6) auf Beschäftigte beschränkt, die suchen, sich aber nicht weiterbilden. Der Grundgedanke ist, daß die individuelle Arbeitszeit sich bei Personen mit Weiterbildung und/oder bei Arbeitsplatzsuche systematisch unterscheidet von der anderer Erwerbspersonen.

Vorab eine Bemerkung zu den geschätzten Koeffizienten der Kontrollvariablen in der Arbeitszeitfunktion. Sie entsprechen im großen und

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ganzen den Erwartungen. Die Arbeitszeit sinkt mit zunehmendem Alter, zunehmender Betriebszugehörigkeit, steigt dagegen, je höher der einzelne in der Betriebshierarchie angesiedelt ist und bei wechselndem Arbeitsort. In der Landwirtschaft sowie im Dienstleistungsbereich wird im Durchschnitt mehr und im Verarbeitenden Gewerbe weniger als in der Bauwirtschaft gearbeitet. Zwischen Betriebs- und Gemeindegrößenklassen scheint sich die Arbeitszeit nicht zu unterscheiden. Eine Ausnahme bildet das signifikant negative Vorzeichen für FSIZE in der Gruppe der Beschäftigten mit Weiterbildungsmaßnahmen. Es läßt darauf schließen, daß Großbetriebe Weiterbildungsmaßnahmen finanzieren, indem bei gleichem Einkommen die normale Arbeitszeit verkürzt wird, während das bei kleineren Betrieben nicht der Fall ist. Hierbei ist zu bedenken, daß Kleinbetriebe meist Neugründungen sind, während Großbetriebe häufig Reste von alten Kombinaten mit hohen Kurzarbeitsanteilen sind, die sich im Besitz der Treuhand befinden und bei denen Qualifizierungsgesellschaften dazu beitragen, die Belegschaft durch Weiterqualifizierung dadurch zu verkleinern, daß sie für andere Betriebe attraktiver werden. Demgegenüber können sich kleine Neugründungen den Ausfall von in Qualifizierung befindlichen Beschäftigten nicht leisten. Die Beschäftigten müssen selbst in ihrer Freizeit dafür sorgen, die notwendige Qualifikation zu erwerben.

Da $\mathrm{LAMB}(k) = \varphi_k / \Phi_k > 0$, wenn $k = 1$, und $\mathrm{LAMB}(k) = -\varphi_k / (1 - \Phi_k) < 0$, wenn $k = 0$, wobei $k = \mathrm{QUAL}, \mathrm{SUCH}$, bedeutet ein positives (negatives) Vorzeichen für $k = 1 (= 0)$, die Arbeitszeit liegt in der Gruppe $k = 1 (= 0)$ im Durchschnitt höher als bei Personen mit ansonsten gleichen Charakteristika, aber $k = 0 (= 1)$. Entsprechendes gilt im Modell mit doppeltem endogenen Switch – vgl. 3.2.2, Gleichung (9). Es zeigt sich aufgrund der Schätzungen, daß Suchzeiten nicht zu Lasten der Arbeitszeit gehen. Genau das Gegenteil ist festzustellen. Nicht auszuschließen ist, daß unbeobachtete Heterogenität hierfür verantwortlich ist, daß z.B. Personen, die stärker als andere an hohem Einkommen interessiert sind, einerseits ein hohes Arbeitsangebot haben und andererseits eine hohe Suchwahrscheinlichkeit aufweisen. Die Arbeitszeit von in Weiterbildung befindlichen Beschäftigten liegt im allgemeinen unter der anderer Beschäftigter. Wenn allerdings gleichzeitig beide Selektionskriterien berücksichtigt werden, bleibt der Weiterbildungseffekt insignifikant. Erwähnt werden sollte das nicht in den Tabellen wiedergegebene Ergebnis, daß bei Trennung zwischen Training on-the-job und Kursen außerhalb des Betriebes der negative Arbeitszeiteffekt von betriebsspezifischer Weiterbildung bei denen, die keinen neuen Arbeitsplatz suchen, gesichert ist. Konfrontiert man diese Ergebnisse mit den unter Abschnitt 2 diskutierten Hypothesen, so wird eine Übereinstimmung der Empirie mit den Thesen 11, 12 und 13 deutlich, während These 10

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

danach abzulehnen ist. Der geschätzte Koeffizient von LAMB (QUAL) ist zwar negativ, aber nicht statistisch gesichert. Weitergehende Schlußfolgerungen sind hier aufgrund von These 17 nicht zu ziehen.

Zusammenfassung

Negative und positive Korrelationen zwischen individuellen Weiterbildungs- und Arbeitsplatzsuchaktivitäten sind a priori nicht auszuschließen. Die Frage, ob diese Aktivitäten die Arbeitszeit tangieren und wenn ja in welcher Richtung, läßt sich ohne Empirie kaum beantworten. Die ökonometrische Untersuchung, die methodisch so angelegt ist, daß sich überprüfen läßt, ob nur einfache Abhängigkeiten oder direkte bzw. indirekte, über unbeobachtete Drittgrößen zustandekommende Interdependenzen zwischen Weiterbildung und Arbeitsplatzsuche auftreten, führt zu folgenden zentralen Ergebnissen: (1) Suchaktivitäten ziehen keine Weiterbildungsaktivitäten nach sich, wohl aber umgekehrt. (2) Allgemeine Humankapitalinvestitionen induzieren weit mehr als Investitionen in spezifisches Humankapital die Suche nach einem neuen Arbeitsplatz. (3) Während bei Frauen Weiterbildung am Arbeitsplatz eindeutig zu einer Verringerung der Mobilitätsneigung führt, läßt sich bei Männern weder bei Kursen innerhalb noch außerhalb des Betriebes ein statistisch gesicherter Effekt ausmachen. (4) Suchaktivitäten sind unter Berücksichtigung wichtiger Determinanten des individuellen Beschäftigungsumfangs mit einer Verlängerung der effektiven Arbeitszeit verknüpft, während sich bei Weiterbildungsaktivitäten tendenziell das Gegenteil ergibt, ein Resultat, das konträr ist zu den univariaten Arbeitszeitangaben.

Abstract

A priori, it is not obvious, whether training activities are positively correlated with search processes, whether these activities have effects on hours of work. The econometric analysis based on bivariate Probit models and selection models with doubled endogenous switch using data for East Germany has the following results: (1) Training activities induce search activities, but not vice versa. (2) General human capital investment affect search activities stronger than specific human capital investments. (3) Training on-the-job reduces significantly the female mobility propensity. No effects for men can be observed. (4) Search activities lead to an extension of hours of work. Training activities reduce the effective hours of work.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Anhang: Variablenliste

ALTER	Alter in Jahren
AZEIT	effektive wöchentliche Arbeitszeit in Stunden
BJTL	Test auf Normalverteilung nach Bera/Jarque/Lee (1984)
BPT	Test auf Homoskedastie nach Breusch/Pagan (1979)
DMT	Test auf Homoskedastie nach Davidson/MacKinnon (1984)
EINKOMMEN	monatlicher Nettoverdienst in DM
EWLAGE	erwartete Lage in der Region in einem Jahr (1: besser, 2: gleich, 3: schlechter als heute)
EXOT	Test auf Exogenität analog Vella (1992)
FIRMA89	Betrieb existierte im November 1989 schon (1: ja, 2: ja,aber Wechsel der Rechtsform/des Eigentümers; 3: Neugründung)
FSIZE	Betriebsgröße (1 :< 20 Beschäftigte (B); 2 : $20 \leq B < 200$; 3 : $200 \leq B < 1000$; 4 : $1000 \leq B < 10000$; 5 : $B \geq 10000$)
GEMEINDE	Gemeindegrößenklasse (1 :< 2000 Einwohner (E), 2: 2000≤ E<10000, 3: 10000 ≤ E <50000, 4: 50000 ≤ E <100000, 5: E >100000)
HIER	Leitungsaufgaben (0: nein; 1: ja, für Arbeitsgruppen; 2: ja, für Teile des Betriebes; 3: ja, für Gesamtbetrieb)
JBT	Test auf Normalverteilung nach Jarque/Bera (1980)
KAUFM	Ziel von Qualifizierungsmaßnahmen: Erwerb von kaufmännischen oder betriebswirtschaftlichen Kenntnissen (1—ja)
KURZ	Betrieb von Kurzarbeit betroffen (1—ja)
KURZS	Selbst von Kurzarbeit betroffen (1—ja)
LAMB(SUCH)	Selektionsbiasvariable, erzeugt durch Arbeitsplatzsuche
LAMB(QUAL)	Selektionsbiasvariable, erzeugt durch Weiterbildung
LLF	Log-Likelihoodfunktion
LRT	Likelihood-Ratio-Test
McF-R^2	McFadden(1973)-Pseudo-R^2
MZ-R^2	McKelvey/Zavoina(1975)-Pseudo-R^2
N	Stichprobenumfang
NEUTECH	Ziel von Qualifizierungsmaßnahmen: Umgang mit neuer Technik (1—ja)
OED	Öffentlicher Dienst (1—ja)
OT	Test auf korrekte Spezifikation (Orme 1988)
QI	Qualifikations-(Weiterbildungs-)Index (1: spezifisches Humankapital,...,9: allgemeines Humankapital)
QUAL	Qualifikation (Weiterbildung;1—ja)
QUAL1	Weiterbildung am Arbeitsplatz (1—ja)
QUAL1A	Weiterbildung durch Kurse innerhalb des Betriebes (1—ja)
QUAL2	Weiterbildung durch Kurse außerhalb des Betriebes (1—ja)
RESET	Test auf korrekte Spezifikation nach Ramsey (1969)
SC	Informationskriterium nach Schwarz (1978)
SCHULE	Schulabschluß (1: 8. Klasse, 2: 10. Klasse, 3: Abitur)
SEKTOR1	Landwirtschaft (1—ja)
SEKTOR2	Verarbeitendes Gewerbe (1—ja)
SEKTOR3	Dienstleistungssektor (1—ja)
SELB	Beabsichtige, mich selbständig zu machen (1—ja)
SEX	Geschlecht (1: männlich; 0: weiblich)
SUCH	Arbeitsplatzsuche (1—ja)
T	Teststatistik für Test auf Gleichheit zweier Mittelwerte
TENURE	Betriebszugehörigkeitsdauer (1: < 1 Jahr (J); 2: 1 ≤ J <3; 3: 3≤ J<10; 4: J≥ 10)
UMSCHUL	Ziel von Qualifizierungsmaßnahmen: Umschulung auf einen neuen Beruf (1—ja)
WWEG	wechselnder Arbeitsweg(-ort) (1—ja)

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Literaturverzeichnis

Antel, J. J. (1986), Human Capital Investment Specialization and the Wage Effects of Voluntary Labor Mobility, Review of Economics and Statistics 68, 477 - 483.

Arabmazar, A./*Schmidt,* P. (1982), An Investigation to the Robustness of the Tobit Estimator to Non-Normality, Econometrica 50, 1055 - 1063.

Bera, A. K./*Jarque,* C. M./*Lee,* L. F. (1984), Testing the Normality Assumption in Limited Dependent Variable Models, International Economic Review 25, 563 - 578.

Bielenski, H./*v. Rosenbladt,* B. (1991), Arbeitsmarkt-Monitor für die neuen Bundesländer, Umfrage 11/90, Textband, BeitrAB 148.1., Nürnberg.

—/— (1991a), Arbeitsmarkt-Monitor für die neuen Bundesländer, Umfrage 11/90, Tabellenband, BeitrAB 148.1., Nürnberg.

Bielenski, H./*Enderle,* J./*v. Rosenbladt,* B. (1991a), Arbeitsmarkt-Monitor für die neuen Bundesländer, Umfrage 3/91, Textband, BeitrAB 148.2., Nürnberg.

—/—/— (1991b), Arbeitsmarkt-Monitor für die neuen Bundesländer, Umfrage 7/91, Textband, BeitrAB 148.3., Nürnberg.

—/—/— (1992), Arbeitsmarkt-Monitor für die neuen Bundesländer, Umfrage 11/91, Textband, BeitrAB 148.4., Nürnberg.

Brand, R. (1993), Tests in Modellen mit nicht-metrischen endogenen Variablen, Diskussionspapier Nr. 181, Fachbereich Wirtschaftswissenschaften, Universität Hannover.

Breusch, T. S./*Pagan,* A. R. (1979), A Simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation, Econometrica 47, 1287 - 1294.

Burda, M. (1993), Decentralized Trade as a Market Imperfection: The Case of the Labor Market, in: B. Gahlen, H. Hesse und H. J. Ramser (Hrsg.), Makroökonomik unvollkommener Märkte, Tübingen, 181 - 197.

Cook, R. D./*Weisberg,* S. (1982), Residuals and Influence in Regression, New York.

Davidson, R./*MacKinnon,* J. G. (1984), Convenient Specification Tests for Logit and Probit Models, Journal of Econometrics 25, 241 - 262.

Deere, D. R. (1987), Labor Turnover, Job-Specific Skills, and Efficiency in a Search Model, Quarterly Journal of Economics 102, 815 - 833.

Enderle, J./*Bielenski,* H./*v. Rosenbladt,* B. (1992), Arbeitsmarkt-Monitor für die neuen Bundesländer, Umfrage 5/92, Textband, BeitrAB 148.5., Nürnberg.

Eriksson, G. (1991), Human Capital Investments and Labor Mobility, Journal of Labor Economics 9, 236 - 254.

Fletcher, R./*Powell,* M. J. D. (1963), A Rapidly Convergent Descent Method for Minimization, Computer Journal 6, 163 - 168.

Goldberger, A. S. (1991), A Course in Econometrics, Cambridge/Mass.

Gourieroux, C./*Monfort,* A./*Renault,* E./*Trognon,* R. (1987), Generalised Residuals, Journal of Econometrics 34, 5 - 33.

Greene, W. H. (1984), Estimation of the Correlation Coefficient in a Bivariate Probit Model, Using the Method of Moments, Economics Letters 16, 285 - 291.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Gritz, R. M. (1993), The Impact of Training on the Frequency and Duration of Employment, Journal of Econometrics 57, 21 - 52.

Grossman, G. M./*Shapiro,* C. (1982), A Theory of Factor Mobility, Journal of Political Economy 90, 1054 - 1069.

Holzer, H. J. (1987), Informal Job Search and Black Youth Unemployment, American Economic Review 77, 446 - 452.

Hübler, O. (1989), Ökonometrie, Stuttgart.

— (1994), Schätzen und Testen von Probitmodellen, Allgemeines Statistisches Archiv 78, 160 - 175.

Institut der Deutschen Wirtschaft (1993), Informationsdienst, Nr. 23.

Jansen, R./*Stooß,* F. (Hrsg.) (1993), Qualifikation und Erwerbssituation im geeinten Deutschland, BIBB/IAB-Erhebung 1991/1992, Berlin.

Jarque, C. M./*Bera,* A. K. (1980), Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals, Economics Letters 6, 255 - 259.

Jovanovic, B. (1979), Firm-Specific Capital and Turnover, Journal of Political Economy 87, 1246 - 1260.

— (1979a), Job Matching and the Theory of Turnover, Journal of Political Economy 87, 972 - 990.

Kurz-Scherf, I./*Mahnkopf,* B. (1993), Innerbetriebliche Notwendigkeiten und Möglichkeiten zur Qualifizierung aus Sicht der Beschäftigten, QUEM-report, Heft 7/Teil II, Berlin.

Lechner, M. (1991), Testing Logit Models in Practice, Empirical Economics 16, 177 - 198.

Lucas, R. E. (1988), On the Mechanics of Economic Development, Journal of Monetary Economics 22, 3 - 42.

Lynch, L. (1989), The Youth Labor Market in the Eighties: Determinants of Re-Employment Probabilities for Young Men and Women, Review of Economics and Statistics 71, 37 - 45.

Maddala, G. S. (1983), Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Cambridge.

Mallar, C. D. (1977), The Estimation of Simultaneous Probability Models, Econometrica 45, 1717 - 1722.

McFadden, D. (1973), Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behaviour, in: P. Zarembka (ed.), Frontiers in Econometrics, New York, 105 - 142.

McKelvey, R./*Zavoina,* W. (1975), A Statistical Model for the Analysis of Ordinal Level Dependent Variables, Journal of Mathematical Sociology 4, 103 - 120.

Mincer, J./*Jovanovic,* B. (1981), Labor Mobility and Wages, in: S. Rosen (ed.), Studies in Labor Markets, Chicago, 21 - 64.

Mortensen, D. T. (1986), Job Search and Labor Market Analysis, in: O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), Handbook of Labor Economics, Vol. 2, Amsterdam, 849 - 919.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Orme, C. (1988), The Calculation of the Information Matrix, Test for Binary Data Models, The Manchester School 56, 370 - 376.

Pissarides, C. (1990), Equilibrium Unemployment Theory, Oxford.

— (1992), Search Unemployment with On-the-Job Search, Centre for Economic Performance, Discussion Paper No. 74, London.

Ramsey, J. B. (1969), Test for Specification Error in Classical Linear Least Squares Regression Analysis, Journal of the Royal Statistical Society B31, 350 - 371.

Rosen, A. (1992), An Equilibrium Search-Matching Model of Discrimination, Trade Union Institute for Economic Research, Working Paper 102, Stockholm.

Schwarz, G. (1978), Estimating the Dimension of a Model, The Annals of Statistics 6, 461 - 464.

Sinn, G./*Sinn,* H. W. (1992), Kaltstart, Volkswirtschaftliche Aspekte der deutschen Vereinigung, 2. Aufl., Tübingen.

Smith, R. J./*Blundell,* R. (1986), An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit Model with an Application to Labor Supply, Econometrica 54, 679 - 685.

Sommer, D. (1993), Das Fehlen von Schlüsselqualifikationen, in: C. Steinle und H. Bruch (Hrsg.), Führung und Qualifizierung. Handlungshinweise für die Praxis in den neuen Bundesländern, Frankfurt a.M., 130 - 143.

Tunali, I. (1986), A General Structure for Models of Double-Selection and an Application to a Joint Migration/Earnings Process with Remigration, Research in Labor Economics 8, 235 - 285.

Vella, F. (1992), Simple Tests for Sample Selection Bias in Censored and Discrete Choice Models, Journal of Applied Econometrics 7, 413 - 421.

Wagner, J./*Lorenz,* W. (1988), The Earnings Function under Test, Economics Letters 27, 95 - 99.

Weiß, R. (1993), Innerbetriebliche Notwendigkeiten und Möglichkeiten zur Qualifizierung aus Unternehmenssicht, QUEM-report, Heft 7/Teil I, Berlin.

Yatchew, A./*Griliches,* Z. (1985), Specification Error in Probit Models, Review of Economics and Statistics 67, 134 - 139.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.114.3.419 | Generated on 2025-07-25 04:55:41
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/