

können die Maßnahmen, die über eine Arbeitszeitverkürzung zur Beschäftigungssicherung beigetragen haben, nicht auf Dauer aufrechterhalten werden. Dies ist zum einen dadurch bedingt, dass ein Teil davon – auf in der Vergangenheit aufgelaufenen – Arbeitszeitguthaben beruht, die mittlerweile weitgehend aufgebraucht sind. Vermutlich hat ein Teil der Arbeitnehmer bereits einen Bestand an „Minusstunden“, der in konjunkturell besseren Zeiten ausgeglichen werden muss. Zum anderen – und dies ist der entscheidende Grund – wird für die Unternehmen Arbeitszeitverkürzung durch Kurzarbeit früher oder später zu teuer werden. Zwar wird der überwiegende Teil der Lohnkosten für die Kurzarbeiter durch den Staat kompensiert, doch die fixen Kosten verbleiben bei den Unternehmen. Der damit einhergegangene Anstieg der Kostenbelastung der Produktion hat die preisliche Wettbewerbsposition der Unternehmen verschlechtert. Der enorme Anstieg der Stückkosten seit Ausbruch der Krise hat die Gewinne der Unternehmen in beträchtlichem Maß geschmälert. Dies konnte deshalb verkraftet werden, weil in den vergangenen Jahren vor allem die ostdeutschen Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes gegenüber ihren westdeutschen Wettbewerbern in der Lage waren, erhebliche Kostenvorteile zu erringen. Nunmehr werden viele Unternehmen gezwungen sein, trotz der allmählich wieder an Fahrt gewinnenden Produktion – über kurz oder lang – ihren

Personalbestand zu verringern, um Kosten zu senken.

Insgesamt wird die Zahl der Erwerbstätigen im Durchschnitt des Jahres 2009 nur noch etwa 5,7 Millionen Personen betragen; im kommenden Jahr werden es etwa 70 000 Personen weniger sein. Infolge des kräftigen Rückgangs des Arbeitsangebots wird die Zahl der registrierten Arbeitslosen allerdings nicht zunehmen.

Tabelle 3:  
Entwicklung des ostdeutschen Arbeitsmarktes in den Jahren 2009 und 2010<sup>a</sup>

|  | 2009              | 2010  | Veränderung       |
|--|-------------------|-------|-------------------|
|  | in 1 000 Personen |       |                   |
| Erwerbsfähige  | 8 564             | 8 440 | -124              |
| Erwerbspersonenpotenzial <sup>b</sup>                      | 6 850             | 6 755 | -95               |
| Erwerbspersonen (Inland) <sup>c</sup>                      | 6 625             | 6 555 | -70               |
| Erwerbstätige (Inland)                                     | 5 715             | 5 645 | -70               |
| Arbeitslose  | 910               | 910   | 0                 |
|  | in %              |       | in Prozentpunkten |
| <i>Nachrichtlich:</i><br>Arbeitslosenquote <sup>d, c</sup> | 13,7              | 13,9  | 0,2               |

<sup>a</sup> Ostdeutschland ohne Berlin. – <sup>b</sup> Erwerbspersonenpotenzial in der Abgrenzung des IAB. – <sup>c</sup> Erwerbstätige (Inland) zuzüglich Arbeitslose. – <sup>d</sup> Anteil der Arbeitslosen an den Erwerbspersonen in %.

Quellen: Statistisches Bundesamt; Bach, H.-U.; Hummel, M.; Klinger, S.; Spitznagel, E.; Zika, G.: Die Krise wird deutliche Spuren hinterlassen. IAB-Kurzbericht 20/2009; Prognose des IWH.

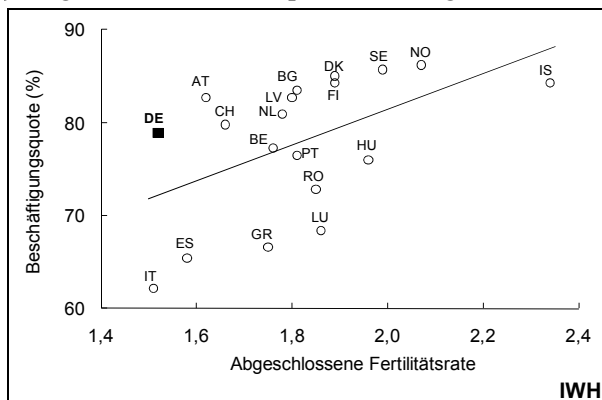
Hans-Ulrich Brautzsch  
(Ulrich.Brautzsch@iwh-halle.de)

## Kinder, Karriere, Kompromisse: Wie der Nachwuchs die Arbeitsmarktpartizipation und Karrierechancen von Müttern beeinflusst

Während in den vergangenen Jahrzehnten die Geburtenraten in den meisten Industrienationen unterhalb des zum Erhalt des Bevölkerungsstandes erforderlichen Niveaus (ohne Zuwanderung) gesunken sind, hat die *Erwerbsbeteiligung* von Frauen in den einzelnen Ländern mehr oder weniger stark zugelegt, wobei tendenziell auch Mütter junger Kinder zunehmend erwerbstätig sind. Aus ökonomischer Sicht kommt dabei dem Humankapital eine wichtige Rolle zu. Im Vergleich zu Männern ist die Bildungsbeteiligung von Frauen deutlich angestiegen. So erlangt in Deutschland mittlerweile ein höherer

Anteil junger Frauen als junger Männer innerhalb eines Geburtsjahrgangs die allgemeine Hochschulreife, wohingegen junge Männer die Mehrheit unter den Schulabbrechern stellen. Mit einem höheren Bildungsstand gehen i. d. R. höhere potenzielle *Erwerbseinkommen* einher. Der vorliegende Beitrag untersucht Unterschiede in der beruflichen Karriere von Müttern gegenüber Frauen ohne Kinder. Hierzu werden die Erwerbsbeteiligung und der realisierte Lohn bzw. das berufliche Prestige der ausgeübten Tätigkeit analysiert, wobei zwischen Ost- und Westdeutschland unterschieden wird.

Abbildung 1:  
Gegenüberstellung von Beschäftigungsquote und abgeschlossener Fertilitätsrate<sup>a</sup> von 40- bis 44-jährigen Frauen im europäischen Vergleich



<sup>a</sup> Fertilitätsraten beziehen sich auf den Geburtsjahrgang 1966 (Stand 2008). BE = Belgien, BG = Bulgarien, DK = Dänemark, DE = Deutschland, FI = Finnland, GR = Griechenland, IS = Island, IT = Italien, LV = Lettland, LU = Luxemburg, NL = Niederlande, NO = Norwegen, AT = Österreich, PT = Portugal, RO = Rumänien, SE = Schweden, CH = Schweiz, ES = Spanien, HU = Ungarn.

Quellen: Eurostat; Darstellung des IWH.

Veränderungen der Erwerbsbeteiligung im Zeitverlauf können mitunter in einem veränderten Rollenverständnis der Geschlechter begründet sein.<sup>14</sup> In regionaler Hinsicht herrschen in Deutschland sehr unterschiedliche Rahmenbedingungen im Hinblick auf institutionelle Kinderbetreuungsangebote.<sup>15</sup> Während Kindergartenplätze in Ostdeutschland flächendeckend zur Verfügung stehen, finden sich in den westlichen Bundesländern kaum Ganztageseinrichtungen für Kleinkinder. Dies kann einen limitierenden Faktor zur schnellen Wiederaufnahme einer Vollzeitbeschäftigung darstellen.

Empirische Studien weisen zusätzlich auf einen Lohnabschlag infolge der Geburt eines Kindes für dessen Mutter hin.<sup>16</sup> Über das Ausbleiben von Erwerbseinkommen in Phasen der Nichterwerbstätigkeit hinaus erwirbt die Mutter außerhalb des

Arbeitsmarktes kein zusätzliches Erfahrungswissen im Beruf. Ferner könnte in diesen Phasen sogar Humankapital abgeschrieben werden, sodass Frauen ohne Kinder bzw. ohne Erziehungsphasen beim Wiedereinstieg in den Arbeitsmarkt über einen Humankapitalvorsprung verfügen, der einen Abstand im Bruttolohn rechtfertigen kann. Es ist ebenso denkbar, dass Kinder über den Effekt der mangelnden Arbeitsmarkterfahrung hinaus die Karriereentwicklungsmöglichkeiten einschränken, beispielsweise durch die begrenzte Flexibilität hinsichtlich der täglichen Arbeitszeit. Der Lohn stellt dabei nur eine Möglichkeit dar, Karriereunterschiede messbar zu machen. Als alternatives Maß wird im vorliegenden Beitrag das mit der beruflichen Tätigkeit verbundene gesellschaftliche Ansehen (*Berufsprestige*) als begleitender Baustein untersucht.

### **Arbeitsmarktpartizipation von Müttern – kein einheitliches Bild**

Im europäischen Vergleich tritt hervor, dass sich ein hohes Niveau der Fertilität und eine hohe Beschäftigung von Frauen nicht ausschließen müssen (vgl. Abbildung 1). Es scheint sogar ein gegenteiliger Trend am Werk zu sein, nach dem Länder mit höherer Geburtenrate auch eine höhere Erwerbstätigkeit von Frauen realisieren.

Die Arbeitsmarktbeteiligung von Müttern, d. h. ob und wie schnell Frauen nach der Geburt ihres Kindes (wieder) am Arbeitsmarkt partizipieren, unterscheidet sich zwischen Frauen in Ost- und Westdeutschland, wobei diese in Ostdeutschland langfristig mit rund 95% auf deutlich höherem Niveau als in Westdeutschland verharrt (vgl. Abbildung 2).

Gerade in Westdeutschland ist eine Strukturverschiebung sichtbar. So kehren Frauen nach der Geburt ihres Kindes nun eher in den Arbeitsmarkt zurück.<sup>17</sup> Freilich legt eine differenzierte Betrachtung nahe, dass die Erwerbstätigkeit von Frauen hier meist nicht voll ausgeschöpft wird. Bewegt sich die ostdeutsche Erwerbstätigkeit von Frauen nach der Geburt eines Kindes nahe der Vollzeittätigkeit, so ist der Erwerbsumfang in Westdeutschland deutlich reduziert (vgl. Abbildung 3). Westdeutsche Frauen mit Kindern sind überwiegend auf

<sup>14</sup> Vgl. BESENTHAL, A.; LANG, C.: Erwerbsorientierung von Frauen und Einstellungen zu Erwerbstätigkeit und Familie, in: IWH, *Wirtschaft im Wandel* 1/2004, S. 23-29.

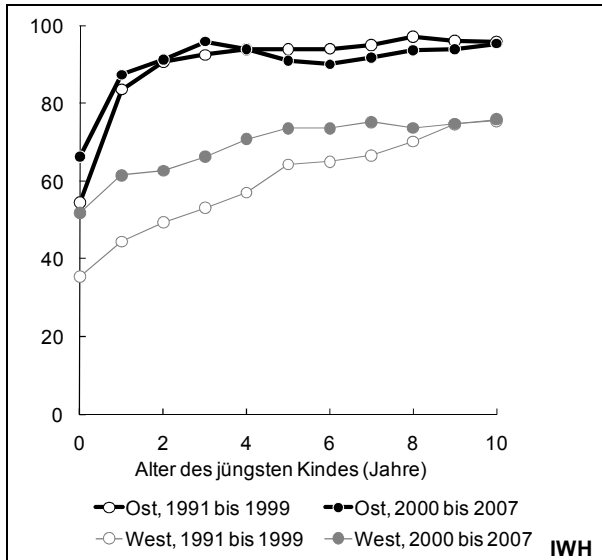
<sup>15</sup> BESENTHAL, A.; LANG, C.; SPIESS, K.; WROHLICH, K.: Struktur und Dynamik der weiblichen Erwerbstätigkeit, in: H. Faßmann, B. Klagge, P. Meusburger (Hrsg.), *Nationalatlas Bundesrepublik Deutschland – Arbeit und Lebensstandard*, Band 7. Leibniz-Institut für Länderkunde. Spektrum Akademischer Verlag: Heidelberg 2005, S. 84-87.

<sup>16</sup> Vgl. zum Beispiel WALDFOGEL, J.: The Effect of Children on Women's Wages, in: *American Sociological Review*, Vol. 62, 1997, pp. 209-217.

<sup>17</sup> Dies könnte zum Beispiel mit einem gesteigerten Druck am Arbeitsmarkt zusammenhängen, der eine frühe Wiedereingliederung in den Arbeitsmarkt unabdingbar macht.

Teilzeitbasis beschäftigt. Ihre durchschnittliche Arbeitszeit beträgt auch zehn Jahre nach der Geburt ihres letzten Kindes nur rund 25 Stunden pro

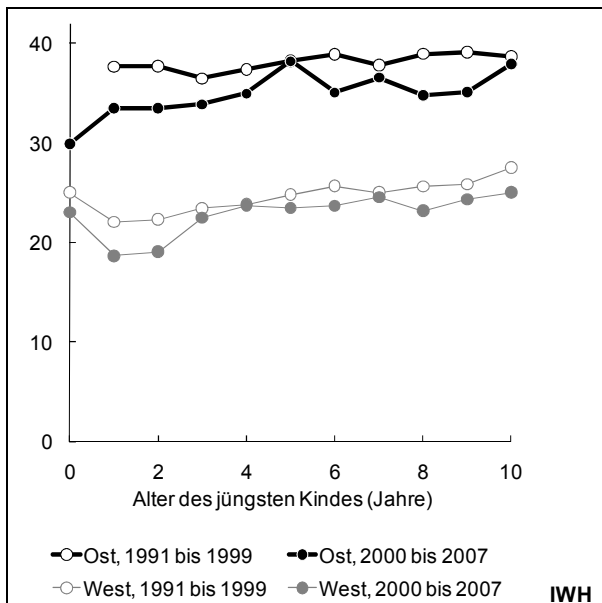
Abbildung 2:  
Arbeitsmarktbeitilgung von Frauen in Ost- und Westdeutschland nach Alter des jüingsten Kindes  
- in % -



Die Arbeitsmarktbeitilgung ist definiert als Anteil der erwerbstätigen und arbeitslosen Mütter an allen Müttern, sofern sie sich nicht in Ausbildung befinden.

Quellen: Sozio-oekonomisches Panel (SOEP), Wellen 1991 bis 2007; Darstellung des IWH.

Abbildung 3:  
Geleistete Wochenarbeitsstunden beschäftigter Mütter nach dem Alter des jüingsten Kindes



Quellen: Sozio-oekonomisches Panel (SOEP), Wellen 1991 bis 2007; Darstellung des IWH.

Woche. Die deskriptiven Befunde deuten somit darauf hin, dass Frauen ihr Arbeitsangebot im Zuge der Kindererziehung stark verändern und es tatsächlich erhebliche Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland gibt.

### Verschiedene Stufen der Erwerbsbeitilgung

Zur Untersuchung der Effekte von Kindern auf das Arbeitsmarktverhalten der Mütter wird eine ökonomische Analyse durchgeführt, die zentrale Aspekte der Arbeitsmarktpartizipation berücksichtigt. Dabei sind neben kurzfristigen Auswirkungen auch dauerhafte Zusammenhänge denkbar. In einer international angelegten Untersuchung finden Geyer und Steiner dahingehend Unterschiede, dass Mütter ihr Arbeitsangebotsverhalten mit zunehmendem Alter ihrer Kinder wieder demjenigen vor der Geburt anpassen.<sup>18</sup> Während sich diese Anpassung etwa in Dänemark vollständig vollzieht, bleibt der Erwerbsumfang von Müttern in Deutschland dauerhaft geringer. Dabei wurden jedoch keine Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland berücksichtigt.

In der vorliegenden Untersuchung wird das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) als Datenbasis herangezogen. Dabei handelt es sich um eine jährlich durchgeführte repräsentative Wiederholungsbefragung privater Haushalte in Deutschland.<sup>19</sup> Das SOEP ermöglicht neben der Erfassung aller wesentlichen persönlichen und sozio-ökonomischen Merkmale eine verlässliche Messung der tatsächlichen Kinderzahl, des Alters der Mutter bei Geburt der Kinder, des Erwerbsverlaufs und -umfangs sowie des Haushalts- und des individuellen Erwerbseinkommens.

Hinsichtlich der Erwerbsbeitilgung wird im Folgenden zwischen vier diskreten Stufen unterschieden:

- Nichterwerbsperson,
- Arbeitslose Erwerbsperson,

<sup>18</sup> Vgl. GEYER, J.; STEINER, V.: Short-run and Long-term Effects of Childbirth on Mothers' Employment and Working Hours across Institutional Regimes. An Empirical Analysis Based on the European Community Household Panel. DIW Discussion Paper 682. Berlin 2007.

<sup>19</sup> Vgl. BURKHAUSER, R. V.; KREYENFELD, M.; WAGNER, G. G.: The German Socio-Economic Panel: A Representative Sample of Reunited Germany and its Parts, in: DIW Berlin, Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung 66 (1), 1997, S. 7-16.

- Teilzeitbeschäftigte,
- Vollzeitbeschäftigte.

Die Wahrscheinlichkeit, mit der eine Frau in eine dieser Kategorien fällt, wird im Rahmen eines multinomialen Logit-Modells getrennt für Ost- und Westdeutschland geschätzt, wobei der Fall der Nichterwerbsperson die Referenzgruppe darstellt.<sup>20</sup> Zur Erklärung werden Dummy-Variablen für die Zahl der bisher geborenen Kinder verwendet. Damit soll der langfristige Zusammenhang zwischen Kindern und Erwerbsverhalten abgebildet werden. Zur Erfassung transitorischer Effekte wird die Dauer bis zum 18. Geburtstag des jüngsten eigenen Kindes einer Frau in die Schätzung aufgenommen. Da nicht notwendigerweise davon auszugehen ist, dass hierbei ein linearer Zusammenhang besteht, wird die Variable als stückweise linearer Spline codiert.<sup>21</sup> Als weitere erklärende Größe dient das Alter der Frau, wiederum in der Form eines stückweise linearen Splines.<sup>22</sup> Schließlich wird das monatliche Haushaltseinkommen herangezogen, abzüglich des Erwerbseinkommens der Frau selbst.<sup>23</sup> Zum einen steht dahinter die Vermutung,

dass mit steigendem Einkommen ohne eigene Arbeit der Druck, selbst Arbeit anzubieten, sinkt und somit die Wahrscheinlichkeit steigt, zur Gruppe der Nichterwerbspersonen zu zählen. Zum anderen wird bei dieser Größe ein deutlicher Ost-West-Unterschied sichtbar, den es für Vergleiche zu berücksichtigen gilt – immerhin liegt der Wert in Ostdeutschland im verwendeten Datensatz bei nur 27% unter Westniveau. Zur Schätzung werden Frauen im Alter zwischen 20 und 59 Jahren berücksichtigt, die zu mindestens zwei Beobachtungzeitpunkten Werte beisteuern. Das Modell wird getrennt für Ost- und Westdeutschland geschätzt, wobei jeweils zwischen zwei Bildungsniveaus unterschieden wird (ohne vs. mit Abitur oder vergleichbarem Abschluss).

### ***Ostdeutsche Mütter kehren schneller zurück, westdeutsche präferieren Teilzeit***

Abbildung 4 stellt die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten für die vier möglichen Ausprägungen der Arbeitsmarkteteiligung dar, wobei aus Gründen der Interpretierbarkeit auf ein konkretes Beispiel zurückgegriffen wird. Es wurde jeweils davon ausgegangen, dass die exemplarisch unterstellte Frau zwei Kinder zur Welt bringt, eines im Alter von 30, das zweite im Alter von 33 Jahren. Weiterhin wird zu Zwecken der Vergleichbarkeit für alle dargestellten Gruppen das Haushaltseinkommen auf einen einheitlichen Wert festgelegt (Stichprobenmittel).

Die übergroße Mehrheit ost- wie westdeutscher Mütter schränkt ihre Arbeitsmarkteteiligung infolge einer Kindsgeburt deutlich ein. Wenn die Mutter 34 Jahre und das zweite Kind somit ein Jahr alt ist, liegt ihre Arbeitsmarktpartizipation zwischen 5% und 23%.<sup>24</sup> Unterschiede zeichnen sich sowohl in regionaler Hinsicht als auch mit Blick auf das Bildungsniveau ab. Die niedrigste Erwerbsneigung wird für westdeutsche Mütter ohne Abitur ausgewiesen. Während in Ostdeutschland bereits nach vier Jahren nahezu alle Mütter am Arbeits-

<sup>20</sup> Vgl. WOOLDRIDGE, J. M.: *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press: Cambridge, Massachusetts 2002, p. 497. Über die Zeit konstante unerklärte Unterschiede in der Erwerbsneigung zwischen den Frauen werden über einen personenspezifischen, per Annahme normalverteilten *random effect* abgebildet. Die Schätzungen hierzu werden mit dem Programm aML durchgeführt, vgl. LILLARD, L. A.; PANIS, C. W. A.: *aML Multilevel Multiprocess Statistical Software*, Version 2.0. EconWare: Los Angeles, Kalifornien 2003.

<sup>21</sup> Ein Spline ist eine mathematische Funktion in Form einer stückweise zusammengesetzten Kurve, die in ihren Segmenttrenngrenzen festgelegte Stetigkeitsbedingungen bzw. Glattheitskriterien erfüllt (vgl. De BOOR, C.: *A Practical Guide to Splines*. Springer Verlag: New York 1978). Die inneren Knotenpunkte entsprechen dabei dem Alter 1, 3, 7 bzw. 13 Jahre des jüngsten Kindes. Mit der gewählten Operationalisierung wird unterstellt, dass die „kurzfristigen“ Effekte auslaufen und gegebenenfalls nur noch der „langfristige“ Effekt Wirkung zeigt, sobald sich das jüngste Kind der Volljährigkeit (18 Jahre) nähert. Frauen, die bis zum jeweiligen Interviewzeitpunkt kein Kind haben oder deren jüngstes Kind älter als 18 Jahre ist, werden in der Analyse mitberücksichtigt, wobei die Dauer bis zum 18. Geburtstag des jüngsten Kindes in diesen Fällen auf null gesetzt ist, d. h., der „kurzfristige“ Effekt ist in diesen Fällen per Annahme null.

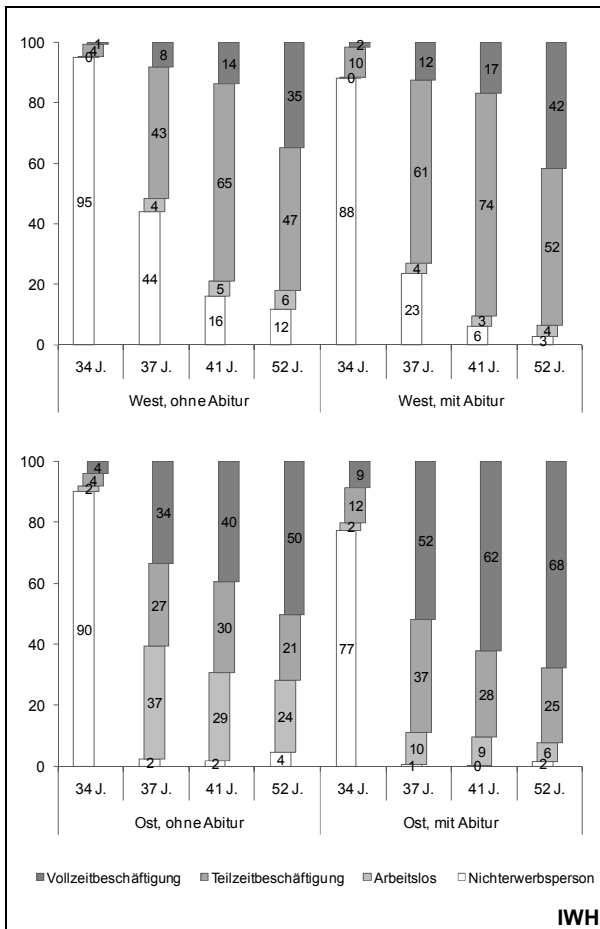
<sup>22</sup> Die inneren Knotenpunkte wurden bei 30, 40 und 50 Jahren gesetzt.

<sup>23</sup> Dabei handelt es sich jeweils um (reale) Bruttowerte. Zur Differenz wird ein Euro hinzugezählt, um die resultierende

Variable in logarithmierter Form im Modell auch in den Fällen zu verwenden, in denen sich das Bruttohaushaltseinkommen ausschließlich aus dem Erwerbseinkommen der Frau speist.

<sup>24</sup> Arbeitsmarktpartizipation umfasst dabei folgende Untergruppen: Vollzeitbeschäftigte, Teilzeitbeschäftigte sowie arbeitslos Gemeldete.

Abbildung 4:  
Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten für die Arbeitsmarkt-  
beteiligung von Müttern  
- in % -



Für Mütter wurden zwei Kindsgeburten im Alter von 30 bzw. 33 Jahren angenommen. Für alle dargestellten Gruppen wurde ein konstantes reales Haushaltseinkommen (ohne eigenes Erwerbseinkommen) am Mittelwert der gesamten Stichprobe unterstellt.

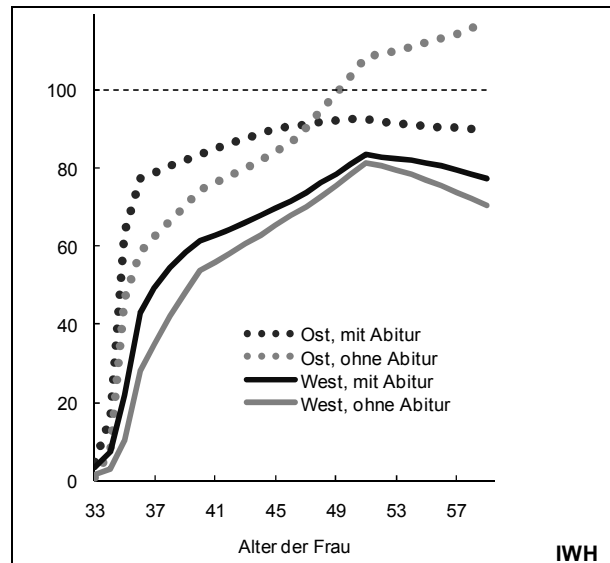
Quellen: Sozio-oekonomisches Panel (SOEP), Wellen 1992 bis 2007; Berechnungen und Darstellung des IWH.

markt partizipieren, verharren Mütter in Westdeutschland tendenziell länger außerhalb des Arbeitsmarkts. Indes schlägt sich in Ostdeutschland, speziell bei Müttern ohne höheren Bildungsabschluss, die hohe Erwerbsneigung aufgrund eines hohen Risikos der Arbeitslosigkeit nicht in vollem Umfang in Beschäftigung nieder.

Unter den beschäftigten Müttern nehmen Teilzeitarbeitsverhältnisse in Westdeutschland einen etwa doppelt so hohen Stellenwert wie in Ostdeutschland ein. Dieser Unterschied bleibt auch bestehen, nachdem das jüngste Kind die Volljährigkeit erreicht hat.

Hinsichtlich des Erwerbsumfangs unterscheiden sich die im Beispiel beschriebenen Mütter frei-

Abbildung 5:  
Arbeitsumfang von Müttern im Verhältnis zu  
Frauen ohne Kinder (= 100)  
- auf Basis der geschätzten Parameter -



Für Mütter wurden zwei Kindsgeburten im Alter von 30 bzw. 33 Jahren angenommen. Für alle Gruppen wurde ein konstantes reales Haushaltseinkommen (ohne eigenes Erwerbseinkommen) am Mittelwert der gesamten Stichprobe unterstellt. Der Umfang der Teilzeitbeschäftigung wird mit 50% der Vollzeit-tätigkeit angesetzt.

Quellen: Sozio-oekonomisches Panel (SOEP), Wellen 1992 bis 2007; Berechnungen und Darstellung des IWH.

lich von ansonsten identischen Frauen ohne Kinder (vgl. Abbildung 5). Der Erwerbsumfang der Frauen ohne Kinder liegt höher, doch mit zunehmendem Alter des Kindes schmilzt dieser Abstand. In Ostdeutschland erfolgt diese Annäherung schneller als in Westdeutschland, wo langfristig eine Lücke im Erwerbsumfang der Mütter bestehen bleibt.

### Karrierechancen von Müttern unterscheiden sich

Die Partizipationsentscheidung stellt freilich nur einen arbeitsmarktbezogenen Aspekt der Entscheidung für oder gegen Kinder dar. Neben der Erwerbsbeteiligung und dem Beschäftigungsumfang kann auch der berufliche Erfolg bzw. die Karriere durch die Existenz von Kindern beeinträchtigt werden. In einem zweiten Schritt wird daher im Folgenden analysiert, wie sich die Entscheidung für Kinder auf diesen Erfolg auswirkt. Dabei werden zwei Arten von beruflichem Erfolg betrachtet: Lohn und Prestige. Während der Effekt von Kindern auf den pekuniären Aspekt des Erfolges in der internationalen Literatur zum *mother wage gap* bereits thematisiert wird, ist der nicht pekuniäre Teil des Erfolges, der in der vorliegenden Analyse

Kasten:  
Messkonzept für Prestige

Zur Operationalisierung des beruflichen Prestiges wird auf die von *Wegener* (1988) entwickelte Magnitude-Prestigeskala (MPS) zurückgegriffen.<sup>a</sup> Diese Skala stellt eine Adaption der für Ländervergleiche bereits bestehenden internationalen Berufsprestigeskala (Standard Index of Occupational Prestige Scale, auch SIOPS) von *Treiman* (1975, 1977, 2001) und der Staturerwerbsskala von *Sørensen* (1979) für Vergleiche innerhalb Deutschlands dar.<sup>b</sup> Eine erste Skalierung von 50 verschiedenen Berufen basiert auf westdeutschen Studien zum gesellschaftlichen Ansehen, die wiederum auf der deutschen Klassifizierung der Berufe (KldB) aufbauen. Durch Umkodierung dieser Berufe gemäß dem internationalen Berufsklassifikationsstandard (International Standard Classification of Occupations, auch ISCO) erfolgte auf Dreisteller-Ebene – unter Rückgriff auf die Ergebnisse von *Treiman* und *Sørensen* – die Zuordnung weiterer Berufsgruppen.<sup>c</sup> Das Ergebnis ist eine Skalierung des gesellschaftlichen Ansehens deutscher Berufsgruppen, bei welcher der Arzt mit einem Prestigewert von 186,8 an der Spitze steht und die Gruppe der Handlanger bzw. ungelerten Arbeiter mit 20 Punkten am unteren Ende der Prestigeskala zu finden ist.

<sup>a</sup> Für weiterführende Erläuterungen zur Messung von Prestige vgl. WOLF, C.: Sozio-ökonomischer Status und berufliches Prestige: Ein kleines Kompendium sozialwissenschaftlicher Skalen auf Basis der beruflichen Stellung und Tätigkeit, in: ZUMA-Nachrichten 37. Mannheim 1995, S. 102-136; WEGENER, B.: Kritik des Prestiges. Westdeutscher Verlag: Opladen 1988. – <sup>b</sup> WEGENER, B.: Die Magnitude-Prestigeskala (MPS) – Theorie, Konstruktion und die Prestigescores für berufliche Tätigkeiten, in: ders. (Hrsg.), Kritik des Prestiges. Westdeutscher Verlag: Opladen 1988, S. 221-244; TREIMAN, D; TERRELL, K.: Sex and the Process of Status Attainment: A Comparison of Working Women and Men, in: American Sociological Review, Vol. 40 (2), 1975, pp. 174-200; TREIMAN, D. J.: Occupational Prestige in Comparative Perspective. Academic Press: New York 1977; TREIMAN, D. J.: Occupational Prestige in Comparative Perspective, in: D. B. Grunsky (ed.), Social Stratification: Class, Race and Gender in Sociological Perspective. Westview Press: Boulder CO 2001, pp. 260-263; SØRENSEN, A. B.: A Model and a Metric for the Intragenerational Status Attainment Process, in: American Journal of Sociology, Vol. 85 (2), 1979, pp. 361-384. – <sup>c</sup> Der SIOPS skaliert berufliche Tätigkeiten für 55 Länder ursprünglich gemäß ISCO-68 (International Standard Classification of Occupations des Jahres 1968). Eine nachträgliche Umstellung auf ISCO-88 (ISCO des Jahres 1988) erfolgte durch Übertragung von ISCO-88 auf ISCO-68 bzw. durch die Zuordnung von Mittelwerten oder durch Matchingverfahren.

über das berufliche Prestige gemessen wird, bisher vernachlässigt worden. Dies überrascht insofern, als insbesondere die Happiness-Forschung in den letzten Jahren gezeigt hat, dass die Faktoren der Lebenszufriedenheit der Menschen weit über die pekuniäre Komponente hinausreichen. Dies gilt nicht zuletzt mit Blick auf die Erwerbsbeteiligung. So ist mit Arbeitslosigkeit, auch bei gegebenem Einkommen, ein deutlicher Zufriedenheitsverlust verbunden. Aus einer rein ökonomischen Sichtweise mag das verwundern – fordert Arbeit doch mitunter auch Anstrengungen ab. Es dürften daher andere Aspekte, wie etwa das mit der Ausübung eines Berufes verbundene gesellschaftliche Ansehen, eine wichtige Komponente für die Zufriedenheit der Menschen spielen.

Um ein umfassendes Bild des Einflusses von Fertilitätsentscheidungen auf den Arbeitsmarkterfolg von Frauen zu gewinnen, ist es mithin geboten, neben den pekuniären auch die nicht pekuniären Aspekte in der Analyse abzubilden. Daher wird neben dem Lohn, der über den individuellen Bruttostundenverdienst operationalisiert wird, das mit der beruflichen Tätigkeit verbundene Prestige betrach-

tet. Hierbei kommt die für Deutschland kalibrierte Magnitude-Prestigeskala (MPS) nach *Wegener* zum Einsatz (vgl. Kasten).

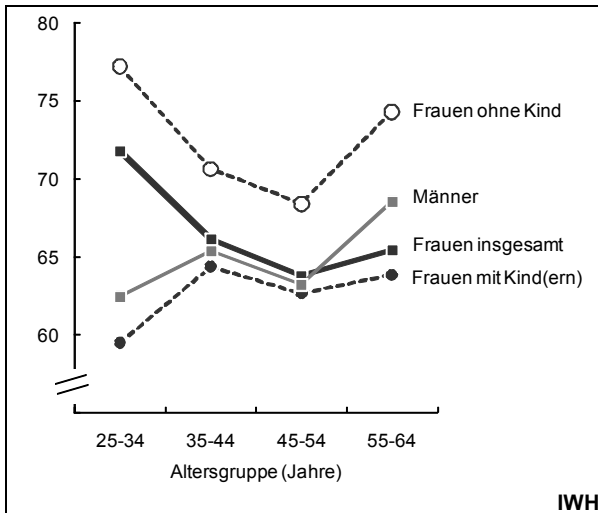
Bezüglich der Frage des Zusammenhangs zwischen der Entscheidung für Kinder und dem beruflichen Prestige ergeben sich in deskriptiver Hinsicht ernüchternde Befunde. Demnach bleiben Frauen mit Kindern in der Entwicklung ihres beruflichen Prestigewertes sowohl hinter kinderlosen Frauen als auch hinter Männern zurück (vgl. Abbildung 6).

Inbesondere im Vergleich zu den Männern zeigt sich, dass ein anfänglicher Prestigevorsprung erwerbstätiger Frauen im Alter von 25 bis 34 Jahren durch Frauen mit Kindern nicht genutzt wird. Lediglich der geringe Anteil kinderloser Frauen behauptet den bestehenden Prestigevorsprung über die verschiedenen Altersgruppen hinweg. Jedoch ist diese reine Querschnittsbetrachtung dahingehend irreführend, als sowohl Unterschiede in der Zusammensetzung der Alterskohorten als auch die steigende Spezifität älterer kinderloser Frauen unberücksichtigt bleiben.

Die Bestimmung des Zusammenhangs zwischen Lohn bzw. Prestige ( $w$ ) und dem Vorhandensein von Kindern erfolgt über eine Regressionsgleichung:

$$\ln w_{it} = a_0 + a_1 \cdot (1 \text{ Kind?})_{it} + a_2 \cdot (\geq 2 \text{ Kinder?})_{it} + \sum_{m=1}^M b_m \cdot x_{m,it} + v_{it}.$$

Abbildung 6:  
Durchschnittliche Magnitude-Prestigeskala-Werte nach Geschlecht und Altersgruppe, 2007



Quellen: Sozio-oekonomisches Panel (SOEP), Welle 2007; Berechnungen und Darstellung des IWH.

Als erklärende Variablen werden die Anzahl der eigenen Kinder (über zwei 0/1-codierte Variablen) und weitere Kontrollvariablen ( $x_m$ ) herangezogen.<sup>25</sup> Dabei kommt vorwiegend das Humankapital in Betracht, das über die Dauer der formalen Ausbildung sowie die Dauer der Arbeitserfahrung approximiert werden kann. Gerade die Arbeitserfahrung kann jedoch selbst durch Phasen der Kindererziehung beeinflusst worden sein, sodass sich Kinder neben dem gemessenen direkten Effekt auch indirekt auf die Entlohnung auswirken können. Eine Strategie, den Gesamteffekt vom direkten Effekt von Kindern zu unterscheiden, kann darin bestehen, das Modell sowohl mit wenigen als auch mit vielen Kontrollvariablen zu schätzen.<sup>26</sup> Im vorliegenden Fall wird das Mo-

<sup>25</sup> Die Zahl der Kinder wird dabei aus der mit jeder SOEP-Welle aktualisierten Geburtsbiographie der Frau entnommen und ist somit unabhängig davon, ob das Kind noch im mütterlichen Haushalt wohnt.

<sup>26</sup> Vgl. für eine ähnliche Anwendung mit amerikanischen Daten: ANDERSON, D. J.; BINDER, M.; KRAUSE, K.: The

dell dreimal geschätzt, mit jeweils unterschiedlichem Umfang an Kontrollvariablen:

- (1) Alter und Bildungsdauer,<sup>27</sup>
- (2) Bildungsdauer, Arbeitserfahrung in Jahren (linear und quadratisch), Dauer der Lücke(n) im potenziellen Erwerbsleben,
- (3) wie (2), zusätzlich mit Dummy-Variablen für Firmengröße, Branche des Unternehmens, bisherige Beschäftigungsdauer beim aktuellen Arbeitgeber, Dummy-Variable für verheiratete Frauen, Zeittrend.

Neben diesen beobachtbaren Eigenschaften der Frauen in der Stichprobe können jedoch auch unbeobachtete Unterschiede den Lohn beeinflussen. Insbesondere könnten Frauen mit starker Präferenz für eine berufliche Karriere bei gleichzeitig hohem Verdienst am Arbeitsmarkt tendenziell eher kinderlos bleiben, ohne dass eine ursächliche Beziehung zwischen Kinderlosigkeit und Lohn bestehen müsste. Aufgrund der Panelstruktur der Daten kann eine solche unbeobachtete Heterogenität der Frauen – sofern diese über die Zeit konstant ist – im Rahmen der Fixed-Effects-Schätzung berücksichtigt werden. Dabei werden die im Fehlerterm  $v_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$  erfassten unerklärten Lohnunterschiede in zwei Komponenten aufspalten: in eine frauenspezifische und zeitinvariante Komponente ( $u_i$ ) sowie in den darüber hinausgehenden Rest zu den einzelnen Zeitpunkten ( $\varepsilon_{it}$ ).<sup>28</sup> Zum Vergleich werden diesen Modellen Pooled-OLS-Schätzungen gegenübergestellt, bei denen unbeobachtete Heterogenität unberücksichtigt bleibt, also  $u_i = 0 \forall i$  angenommen wird. Alle Modelle werden getrennt für West- und Ostdeutschland geschätzt.<sup>29</sup>

Motherhood Wage Penalty: Which Mothers Pay it and Why?, in: American Economic Review, Vol. 92 (2), 2002, pp. 354-358.

<sup>27</sup> Mit „Bildungsdauer“ wird gemessen, wie viele Jahre an formaler Bildung (Schule, Hochschule) typischerweise zum Erreichen des beobachteten höchsten Abschlusses der Frau erforderlich sind.

<sup>28</sup> Die in die Schätzung eingehenden Daten stellen ein unbalanciertes Panel mit zwei bis 16 (im Schnitt: sechs) Beobachtungen je Frau dar, wobei nur Beobachtungen aufgenommen werden, für die Angaben zu allen erklärenden Variablen vorhanden sind. Frauen, für die lediglich eine Beobachtung vorliegt, werden auch aus den OLS-Schätzungen ausgeschlossen, um eine bessere Vergleichbarkeit zu gewährleisten.

<sup>29</sup> Westdeutschland schließt dabei West-Berlin ein.

Tabelle:  
Schätzergebnisse zur Erklärung von Stundenlohn bzw. Prestige

| Erklärende Variablen                          |                | Realer Bruttostundenlohn |                | Berufsprestige  |                |
|---|----------------|--------------------------|----------------|-----------------|----------------|
|   |                | Westdeutschland          | Ostdeutschland | Westdeutschland | Ostdeutschland |
| <i>A) Pooled-OLS-Modelle</i>                  |                |                          |                |                 |                |
| Alter, Bildung <sup>a</sup>                   | 1 Kind         | -0,071 ***               | 0,019          | -0,031 ***      | -0,036 *       |
|   | ≥ 2 Kinder     | -0,179 ***               | 0,071 **       | -0,064 ***      | -0,017         |
|   | R <sup>2</sup> | 0,167                    | 0,144          | 0,434           | 0,260          |
| Bildung <sup>a</sup> , Erfahrung <sup>b</sup> | 1 Kind         | -0,100 ***               | -0,051         | -0,031 ***      | -0,018         |
|   | ≥ 2 Kinder     | -0,139 ***               | 0,015          | -0,052 ***      | 0,009          |
|   | R <sup>2</sup> | 0,239                    | 0,221          | 0,437           | 0,265          |
| Alle <sup>c</sup>                             | 1 Kind         | -0,072 ***               | -0,072 **      | -0,016          | -0,025         |
|   | ≥ 2 Kinder     | -0,095 ***               | -0,030         | -0,025 **       | -0,009         |
|   | R <sup>2</sup> | 0,323                    | 0,369          | 0,484           | 0,338          |
| <i>B) Fixed-Effects-Modelle</i>               |                |                          |                |                 |                |
| Alter   | 1 Kind         | -0,229 ***               | -0,214 ***     | -0,031 ***      | -0,011         |
|   | ≥ 2 Kinder     | -0,390 ***               | -0,230 ***     | -0,035 ***      | -0,012         |
|   | R <sup>2</sup> | 0,033                    | 0,053          | 0,004           | 0,000          |
| Erfahrung <sup>b</sup>                        | 1 Kind         | -0,213 ***               | -0,187 ***     | -0,038 ***      | -0,009         |
|   | ≥ 2 Kinder     | -0,305 ***               | -0,067         | -0,048 ***      | -0,002         |
|   | R <sup>2</sup> | 0,071                    | 0,102          | 0,005           | 0,001          |
| Alle <sup>c</sup>                             | 1 Kind         | -0,302 ***               | -0,261 ***     | -0,023 ***      | -0,017         |
|   | ≥ 2 Kinder     | -0,420 ***               | -0,202 ***     | -0,033 ***      | -0,016         |
|   | R <sup>2</sup> | 0,093                    | 0,126          | 0,016           | 0,024          |
| Beobachtungen                                 |                | 29 647                   | 10 742         | 29 647          | 10 742         |

Signifikanzniveaus: \*\*\* = 1%, \*\* = 5%, \* = 10%. – In der Stichprobe enthalten sind nur Frauen im Alter zwischen 20 und 59 Jahren, die sich zum Befragungszeitpunkt nicht in formaler Ausbildung befanden, einer abhängigen Beschäftigung mit mindestens zehn Arbeitsstunden pro Woche nachgingen und ihre höchste im SOEP beobachtete Ausbildungsdauer erreicht haben. Weiterhin dürfen für keine der abhängigen Variablen und keine erklärende Variable fehlende Werte vorliegen. Schließlich werden Frauen ausgeschlossen, für die unter Berücksichtigung dieser Kriterien nur ein Beobachtungszeitpunkt verbleibt, sodass sich OLS- und Fixed-Effects-Schätzungen jeweils auf dieselbe Stichprobe beziehen. OLS-Standardfehler berücksichtigen die Gruppierung der Daten nach Personen. Die abhängigen Variablen wurden jeweils als natürlicher Logarithmus ausgedrückt. – <sup>a</sup> Bildungsdauer (in Jahren) an Schulen und Hochschulen, die der höchste erreichte Bildungsabschluss der Frau mindestens erfordert. Die Variable wird in Fixed-Effects-Modellen nicht aufgenommen, da sie für einzelne Frauen nicht über die Zeit variiert. – <sup>b</sup> Bisherige Dauer der Beschäftigung am Arbeitsmarkt in Jahren (sowohl ursprünglicher Wert als auch dessen Quadrat), Dauer der Phasen der Erwerbsunterbrechung berechnet als (Alter – 6 Jahre – Bildungsdauer – Beschäftigungsdauer). – <sup>c</sup> Zusätzliche Variablen gegenüber vorheriger Schätzung: linearer Zeittrend, Dauer der Beschäftigung beim gegenwärtigen Arbeitgeber, Dummy-Variablen für verheiratete Frauen, Frauen in Teilzeitbeschäftigung, Unternehmensgrößenklassen, Branche des Unternehmens.

Quellen: Sozio-oekonomisches Panel (SOEP), Wellen 1992 bis 2007; Berechnungen und Darstellung des IWH.

Im Ergebnis zeigen sich bedeutsame Lohnunterschiede im Zusammenhang mit Kindern in Westdeutschland (vgl. Tabelle). Für Mütter zweier Kinder impliziert das erste OLS-Modell einen um 16% niedrigeren realen Stundenlohn gegenüber Frauen ohne Kinder.<sup>30</sup> Trägt man Unterschieden in der Arbeitsmarkterfahrung und anderen gemessenen Faktoren Rechnung, schmilzt dieser Unterschied auf immerhin noch 9%, wobei er jedoch statistisch signifikant bleibt.<sup>31</sup> Anders verhält es

sich in Ostdeutschland, wo sich bei den OLS-Schätzungen kein eindeutiges Muster zeigt. Ohne Berücksichtigung der Arbeitsmarkterfahrung erscheint hier der „Gesamteffekt“ gar positiv, d. h., Frauen mit Kindern verdienen tendenziell mehr.

Dieser Befund könnte jedoch durch Selektionseffekte getrieben sein. Robuster hingegen sind die Ergebnisse der Fixed-Effects-Modelle. Diese legen sowohl für West- als auch für Ostdeutschland geringere Löhne für Mütter nahe. Bis auf eine Ausnahme sind diese Unterschiede zudem statistisch

<sup>30</sup> Berechnung:  $100 \times (\exp(\text{Koeffizient}) - 1)$ .

<sup>31</sup> Anderson et al. schlagen vor, den Gesamteffekt zu bestimmen, indem auch Bildung im Modell unberücksichtigt bleibt. Für amerikanische Daten erhalten sie mittels einer OLS-Schätzung hierfür einen Unterschied von -25% Lohn

bei zwei Kindern. Der entsprechende Wert für Westdeutschland liegt bei -23%, während er für Ostdeutschland positiv ausfällt. Vgl. ANDERSON, D. J.; BINDER, M.; KRAUSE, K., a. a. O., 2002.

signifikant. Die Punktschätzer fallen dabei jeweils negativer aus als bei den entsprechenden OLS-Modellen.<sup>32</sup> In Westdeutschland liegt der Lohn demnach bei zwei Kindern um rund ein Drittel niedriger als im Fall einer Frau ohne Kinder. Für Ostdeutschland fällt diese Differenz weitaus geringer aus, auch scheint hier der Effekt bei zwei Kindern jeweils nicht stärker zu sein als im Fall eines einzelnen Kindes.

Auch im Fall des beruflichen Prestiges werden für Westdeutschland statistisch nachweisbare Unterschiede zwischen Müttern und Frauen ohne Kinder nachgewiesen.<sup>33</sup> Vergleichbar zu den Ergebnissen für den Lohn in Westdeutschland steigt der Unterschied mit der Kinderzahl an, behält jedoch in etwa die Größenordnung bei, wenn unbeobachtete Heterogenität im Rahmen des Fixed-Effects-Modells mitberücksichtigt wird. Für Ostdeutschland sind die Punktschätzer zwar überwiegend negativ, jedoch lässt sich auf Basis der Ergebnisse kein Effekt von Kindern auf das berufliche Prestige der Mütter nachweisen.

### ***Ausblick und Fazit***

Alles in allem legen die Schätzungen nahe, dass Mütter gegenüber kinderlosen Frauen Nachteile hinsichtlich des beruflichen Erfolgs zu verkraften haben. Im Osten Deutschlands halten sich diese auf Kinder zurückführbaren Effekte freilich in engen Grenzen, in den Alten Bundesländern hingegen liegen sowohl Löhne als auch berufliches Prestige von Müttern erheblich unter dem Niveau von vergleichbaren kinderlosen Frauen. Die Schätzungen verdeutlichen, dass dieser Effekt weder auf die durch Elternzeiten verursachten Erfahrungsrückstände von Müttern noch auf unbeobachtbare Heterogenität zwischen Frauen mit und Frauen ohne Kind, sondern tatsächlich auf das Vorhandensein von Kindern zurückzuführen ist.

---

<sup>32</sup> Die Tatsache, dass die Existenz von Kindern den Lohn nach Kontrolle von unbeobachtbaren individuellen Eigenschaften der Frauen stärker dämpft, spricht für eine Positivselektion, d. h. dafür, dass sich vorwiegend Frauen mit hohem Lohnpotenzial für Kinder entscheiden.

<sup>33</sup> Dabei sind die einzelnen Koeffizienten mit Vorsicht zu interpretieren, da die Maßeinheit im Gegensatz zum Lohn gewissermaßen willkürlich festgelegt ist, sofern die Reihenfolge der einzelnen Berufe zwar interpretierbar ist, die Abstände der einzelnen Berufe jedoch stark von der Methode zur Erstellung der Skala abhängen.

Über das Erwerbsleben hinweg ergibt sich in der Gesamtschau zwischen Müttern und Frauen ohne Kinder aus den mit Kindern assoziierten Abständen im Lohn wie auch im Erwerbsumfang ein deutlicher Unterschied hinsichtlich des zu erwartenden Bruttoerwerbseinkommens. Im Alter von 25 Jahren bedeutet das für die im Beispiel betrachtete Mutter einen Bruttoeinkommensverzicht von rund zwei bis drei Fünfteln gegenüber dem Fall einer Mutter ohne Kinder, wobei der relative Abstand in Westdeutschland größer ausfällt als in Ostdeutschland.<sup>34</sup> Im Rahmen sozialstaatlicher Ausgleichsmechanismen bedeutet dies aus individueller Sicht freilich keinen Einschnitt im verfügbaren Einkommen im gleichen Umfang. Aus volkswirtschaftlicher Sicht hingegen ist dem geringeren Wertschöpfungsbeitrag von Müttern die zukünftige Wertschöpfung ihrer Nachkommen gegenüberzustellen.

Um die sich durch Bevölkerungsschrumpfung und -alterung abzeichnenden Rückgänge des Arbeitsangebots zu kompensieren, wird oft eine stärkere Einbindung von Frauen in den Arbeitsmarkt gefordert. Diese Forderung richtet sich weniger an kinderlose Frauen als vielmehr an Mütter, die Auszeiten im Rahmen der Kindererziehung nehmen und danach nicht mehr in vollem Umfang in den Arbeitsmarkt zurückkehren. Zumindest in Ostdeutschland liegt die Bereitschaft zur Aufnahme einer Tätigkeit bereits auf einem fast nicht mehr zu steigernden Niveau. Auch spielt hier die Teilzeitbeschäftigung von Müttern junger Kinder eine viel geringere Rolle als in Westdeutschland. Was hingegen in vielen Fällen noch fehlt, sind die passenden Jobs. Die Auswertungen zeigen, dass diese regionale Differenzierung größtenteils erhalten bleibt, wenn Unterschiede in den Charakteristika der Personen berücksichtigt werden. Hierbei spielt sicherlich die gesellschaftliche Prägung der DDR, doch auch das Fortbestehen der umfassenden institutionellen Kinderbetreuungsmöglichkeiten nach der Wende eine Rolle. Verbunden mit der Bildungsexpansion von Frauen ist eine höhere Neigung zur Wiederaufnahme der Beschäftigung. Mit zunehmenden Opportunitätskosten für Freizeit steigen

---

<sup>34</sup> Zur Berechnung der Barwerte werden die realen Bruttoeinkommensströme mit 4% p. a. abgezinst und eine Beendigung der Erwerbsphase im 60. Lebensjahr unterstellt.

möglicherweise jedoch ebenso die Opportunitätskosten für Kinder, denen in Westdeutschland – unter Berücksichtigung der dadurch entstehenden Kosten – mit einer deutlichen Ausweitung institutioneller Kinderbetreuungsangebote begegnet werden kann und sollte. Damit lassen sich Auszeiten im Zusammenhang mit familiärer Kinderbetreuung reduzieren, somit Karrierechancen in der Zeit nach

der Fertilitätsphase erhöhen und mithin zusätzliche Anreize für den Wiedereinstieg setzen.

Alexander Kubis

(Alexander.Kubis@iwh-halle.de)

Lutz Schneider

(Lutz.Schneider@iwh-halle.de)

Marco Sunder

(Marco.Sunder@iwh-halle.de)

## Cluster und regionale Wettbewerbsfähigkeit – Die Photovoltaik-Industrie in Berlin-Brandenburg

Aufbauend auf den Theorien zur Evolution räumlicher Strukturen neuer Industriezweige weisen frühere Arbeiten des IWH einen selektiven Clusterungsprozess der Photovoltaik-(PV-)Industrie in Ostdeutschland nach.<sup>35</sup> Insbesondere die Standorte Bitterfeld-Wolfen, Freiberg/Dresden, Erfurt/Arnstadt sowie der Raum Berlin-Brandenburg stellen dabei Zentren der ostdeutschen PV-Industrie dar. Innerhalb der Untersuchungen diente das Konzept des Window of Locational Opportunity (WLO) als Grundlage für die Beschreibung der Lokalisations- und Clusterungsphase des Industriezweigs.<sup>36</sup> Folgt man der von *Storper* und *Walker* darin aufgestellten Argumentation, so erweist sich die unterschiedliche Herausbildung von Agglomerationsvorteilen an den jeweiligen Standorten als eine Ursache selektiver Clusterungsprozesse.

Das Ziel dieses Beitrags ist die Untersuchung des Clusterungsprozesses in einem der genannten Zentren der PV-Industrie, der Region Berlin-Brandenburg. Aufbauend auf einem multidimensionalen Clusterkonzept von *Bathelt* wird der Clusterungsprozess der Region hinsichtlich seiner Stärken und Schwächen zur Herausbildung von Agglomerationsvorteilen untersucht. Der Rückgriff auf ein

multidimensionales Analysekonzept erfolgt, um „Wirkungszusammenhänge aus materiellen und sozialen Beziehungen zwischen wirtschaftlichen Akteuren in Unternehmen und unterstützenden Organisationen in regionalen Branchenverdichtungen abzuleiten“,<sup>37</sup> um so einen differenzierten Zugang zur Identifikation von Stärken und Schwächen industrieller Cluster zu ermöglichen.

### **Vorteile der räumlichen Konzentration von Wirtschaftszweigen**

Aus theoretischer Perspektive existieren verschiedene Ansätze, die sich mit den Vorteilen der räumlichen Konzentration von Wirtschaftszweigen auseinandersetzen.

#### *Etablierte Theorieansätze*

Erste Überlegungen zu den Vorteilen der räumlichen Konzentration von Wirtschaftszweigen gehen auf *Marshall* zurück. Unter dem Begriff der *industrial districts* beschreibt er die Vorteile der räumlichen Konzentration kleiner und mittlerer Betriebe. Lokale Industriekonzentrationen profitieren demnach von Vorteilen infolge eines spezialisierten Pools von Arbeitskräften, der Ballung spezialisierter Zulieferer sowie technologischer Spillover-Effekte.<sup>38</sup>

Ein weiterer wesentlicher Beitrag zur Diskussion um die Vorteile der räumlichen Konzentration von Wirtschaftszweigen wurde von *Porter* geleis-

<sup>35</sup> Vgl. BRACHERT, M.; HORNYCH, C.: Die Formierung von Photovoltaik-Clustern in Ostdeutschland, in: IWH, *Wirtschaft im Wandel* 2/2009, S. 81-90.

<sup>36</sup> Vgl. STORPER, M.; WALKER, R.: *The Capitalist Imperative – Territory, Technology, and Industrial Growth*. Basil Blackwell: New York 1989. Zum WLO-Konzept siehe auch SCOTT, A.; STORPER, M.: *High Technology Industry and Regional Development: A Theoretical Critique and Reconstruction*, in: *International Social Science Journal* 1 (12), 1987, pp. 215-232.

<sup>37</sup> Vgl. BATHELT, H.; DEWALD, U.: Ansatzpunkte einer relationalen Regionalpolitik und Clusterförderung, in: *Zeitschrift für Wirtschaftsgeographie* 52, Heft 2-3, 2008, S. 165.

<sup>38</sup> Vgl. MARSHALL, A.: *Principles of Economics*. Macmillan: London 1920, pp. 270 et sqq.