

Mütter wenden für Kinder immer mehr Zeit auf: Anstieg der täglichen Kinderbetreuungszeit seit 1991

Papastefanou, Georgios; Thies, Theresa

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Papastefanou, G., & Thies, T. (2018). Mütter wenden für Kinder immer mehr Zeit auf: Anstieg der täglichen Kinderbetreuungszeit seit 1991. *Informationsdienst Soziale Indikatoren*, 59, 13-17. <https://doi.org/10.15464/isi.59.2018.13-17>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY Lizenz (Namensnennung) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier:

<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.de>

Terms of use:

This document is made available under a CC BY Licence (Attribution). For more information see:

<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0>

Mütter wenden für Kinder immer mehr Zeit auf

Anstieg der täglichen Kinderbetreuungszeit seit 1991

Internationale Studien haben gezeigt, dass sich seit den 1960er Jahren die Zeit, welche Eltern mit ihren Kindern verbringen, vergrößert hat (Bianchi, 2000; Dotti Sani & Treas, 2016; Gauthier, Smeeding, & Furstenberg, 2004; Sullivan & Gershuny, 2001). Dabei ist vor allem bei Müttern ein Anstieg zu beobachten (Bianchi, 2000). Diese Befunde stehen im Gegensatz zu der Theorie der zunehmender Individualisierung (Beck & Beck-Gernsheim, 1992) und der Theorie der Beschleunigung der Lebenszeit (Rosa, 2013), welche vorhersagen, dass sich Menschen immer weniger Zeit für andere nehmen. Somit wäre unter Konstanzhaltung der Kinderzahl eher eine Abnahme der elterlichen Zeit für Kinder zu vermuten. In bisherigen Studien wird jedoch nur der Periodeneffekt der Zeit für Kinder analysiert. Um den sozialen Wandel adäquat abzubilden, sollte man jedoch Perioden- von Kohorten- und Alterseffekten trennen (Mannheim, 1952). Vor diesem Hintergrund wird in diesem Beitrag für Mütter untersucht, ob der Trend der zunehmenden Zeit für Kinder nach der Kontrolle für Alters- und Kohorten Effekte bestehen bleibt und wie sich die Kinderbetreuungszeit in unterschiedlichen Geburtskohorten in den letzten Jahrzehnten entwickelt hat. Die Untersuchung konzentriert sich auf Deutschland, da die Identifizierung eines Kohortentrends wichtige Implikationen für die Sozialpolitik hat und die Entstehung von Kohorten stark mit den gesellschaftlichen und kulturellen Ereignissen in einem Land verbunden ist.

Nach der Theorie der zunehmenden Individualisierung (Beck & Beck-Gernsheim, 1992) waren die 1950er und 1960er Jahre stark auf Familie und die Privatsphäre fokussiert: "people gave a clear and unambiguous answer to the question of their goal in life: it was a 'happy' family home, a new car, a good education for their children and a higher standard of living." (Beck & Beck-Gernsheim, 1992, S. 38). In den zwei Jahrzehnten gab es ökonomische Sicherheit und Wachstum (Berger, 2012) und der Sozialstaat wurde ausgebaut, während Familienmodelle mit einem männlichen Alleinverdiener vorherrschend waren (Müller, 2012). Gesetzlich waren Frauen gegenüber Männern benachteiligt (Gerlach, 2004). Ab den 1970er Jahren waren viele Bürger mit Erfolgssymbolen wie Einkommen und Karriere nicht mehr zufrieden (Beck & Beck-Gernsheim, 1992). Sie entwickelten ein Bedürfnis nach Selbstentdeckung und Selbstbehauptung. Die Verpflichtung gegenüber der Familie ging verloren, die Bindung an die soziale Klasse verschwand und Kultur und Religion wurden zunehmend unwichtiger. Es kam zur Individualisierung der Lebensweise (Beck & Beck-Gernsheim, 1992) und zum Streben nach höherer Bildung (Müller, 2012). Wirtschaftlich kam es zu einem Anstieg der Arbeitslosigkeit (Berger, 2012). Im Familienrecht wandelte sich das Ideal von Heirat und

Erziehung. Als Meilenstein schaffte das erste Gesetz zur Ehe- und Familienrechtsreform (1977) die geschlechtsbezogene Arbeitsteilung ab und implementierte die Idee einer kooperativen Partnerschaft (Gerlach, 2004).

Die Theorie der Beschleunigung (Rosa, 2013) besagt, dass Modernisierung einhergeht mit einer Beschleunigung von Prozessen. Die geographische Mobilität führt zwar zu mehr sozialen Kontakten, aber zu weniger Zeit für einzelne Personen. Menschen müssen immer flexibler sein und sich ändernden Lebensumständen schnell anpassen können. Aus beiden Theorien lässt sich ableiten, dass im Verlauf des sozialen Wandels die Zeit für Kinder zurückgeht, da die Menschen sich zunehmend auf sich selbst konzentrieren. Dies führt zu weniger Zeit für andere, insbesondere für Kinder.

Im Kontrast dazu stellen Dotti Sani und Treas (2016) fest, dass die Bildungsexpansion zu einer Änderung der Erziehungsnormen geführt hat. Mit neuen Erkenntnissen über die Entwicklung von Kindern verändern sich die Kindererziehungsideale für Eltern hinzu einer kinderzentrierten, fachkundigen, arbeitsintensiven und finanziell teuren Kindererziehung (Hays, 1996). Nach dieser These zeigen Dotti Sani und Treas (2016), dass die Zeit für Kinder im Verlauf

des sozialen Wandels zunimmt. Allerdings messen Dotti Sani und Treas (2016) nur die Periodeneffekte, während die Kohorteneffekte unbeachtet bleiben.

Kohorteneffekte beim Zeitaufwand für Kindererziehung

Theorien des sozialen Wandels prognostizieren, dass sich Kultur, soziale Normen und soziales Verhalten innerhalb der historischen Zeit, innerhalb des Lebensverlaufes und innerhalb der Abfolge von Kohorten verändern (Alwin & McCammon, 2003). Periodeneffekte treten auf, wenn die gesamte Gesellschaft von bestimmten Ereignissen betroffen ist. Alterseffekte treten auf, wenn Menschen im Alterungsprozess ihr Verhalten oder ihre Überzeugung ändern. Kohorteneffekte entstehen, wenn bestimmte Personen von bestimmten Ereignissen in prägenden Lebensphasen betroffen sind. Nach der Hypothese der prägenden Jahre ist die Jugend eine formative Phase, in der Menschen ihre Einstellungen und Werte entwickeln, da sie besonders offen sind gegenüber ihrer sozialen Umwelt und politischen Ereignissen. Diese Einstellungen prägen das Verhalten im späteren Leben. In der Literatur herrscht jedoch bisher Uneinigkeit darüber, welche Jahre besonders prägend sind. In der Summe beziehen sich die einzelnen Untersuchungen auf unterschiedliche Zeitspannen zwischen dem 10. und 30. Lebensjahr. Es ist zu vermuten, dass grundlegende Vorstellungen über Familie und Kinder sich im Jugendalter zwischen 14 und 18 Jahren bilden. Dies zeigt sich insbesondere bei Frauen, die früh Berufssparten präferieren, die eine Vereinbarkeit von Familie und Beruf versprechen (Petit & Hook, 2009; Polachek, 1976).

Keller und Lamm (2005) und Keller, Borke, Yovsi, Lohaus, und Jensen (2005) beschäftigten sich mit der Existenz von Kohorteneffekten in der Kindererziehung. Sie zeigen, dass sich die Erziehungsstrategien zwischen Kohorten erheblich unterscheiden, weil Werte und Normen zur Kinderbetreuung im kulturellen Umfeld horizontal, also innerhalb einer Kohorte, weitergegeben werden.

Auch scheinen Mütter ihre Ansichten über Kindererziehung nicht immer an ihre Töchter weiterzugeben. Broering-Wichmann (2003) zeigt, dass sie nur an vierter Stelle als Informationsquelle genannt werden. Im Gegensatz dazu nehmen Großmütter die Erziehungsstrategien ihrer Töchter an, auch wenn sie sich in ihrer Jugend anders verhalten haben (Keller & Demuth, 2004).

Die obigen Theorien sind folglich nicht widersprüchlich: Die Zeit mit Kindern könnte sich im Periodeneffekt erhöhen, aber sich im Kohorteneffekt für jüngere Kohorten verringern und somit mit den Theorien von Beck und Beck-Gernsheim (1992) und Rosa (2013) im Einklang stehen. Ob dies der Fall ist, und wie sich der Trend für die unterschiedlichen Geburtskohorten verhält, soll im nächsten Schritt untersucht werden.

Tagebuchmethode zur Analyse der Zeitverwendung

Zur Beantwortung der Fragenstellung werden die Daten der Deutschen Zeitverwendungserhebung (ZVE) genutzt, welche in den Jahren 1991/1992, 2001/2002 und 2012/2013 erhoben wurden (Maier, 2014). Die repräsentativen Daten wurden durch einen Haushaltsfragebogen, einen personenbezogenen Fragebogen und durch Tagebücher gesammelt. Die Tagebücher wurden von den Befragten an zwei Tagen (1991/1992) und drei Tagen (2001/2002; 2012/2013) in der Befragungswoche ausgefüllt. Die Teilnehmer beschrieben an jedem Befragungstag im Tagebuch die Aktivitäten, die sie in jedem fünf-Minuten Intervall (1991/1992) oder zehn-Minuten Intervall (2001/2002; 2012/2013) durchführten. Der Datensatz weist somit für jeden Befragten pro Befragungstag jeweils 144 zehn-Minuten Aktivitäten auf. Die Auswertung in dieser Studie bezieht sich auf die 144 Hauptaktivitäten am Tag. Die ZVE ist eine wiederholte Querschnittsbefragung. Demzufolge unterscheiden sich die Individuen in den drei Erhebungsjahren und Geburtskohorten. Längsschnittdaten sind prinzipiell verfügbar, insbesondere das Sozio-ökonomische Panel, allerdings wird dort nur um eine subjektive ungefähre Einschätzung der mittleren Kinderbetreuungszeit an Werktagen gebeten (Göbel, 2016). Die Tagebuchmethode der Zeitverwendungserhebung erlaubt dagegen eine sehr präzise Einschätzung über die Zeit, welche mit verschiedenen Aktivitäten verbracht wurde.

Wir beschränken unseren Zeitverwendungs-Datensatz auf Frauen, die mit mindestens einem Kind unter 13 Jahren im Haushalt leben. Grund dafür ist, dass frühere Studien eine unterschiedliche Entwicklung der Zeit für Kinder nach Geschlecht vorhersagen (England & Srivastava, 2013; Gimenez-Nadal & Molina, 2013). Weiterhin analysieren wir lediglich die Wachzeit von Müttern. Alle Zeitpunkte, zu denen geschlafen wurde, werden nicht beachtet.

Analyse von Zeit-Intervallen mittels logistischer Regression

Zeitdaten haben spezielle Eigenschaften: Sie sind nicht negativ und somit links-zensiert, nicht normalverteilt sondern stark rechts-schief. Am häufigsten werden bisher bei der Analyse von Zeitdaten die OLS-Regression und die Tobit-Regression genommen, allerdings haben beide ihre Vor- und Nachteile (Stewart, 2013). Auch Count-Data Modelle wie die Poisson-Regression kommen nicht in Frage, da diese nur angewendet werden, wenn die Wahrscheinlichkeit der Ereignisse sehr klein ist. Bis heute gibt es keine Übereinstimmung darin, welches das korrekte Modell zur Analyse von Zeitdaten ist (Stewart, 2013). Um diesen Problemen zu entgehen, nutzen wir in diesem Beitrag eine Logit-Regression, die uns für jedes zehn-Minuten Intervall einer Person am Tag die Wahrscheinlichkeit berechnet, dass in diesem Intervall die Zeit mit Kindern verbracht wird. Zeit mit Kindern ist folglich eine binäre Variable, die für jedes zehn-Minuten Intervall angibt, ob in der Zeit eine Kinderbetreuungsaktivität (z.B. eine Unterhaltung, Sport, Spiel, Lesen, Füttern oder Körperpflege mit dem Kind; das Begleiten des Kindes zu einem Termin u.v.m.) stattgefunden hat.

Bei der Schätzung ist zu beachten, dass wir mehrere Ebenen der Analyse haben: Die Ebene der Individuen mit den individuellen Merkmalen, z.B. dem Alter oder der Anzahl der Kinder, die Ebene mit den Tagen, z.B. ob es sich um einen Montag oder Dienstag handelt und die Ebene mit den Aktivitäten, die zeigt zu welcher Zeit am Tag welche Aktivität durchgeführt wurde. In der Analyse müssen wir beachten, dass sich die Tage eines Individuums ähnlicher sind als die Tage zwischen Individuen. Ebenso sind sich die Aktivitäten eines Individuums am Tag untereinander ähnlicher als im Vergleich zu einem anderen Individuum. Um diese

Gruppierung zu berücksichtigen, schätzen wir ein Mehrebenen Modell.

Die wichtigsten unabhängigen Variablen dieser Untersuchung sind Periode, Alter und Kohorte. Bei Analysen mit den drei Variablen entsteht ein Identifikationsproblem (Alter = Periode-Kohorte). Als Problemlösung werden in der Literatur drei verschiedene Identifikationsschritte genannt, die alle in unserer Analyse berücksichtigt werden. Eine erste Lösung ist, die Daten deskriptiv zu analysieren, indem Graphen mit den unabhängigen Variablen Alter, Periode und Kohorte erstellt werden (Alwin & McCammon, 2003). Eine zweite Lösung ist, mehrere Regressionsmodelle zu rechnen und schrittweise für eine Variable, also für entweder Periode, Alter oder Kohorte, nicht zu kontrollieren. Anschließend wird geprüft, wie sich die Effekte der verbleibenden beiden Variablen ändern (ebd.). Da in diesem Beitrag untersucht wird, ob die Periodeneffekte bestehen bleiben, wenn für Alter und Kohorte kontrolliert wird, rechnen wir in allen Modellen mit Periodeneffekten, zu denen schrittweise entweder Alterseffekte (Modell 2 und 3) oder Kohorteneffekte (Modell 4 und 5) hinzugefügt werden. Das bedeutet, wenn wir im Modell 2 und 3 nur für Alters- und Periodeneffekte kontrollieren, sind unsere Schätzer noch um den Kohorteneffekt verzerrt. Trotzdem werden Rückschlüsse möglich, wie sich Alter und Periode zusammen verhalten. Im Modell 6 werden alle drei Variablen in einem Modell eingefügt. Eine dritte Lösung ist, Alter und Kohorte in Fünf-Jahresgruppen zusammenzufassen (Yang & Land, 2008). Dies wird zusätzlich in den Modellen getan.

Die älteste Geburtskohorte (1947-1951) erhält den Wert 1, die jüngste (1977-1981) den Wert 7. Somit werden alle vor 1947 und nach 1981 Geborenen ausgeschlossen. Alter wird ebenfalls in Fünf-Jahresgruppen kodiert, wobei die jüngste Altersgruppe (25-29) den Wert 1 und die älteste Altersgruppe (45-49) den Wert 5 erhält. Somit werden alle Beobachtungen für Personen unter 25 und über 49 Jahren ausgeschlossen. Die drei Befragungswellen stellen die Perioden dar, wobei 1991/1992 die Referenzkategorie zu 2001/2002 und 2012/2013 ist. Wenn wir Alter und Kohorte in unser Modell aufnehmen, gehen wir automatisch davon aus, dass die Wahrscheinlichkeit, Kinder zu betreuen, sich entweder linear vergrößert oder verkleinert. In der Literatur werden oft auch nicht-lineare u-förmige Effekte modelliert, da man

davon ausgeht, dass mittlere Altersgruppen sich von jüngeren und älteren unterscheiden (z.B. in der Mincer Einkommensgleichung). Um zu testen, ob ältere und jüngere Kohorten, bzw. ältere und jüngere Mütter eine besonders hohe (oder niedrige) Wahrscheinlichkeit haben, Kinder zu betreuen, werden deshalb u-förmige Effekte modelliert. Zudem ist die Modellierung u-förmiger Effekte eine weitere Möglichkeit, die Multikollinearität zu brechen (Brüderl & Ludwig, 2015).

Da wir vermuten, dass jüngere Kohorten mehr und jüngere Kinder unter 13 Jahren im Haushalt haben, kontrollieren wir im Modell für Anzahl der Kinder und Alter des jüngsten Kindes.

Um die Modelle untereinander vergleichbar zu machen, schließen wir die fehlenden Werte aller Kovariaten aus, sodass die Fallzahl über die Modelle konstant ist. Unser finales Sample beinhaltet 2242 Mütter, welche 569,154 zehn-Minuten Zeitintervalle (Beobachtungen) haben.

Zunahme der Kinderbetreuungszeit ab Kohorte 1972-1976

Abbildung 1 gibt einen ersten deskriptiven Eindruck, wie sich die mittlere Zeit für Kindebetreuung für Mütter verhält. Die mittlere Zeit für Kinderbetreuung entspricht der abhängigen Variable, d.h., sie beschreibt den Mittelwert von 144 zehn-Minuten Zeitintervallen eines Tages, welche mit einer 1 für Kinderbetreuungsaktivitäten und einer 0 für andere Aktivitäten codiert sind. Die Abbildung bestätigt, dass es eine Zunahme der Zeit für Kinderbetreuung gab, wenn man 1991/1992 oder 2001/2002 mit dem Jahr 2012/2013 vergleicht. Der Trend für die Kohorten ist in etwa konstant für die Kohorten bis 1962-1966. Ab der Kohorte

1967-1972 lässt sich ein Anstieg beobachten. Weiterhin zeigt sich, dass mit zunehmendem Alter die Kinderbetreuungsaktivität abnimmt, was nicht verwunderlich ist, da ältere Mütter weniger und ältere Kinder haben und dies bei der Darstellung der deskriptiven Ergebnisse zunächst noch nicht kontrolliert wird.

Konstanter Periodeneffekt – Anstieg der Zeit mit Kindern zwischen 1991/1992 und 2012/2013

Tabelle 1 zeigt die Ergebnisse der logistischen Mehrebenen Regression.

Unter der Kontrolle der Anzahl der Kinder und dem Alter des jüngsten Kindes, zeigt sich, dass die Chance, Zeit mit Kindern zu verbringen, von 1991/1992 zu 2012/2013 angestiegen ist. Dieser Effekt hält sich konstant über alle Modelle, unabhängig von den hinzugefügten Kontrollvariablen.

Modell 2 zeigt, dass die Chance, mehr Zeit mit den eigenen Kindern zu verbringen, ceteris paribus (c.p.) linear ansteigt für ältere Mütter. Das Verhältnis von Alter und Kinderbetreuungschance besitzt keine U-Form (Modell 3). Allerdings ist in Modell 2 noch der Alterseffekt mit dem Kohorteneffekt vermischt. Das bedeutet, dass der Alterseffekt eventuell nur deshalb signifikant ist, weil wir einen starken Kohorteneffekt haben. In Modell 6 werden Alters-, Perioden- und Kohorteneffekte betrachtet. Es zeigt sich, dass der Alterseffekt nicht signifikant ist. Das Alter hat keinen Einfluss auf die Chance, Zeit mit Kindern zu verbringen, wenn für Periode und Kohorte kontrolliert wird.

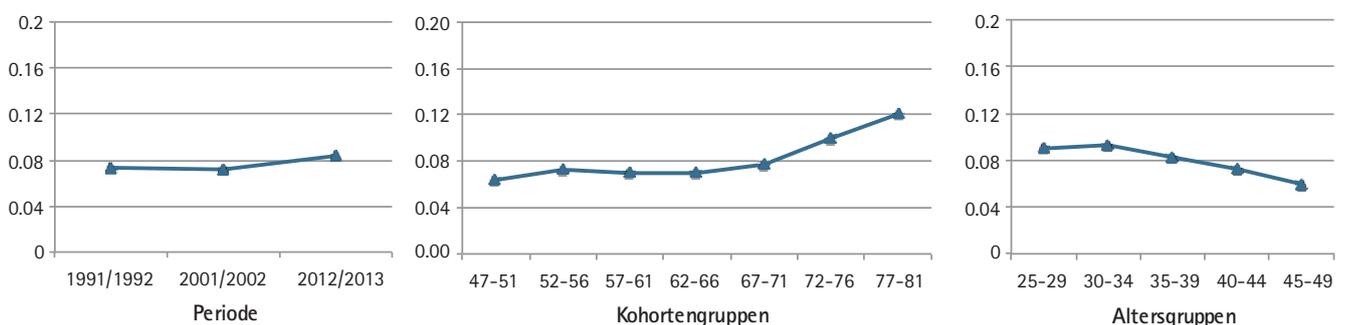
Betrachtet man die Kohorten, so zeigt sich, dass je jünger die Kohortengruppen werden, desto geringer ist die Chance, Zeit mit den

Kindern zu verbringen (Modell 4). In Modell 5 sieht man jedoch, dass das Verhältnis zwischen Kohorten und Kinderbetreuungsaktivität nicht linear ist. Zunächst sinkt die Chance einer Kinderbetreuungsaktivität ab, dann steigt die Chance für eine Kinderbetreuungsaktivität für jüngere Kohorten wieder an. Dabei ist Modell 5 besser als Modell 4, da sich die Log-Likelihood erhöht (Modell 4: -133711,21; Modell 5: -133708) und ein Likelihood-Ratio Test ergibt, dass sich die Modellanpassung in Modell 5 gegenüber Modell 4 verbessert ($p=0.011$). Weiterhin bleibt der u-förmige Kohorteneffekte in Modell 6 signifikant c.p.. Interessant ist, dass mit dem Hinzufügen des Kohorteneffektes der Periodeneffekt von 2001/2002 im Vergleich zu 1991/1992 signifikant wird (Modell 4-6). Das bedeutet, dass die Chance, Zeit mit Kindern zu verbringen, zwischen 2001/2002 und 2012/2013 im Vergleich zu 1991/1992 c.p. angestiegen ist. Die nicht signifikanten Werte in Modell 1 bis 3 ergaben sich folglich durch die Konfundierung der Periodeneffekte mit den Kohorteneffekten.

Um herauszufinden, welche Kohortengruppen sich genau am Minimum der U-Form befinden, wird der Marginsplot für Modell 6 berechnet. In Abbildung 2 lässt sich erkennen, dass die Chance für Kinderbetreuungsaktivitäten bis hin zu der Geburtskohorte 1967-1971 abnimmt. Mit der Geburtskohorte 1977-1981 nimmt die Chance für Kinderbetreuungsaktivitäten wieder leicht zu.

Für die beiden zusätzlich aufgenommenen Kontrollvariablen zeigt sich, dass mit zunehmendem Alter der Kinder die Chance für Kinderbetreuungsaktivitäten abnimmt. Steigt die Anzahl der Kinder unter 13 Jahren im Haushalt, so steigt auch die Chance, Kinder zu betreuen.

Abbildung 1 Mittlere tägliche Kinderbetreuungsaktivität von Müttern nach Periode, Kohorte und Alter



Datenbasis: Scientific Use File der Zeitverwendungserhebungen von 1991/92, 2001/02, 2012/13

Tabelle 1 Jahres-, Kohorten- und Alterseffekte auf Kinderbetreuung im Zehn-Minuten-Intervall über den Tagesverlauf (Odds Ratios)

Variablen	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6
<i>Jahr (ref.: 1991/1992)</i>						
2001/2002	0.994	0.974	0.975	1.139*	1.236***	1.253*
2012/2013	1.220***	1.163**	1.171**	1.615***	1.649***	1.697**
<i>Alter</i>						
Alter der Mutter		1.070**	1.323			0.992
Alter der Mutter ²			0.977			
<i>Kohorte</i>						
Kohorte				0.923***	0.762***	0.757***
Kohorte ²					1.025**	1.025**
<i>Kontrollvariablen</i>						
Alter des jüngsten Kindes	0.822***	0.819***	0.820***	0.819***	0.819***	0.819***
Anzahl der Kinder unter 13	1.240***	1.255***	1.255***	1.258***	1.259***	1.259***
Konstante	0.147***	0.112***	0.070***	0.175***	0.227***	0.237***
Inter-Personen-Varianz	2.075***	2.069***	2.068***	2.067***	2.058***	2.058***
Inter-Erhebungstage-Varianz	2.279***	2.278***	2.278***	2.278***	2.278***	2.278***

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Logistisches 3-Ebenen Mixed Effects Modell, Mütter, $N=2253$, alle Erhebungstage

Datenbasis: Scientific Use File der Zeitverwendungserhebungen von 1991/92, 2001/02, 2012/13

Diskussion

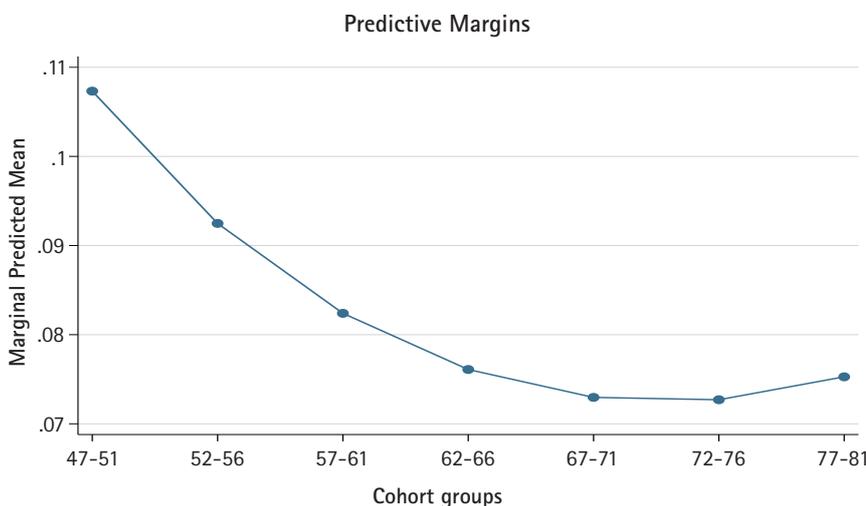
In diesem Beitrag wurde gezeigt, dass die Chance einer Kinderbetreuungsaktivität für deutsche Mütter im Vergleich der Perioden von 1991/1992 zu 2012/2013 angestiegen ist. Dies steht im Einklang mit bisherigen internationalen Forschungsergebnissen über Zeit mit Kindern im sozialen Wandel. Neu ist, dass dieser Trend auch bei Kontrolle von Alters- und Kohorteneffekten konstant bleibt.

Das Alter hat keinen Einfluss auf die Chance, Kinder zu betreuen, wenn man gleichzeitig für Perioden und Kohorteneffekte kontrolliert. Schaut man auf die Kohortenentwicklung, so zeigt sich eine u-förmige Beziehung. Zunächst nimmt die Chance Kinder zu betreuen für die Geburtskohorte 1967-1971 im Vergleich zur älteren Geburtskohorte (1947-1951) ab. Dies bedeutet zunächst, dass die Eltern in der Geburtskohorte der Referenzkategorie (1947-1951) eine höhere Chance aufweisen,

am Tag Zeit mit Kindern zu verbringen. Dass ältere Kohorten eine höhere Chance haben, Zeit mit Kindern zu verbringen, steht im Einklang mit der stärkeren Familienorientierung in den 1950er und 1960er Jahren und somit mit der Theorie von Beck und Beck-Gernsheim (1992). Wenn die Phase der prägsamen Jahre zwischen 14 und 18 Jahren liegt, so hätte die älteste Geburtskohorte (1947-1951) diese Jahre genau zwischen 1961-1969 gehabt, also in der Zeit der starken Familienorientierung. Im Gegensatz dazu scheint die Geburtskohorte 1967-1971 mit der vergleichsweise niedrigen Chance, Zeit mit Kindern zu verbringen, eher von individualistischen Werten geprägt worden zu sein, was ebenfalls im Einklang mit Beck- und Beck-Gernsheim (1992) sowie Rosa (2013) steht. Schließlich kommt es aber auch für jüngere Geburtskohorten, insbesondere für die Kohorten ab 1977-1981, wieder zu einem kleinen, aber signifikanten Anstieg der Chance Kinder zu betreuen. Auch in der deskriptiven Statistik sieht man einen Anstieg der mittleren täglichen Kinderbetreuungszeit für die Kohorten 1972-1976 und 1977-1981. Dies steht im Gegensatz zu den Theorien von Beck und Beck-Gernsheim (1992) und Rosa (2013).

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass es seit den letzten zwanzig Jahren einen periodischen Trend gibt, dass mehr Zeit mit Kindern verbracht wird. Neben diesem Trend gibt es jedoch Unterschiede zwischen Kohorten in der Kinderbetreuung. Die in den 1970er Jahren geprägten Eltern verbrachten dabei weniger Zeit mit ihren Kindern, während jüngere Kohorten, auch im Gegensatz zur prognostizierten Theorie von Beck und Beck-Gernsheim (1992) und Rosa (2013) wieder mehr Zeit mit Kindern verbringen.

Abbildung 2 Durchschnittliche marginale Effekte



Datenbasis: Scientific Use File der Zeitverwendungserhebungen von 1991/92, 2001/02, 2012/13

Literatur

- Alwin, D. F., & McCammon, R. J. (2003). Generations, cohorts, and social change. In M. J.T. & S. M.J. (Eds.), *Handbook of the life course. Handbooks of Sociology and Social Research* (S. 23-49). Boston, MA: Springer.
- Beck, U., & Beck-Gernsheim, E. (1992). Beyond status and class. *Risk Society. Towards a New Modernity*, London: Sage. doi: 10.4135/9781446218693.n3
- Berger, J. (2012). Wirtschaftsordnung und wirtschaftliche Entwicklung - Vergangenheit und Zukunft der Sozialen Marktwirtschaft. In S. Hradil (Ed.), *Deutsche Verhältnisse. Eine Sozialkunde* (S. 231-261). Frankfurt, New York: Campus.

- Bianchi, S. M. (2000). Maternal employment and time with children: Dramatic change or surprising continuity? *Demography*, 37(4), 401-414. doi: 10.1353/dem.2000.0001
- Broering-Wichmann, C. (2003). *Vorbereitung auf die Geburt eines Geschwisters [Preparation for the birth of a sibling]*. (Master thesis), University of Osnabrueck.
- Brüderl, J., & Ludwig, V. (2015). Fixed-effects panel regression. In H. Best & C. Wolf (Eds.), *The Sage handbook of regression analysis and causal inference* (S. 327-358). London: SAGE.
- Dotti Sani, G. M., & Treas, J. (2016). Educational Gradients in Parents' Child-Care Time Across Countries, 1965-2012. *Journal of Marriage and Family*, 78(4), 1083-1096. doi: 10.1111/jomf.12305
- England, P., & Srivastava, A. (2013). Educational differences in US parents' time spent in child care: The role of culture and cross-spouse influence. *Social Science Research*, 42(4), 971-988.
- Gauthier, A. H., Smeeding, T. M., & Furstenberg, F. F. (2004). Are parents investing less time in children? Trends in selected industrialized countries. *Population and development review*, 30(4), 647-672. doi: 10.1111/j.1728-4457.2004.00036.x
- Gerlach, I. (2004). Familienpolitik: Motive, Akteure und Inhalt. In I. Gerlach (Ed.), *Familienpolitik* (S. 113-208). Wiesbaden: Springer.
- Gimenez-Nadal, J. I., & Molina, J. A. (2013). Parents' education as a determinant of educational childcare time. *Journal of Population Economics*, 26(2), 719-749. doi: 10.1007/s00148-012-0443-7
- Göbel, J. (2016). SOEP Documentation CODEBOOK: PERSON LEVEL QUESTIONNAIRES: DIW Berlin.
- Hays, S. (1996). *The Cultural Contradictions of Motherhood*. New Haven: Yale University Press.
- Keller, Borke, J., Yovsi, R., Lohaus, A., & Jensen, H. (2005). Cultural orientations and historical changes as predictors of parenting behaviour. *International Journal of Behavioral Development*, 29(3), 229-237. doi: 10.1080/01650250544000017
- Keller, & Demuth, C. (2004). Further explorations of the "Western mind": Mothers' and grandmothers' parental ethnotheories in Los Angeles, CA, and Berlin, Germany. *Manuscript submitted for publication*.
- Keller, & Lamm, B. (2005). Parenting as the expression of sociohistorical time: The case of German individualisation. *International Journal of Behavioral Development*, 29(3), 238-246. doi: 10.1080/01650250544000026
- Maier, L. (2014). Methodik und Durchführung der Zeitverwendungserhebung 2012/2013. *Wirtschaft und Statistik*, November, 672-679.
- Mannheim, K. (1952). The problem of generations. In P. Kecskemeti (Ed.), *Essays in the sociology of knowledge* (S. 276-322). Boston: Routledge & Kegan Paul. (Original work published in 1927).
- Müller, H.-P. (2012). Werte, Milieus und Lebensstile - Zum Kulturwandel unserer Gesellschaft. In S. Hradil (Ed.), *Deutsche Verhältnisse. Eine Sozialkunde* (S. 176-169). Frankfurt, New York: Campus.
- Petit, B., & Hook, J. (2009). *Gendered Tradeoffs: Family, Social Policy, and Economic Inequality in Twenty-One Countries*. New York: Russell Sage Foundation.
- Polachek, S. (1976). Occupational segregation: an alternative hypothesis. *Journal of Contemporary Business*, 5, 1-22.
- Rosa, H. (2013). *Beschleunigung und Entfremdung: Entwurf einer kritischen Theorie spätmoderner Zeitlichkeit*. Frankfurt am Main: Suhrkamp.
- Stewart, J. (2013). Tobit or not Tobit? *Journal of Economic and Social Measurement*, 38(3), 263-290. doi: 10.3233/JEM-130376
- Sullivan, O., & Gershuny, J. (2001). Cross-national changes in time-use: some sociological (hi) stories re-examined. *The British journal of sociology*, 52(2), 331-347. doi: 10.1080/00071310120045015
- Yang, Y., & Land, K. C. (2008). Age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys: fixed or random effects? *Sociological Methods & Research*, 36(3), 297-326. doi: 10.1177/0049124106292360

Georgios Papastefanou

GESIS

Tel.: 0621 12 46 -222/-279

georgios.papastefanou@gesis.org

Theresa Thies

GESIS

theresa.thies@gesis.org

Herausgeber

GESIS –
Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften
Wissenstransfer | Publikationen
Postfach 12 21 55
D-68072 Mannheim

Redaktion

Dr. Stefan Weick

Telefon 0621 / 12 46 -0
www.gesis.org/isi

Gestaltung

Bettina Zacharias

GESIS ist Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

ISSN 2199-9082