

Zeitschrift für
Familien-
forschung

Journal of Family Research

In diesem Heft:

- Gendered marriage earning differences in the United States, Germany, and Sweden
- Mothers' and fathers' childcare time in Germany. An update for 2001-2013
- Der Einfluss von Religiosität auf Elternschaft und Kinderzahl
- Motive für das zweite Kind
- Zur Ähnlichkeit rechtsextremer Verhaltenstendenzen von Studierenden und ihren Eltern

Referiert im SSCI

3/2017



ISSN 1437-2940
29. Jahrgang 2017, Heft 3
Verlag Barbara Budrich

Inhalt

<i>Editorial</i>	252
<i>Claudia Geist</i> Three worlds of marriage effects? Gendered marriage earning differences in the United States, Germany, and Sweden	253
<i>Florian Schulz & Henriette Engelhardt</i> The development, educational stratification and decomposition of mothers' and fathers' childcare time in Germany. An update for 2001-2013	277
<i>Tim Sandmann† & Klaus Preisner</i> Religiosität und Fertilität: Eine empirische Untersuchung des Einflusses von Religiosität auf Elternschaft und Kinderzahl	298
<i>Stefan Holubek</i> Motive für das zweite Kind Eine qualitative Sekundäranalyse problemzentrierter Interviews	319
<i>Klaus Boehnke</i> Ist Rechtsextremismus „erblich“? Zur Ähnlichkeit rechtsextremer Verhaltenstendenzen von Studierenden und ihren Eltern	340

Editorial

Liebe Leserinnen,
liebe Leser,

im vorliegenden dritten Heft des Jahres 2017 finden Sie die folgenden fünf Beiträge:

Claudia Geist geht der Frage nach, ob es drei verschiedene Welten der Ehe-Effekte gibt. Die Autorin untersucht geschlechterspezifische Einkommensunterschiede von Verheirateten in den Vereinigten Staaten, Deutschland und Schweden (in englischer Sprache).

Florian Schulz und *Henriette Engelhardt* analysieren anhand einer Aktualisierung für die Jahre 2001 bis 2013 die Entwicklung, die Bildungsstratifizierung und die Dekomposition der Zeitverwendung für die Kinderbetreuung von Müttern und Vätern in Deutschland (in englischer Sprache).

Tim Sandmann† und *Klaus Preisner* führten eine empirische Untersuchung des Einflusses der Religiosität auf Elternschaft und Kinderzahl durch.

Stefan Holubek widmet sich in einer qualitativen Sekundäranalyse problemzentrierter Interviews den Motiven für das zweite Kind.

Klaus Boehnke stellt in einer Studie zur Ähnlichkeit rechtsextremer Verhaltenstendenzen von Studierenden und ihren Eltern die Frage, ob Rechts-extremismus „erblich“ sei.

Wir wünschen Ihnen eine anregende Lektüre.

Henriette Engelhardt-Wölfler
Geschäftsführende Herausgeberin | Editor-in-chief

Dear Readers,

Please find the following articles in our Journal's third issue of 2017:

Claudia Geist addresses the question whether there are three different worlds of marriage effects by analyzing gendered marriage earning differences in the United States, Germany and Sweden (written in English).

In an update covering the years 2001 to 2013, *Florian Schulz* and *Henriette Engelhardt* analyze the development, educational stratification and decomposition of mothers' and fathers' childcare time in Germany (written in English).

Tim Sandmann† and *Klaus Preisner* conducted an empirical investigation on the effect of religiousness on parenthood and number of children.

Based on a qualitative secondary analysis of problem-centered interviews, *Stefan Holubek* dedicates his investigation to the motives for having a second child.

Klaus Boehnke poses the question "Is right-wing extremism 'inheritable'?", i.e., whether there are similarities of right-wing extremist tendencies among university students.

We hope that you enjoy reading these articles and that you may gain inspiration from them.

Kurt P. Bierschock
Redakteur | Managing editor

Claudia Geist

Three worlds of marriage effects? Gendered marriage earning differences in the United States, Germany, and Sweden

Gibt es drei verschiedene Welten der Ehe-Effekte? Geschlechterspezifische Einkommensunterschiede von Verheirateten in den Vereinigten Staaten, Deutschland und Schweden

Abstract:

Being married is associated with many advantages. However, we do not know enough about the actual impact of *entering* marriage on individuals' earnings, especially for women. In this paper, I examine the immediate and the short-term impact of marriage on men's and women's earnings in the United States, Germany, and Sweden. Studying the impact of marriage on earnings in three distinct socio-political settings provides insights into the context dependency of the link between marriage and earnings. Fixed effects models show that marriage transitions are not associated with women's earnings in the United States and Sweden. For German women, I find an earnings penalty for marriage. Once I adjust for selection into employment, I find that employed German women with low employment propensities may experience instantaneous earnings boosts when they enter marriage, but that among women who are more firmly attached to the labor market, there is a short-term marriage penalty. For men in all three countries, I find no effect of marital transitions once employment likelihood is taken into account.

Key words: marriage, earnings, Germany, Sweden, United States of America, selection, women, men

Zusammenfassung:

Verheiratet zu sein wird mit vielen Vorteilen in Verbindung gebracht, aber wir wissen nicht genug über den tatsächlichen Effekt des Eheintritts auf individuelles Einkommen, insbesondere für Frauen. In diesem Beitrag werden die unmittelbaren und kurzfristigen Effekte untersucht, die eine Verheichelung auf die Einkommen von Männern und Frauen in den USA, in Deutschland und in Schweden hat. Die Untersuchung des Einkommenseffekts der Ehe in drei unterschiedlichen sozial-politischen Settings ermöglicht Einsichten in die Kontextabhängigkeit des Zusammenhangs zwischen Heirat und Einkommen. Mit Fixed-Effects-Modellen wird aufgezeigt, dass der Übergang zur Ehe weder in den Vereinigten Staaten noch in Schweden mit dem Einkommen von Frauen zusammenhängt, während deutsche Frauen dadurch Einkommenseinbußen hinnehmen müssen. Kontrolliert man jedoch die Selektionseffekte bei der Aufnahme einer Beschäftigung, so kommt man zu dem Ergebnis, dass erwerbstätige Frauen in Deutschland mit niedriger Beschäftigungsneigung bei Ehe-Eintritt umgehend Einkommenszuwächse erfahren, dass aber Frauen, die stärker in den Arbeitsmarkt eingebunden sind, dann kurzfristig negativ sanktioniert werden. Für die Männer in den drei Ländern kommt es jedoch beim Übergang in die Ehe zu keinen Einkommenseffekten, wenn deren Beschäftigungswahrscheinlichkeit berücksichtigt wird.

Schlagwörter: Ehe, Einkommen, Deutschland, Schweden, Vereinigte Staaten von Amerika, Selektion, Frauen, Männer

Marriage is associated with many economic advantages as well as better physical and mental health and improved social networks for both men and women (Ross/Mirowsky/Goldstein 1990; Sigle-Rushton/McLanahan 2002; Simon 2002; L. J. Waite 1995; L. J. Waite/Gallagher 2000). For men, being married is associated with higher wages in a broad range of countries, but the evidence for women is less clear (Geist, unpublished document).

These results provide an important snapshot of existing marriage earnings differences, yet they do not tell us about the *impact* of entering marriage on individuals' earnings. In this paper, I examine the immediate and short-term impact of marriage on men's and women's earnings in the United States, Germany, and Sweden. A longitudinal and comparative approach has two advantages. First, the longitudinal nature of the data allows me to account for unmeasured individual characteristics that may be associated with both the chances of entering marriage and earnings. Second, examining the impact of marriage on earnings for men and women in comparative perspective provides me with three distinct institutional settings in which marriage earnings differences can manifest themselves, and as a result, this study provides important insights into the possible context variability of the short-term impact of marriage on individuals' earnings.

In this paper, I focus on the immediate and short-term impact of marriage entry on men's and women's individual earnings in the United States, Germany, and Sweden. My study addresses both selection into employment and, to a lesser extent, into marriage, and is therefore uniquely suited to illustrate the net effect of marriage for women and men in the three different contexts. Although even longitudinal data cannot fully assess the causal nature of the relationship of the association between marriage and earnings I use the phrase "marriage effect" to refer to the association between a change in marital status and a change in earnings.

Specifically, this study addresses three broad research questions:

1. What are the short-term effects of marriage on earnings for men and women's earnings?
2. To what extent is the impact of marriage on earnings caused by underlying differences in individual and labor market characteristics between those who enter and do not enter marriage?
3. Is there evidence that the impact of marriage on earnings varies across contexts for men and women?

In the next sections, I provide a brief description of the literature on marriage earnings differences, with a specific emphasis on issues of selectivity in employment and into marriage. I also discuss the importance of using a comparative perspective for situating the association between marriage and earnings in a broader context. I then describe the data and analytic strategy, before turning to results and conclusions.

Marriage entry and earnings

There are numerous economic and social advantages associated with marriage that have been discussed elsewhere (Ribar 2004; Linda J. Waite/Gallagher 2000), but not enough is known about the short-term economic impact of entering marriage for men and women in comparative perspective. Marriage, for heterosexual couples, is a highly gendered institution that comes with different sets of expectation for husbands and wives. The role of husband is closely associated with that of a breadwinner, whereas being a wife, despite relatively high levels of labor force participation among married women cross-nationally, is not conditioned to labor market success in the same sense.

Research on men has identified a marriage earnings advantage and a specific earnings benefit of marriage entry (Bellas 1992; Cohen/Haberfeld 1991; Kaufman/Uhlenberg 2000; Nakosteen/Zimmer 1997), but recent work by Killewald and Lundberg (2017) has cast doubt on the causality of this association. For women, Light (2004) finds that while household income increases when US women start to cohabit or enter marriage, women's earnings suffer. Korenman and Neumark (1992), however, find no direct effect of entering marriage on women's wages. Some studies examine marriage earnings premiums in longitudinal samples outside the United States (e.g. Coppin 2000), but to my knowledge, no studies include an examination of marriage earnings gaps for both men and women in multiple countries.

Economic Selection

Some studies show that men's employment and favorable economic circumstances increase the chance of marriage for men (D. T. Lichter/Kephart/McLaughlin/Landry, 1992; Daniel T. Lichter/Landry 1991; Oppenheimer 1994; Smock/Manning 1997; Speare/Goldscheider 1987). The observation that men with higher earnings potential are also more likely to enter marriage than those with lower earnings potential has been offered as a central explanation of the marriage bonus for men (Blackburn/Korenman 1994). This implies that observed wage differences between married and unmarried men are explained by the fact that highly productive men with increased earnings potential have better chances of both entering marriage and remaining married, thus raising the average earnings level among those who are married (Nakosteen/Zimmer 1997). Killewald and Lundberg (2017) argue that marriage and rising earnings are merely co-occurring during the transition to the life course for men in the United States.

Recent empirical evidence implies that increased earnings power and economic independence may also increase women's chances of entering marriage under certain circumstances (Ono 2003; Sassler/Schoen 1999). However, the increased chance of entering marriage may be partially offset by the fact that women's financial autonomy reduces the pressure to get married.

Studies have addressed the issue that the marriage earnings gap may be due to selection by using longitudinal data. This allows the researcher to examine the effect of marriage entry within an individual's earnings trajectory, rather than simply comparing earnings across two possibly very different groups of individuals. However, examining the ef-

fect of marriage on earnings is subject to yet another selection mechanism that has largely been ignored. Earnings and marriage earnings effects can only be observed for men and women who actually are employed and have earnings. As such, we know little about how marriage may affect those who are not employed, in the event they “beat the odds” and enter marriage. While I am unable to solve the issue in the present study, I take into account employment propensity in addition to the standard human capital controls for modeling earnings. This, combined with my comparative approach allows me to examine the extent to which the impact of marriage on earnings is context specific with respect to national policy differences, but I can also differentiate between individuals who can be expected to have a stable employment over the life course and those who may be more at risk for unemployment. This is particularly important for men, for whom stable employment and high levels of human capital have been described as a precondition for marriage formation.

Attitudes as source of differences

Of course, economic circumstances are not the only way in which those who enter marriage may be different from those who remain single. Favorable attitudes towards marriage are associated with a greater likelihood of marriage net of other factors (Sassler/Schoen 1999). The results reported by Sassler and Goldscheider (2004) suggest a decreased role of economic considerations, like men’s employment, in the marriage decision, and an increase in the importance of values. Non-economic characteristics that make men more attractive spouses may also make them more attractive employees who are rewarded with higher earnings by employers. Those who are married have stronger preferences for stability and a reduced tendency to engage in high-risk behavior compared to singles, especially among men.

Women’s positions in the labor market have undergone more rapid changes than the gendered relationships between potential spouses. Nevertheless, we must account for the possibility that non-economic characteristics that make individuals more attractive spouses may also shape their earnings potential in complex ways. In my study, I exclude the effect of differences in (stable) underlying characteristics between married and unmarried individuals by examining marriage effects *within*, rather across individuals.

Productivity differences

For men, the marriage wage gap has also been attributed to the productivity-enhancing characteristics of marriage. Marriage is thought to increase productivity through improved physical and mental health. Along with the emotional benefits associated with marriage researchers cite household specialization as a crucial mechanism through which marriage enhances men’s productivity (Chun/Lee 2001). The (male) main breadwinner spends more time and effort on employment, resulting in higher earnings, and the female partner focuses on domestic production, even if she continues to be employed (Becker 1981). Korenman and Neumark (1991) find that men’s wages increase faster after marriage, they receive more frequent promotions and better performance evaluations (see also Gray

1997). However, based on their findings, Cornwell and Rupert (1997) and Hersch and Stratton (2000) doubt that marriage enhances productivity through specialization. For women, research suggests that marriage is associated with changes consistent with the specialization approach: marriage has been shown to increase domestic labor and may lead to both lower levels of participation and productivity in paid work (Becker 1981; Kalleberg/Rosenfeld 1990), with the possibility of subsequent wage loss. However, evidence has also cast doubt on both selection and specialization arguments, and further suggest that other mechanisms are at play (de Linde Leonard/Stanley 2015).

The policy context of marriage

Public policy often supports marriage, for example through explicit financial or institutional support, but potentially even more through framing of marriage as a highly valued family form. Policy constellations shape the meaning of marriage and the very circumstances in which marriage occurs – most notably, the centrality of the male breadwinner role, the views towards women’s labor force participation, and the role and importance of marriage vary cross-nationally (Alwin/Braun/Scott 1992; Crompton 1999; Esping-Anderson 1999). Countries have different sets of social institutions, such as labor market policies, gender relations, and existing or lack of state support for certain family forms.¹ State policy shapes the relationship between states, markets, families, and individuals. In the presence of a strong government safety net, unemployment may not have a dramatic impact on people’s lives, including their marriage behavior. The same may not be the case, however, in a policy context where unemployment that is more than short-term is often associated with poverty (Gangl 2004). The meaning of economic prosperity, poverty, or employment is affected by the institutional setting.

Framing family and gender ideologically

One of the most popular categorical frameworks for comparative research on advanced western economies relies on Esping-Anderson’s (1990) classification of welfare regimes into social-democratic, liberal, and conservative policy clusters. Esping-Anderson focuses on the relationship between states, markets, and families (Esping-Andersen 1990) as well as the dimension of gender relations more explicitly (Esping-Anderson 1999).

Social democratic regimes actively advocate gender equity. The Swedish state, for example, understands itself as instrumental towards that goal (Sainsbury 1996). The state promotes female labor force participation and equal pay. Liberal regimes’ focus on individual and gender equality is not as actively pursued through government activity as it is in the social democratic regimes. The liberal country cluster has been characterized as taking a “laissez-faire” approach with only limited state interventions in both the economic and private spheres. This results in a generally neutral stance towards issues such as family and gender, and an emphasis on the regulatory power of markets. In liberal re-

1 Of course, there is a reciprocal relationship between public attitudes and state policies.

gimes, individualism supports the idea of equality of men and women through the universal breadwinner model which promotes both men's and women's full-time employment. In contrast to the active support for egalitarian gender relations in countries that are part of the social democratic policy cluster, and the more passive support for egalitarianism of the liberal tradition, conservative regimes actively support traditional gender roles. Women are discouraged from participating (full-time) in the labor market, as they are seen as "naturally" responsible for caring for the home and the family (Mósesdóttir 2000). Another difference between the conservative and the liberal policy groups is that this familistic approach does not target the individual (like in liberal regimes), but the family as a "unit." Closely tied to this concept, however, are strong ideas about the nature of families. The male breadwinner model, which is prevalent in many conservative countries, assumes or encourages the notion that the husband supports the family and the wife focuses on domestic responsibilities. Conservative policy seeks to maintain existing structures by supporting a traditional division of labor with an expansive set of social and economic policies, particularly seeking to strengthen the traditional family.

State policies target both employment patterns and family formation, but I argue that they also affect the link between family and employment. States have several policy tools at their disposal. When it comes to the areas of family and labor market policy, taxation is often considered as one of the most powerful tools to set incentives. Dingeldey (2001) suggests, however, that taxation systems alone do not clearly shape employment patterns in Europe. Her results indicate that coordinated policy packages can affect individuals' labor force participation if a certain family participation model is favored. There is evidence that in policy contexts where women's employment is not supported, women's overall participation rates and women's full-time employment rates are lower.

In the "three worlds" scheme, labor market institutions in Germany, the ideal type of the conservative regime, may incorporate mechanisms that reflect the strong male breadwinner model by favoring married men. For example, tax-splitting makes income inequality between spouses economically advantageous. Typically, the higher earning partner is taxed at a lower rate compared to the lower earner. This has the potential to further depress the labor supply especially of wives. This also suggests that men's economic circumstances are crucial in predicting transitions into marriage. The United States represents the prototypical liberal regime, where full-time employment is promoted for men and women, regardless of marital or parenthood status. Consequently, family status should play less of a role in shaping employers' responses. In Sweden, the exemplar of a social democratic regime, principles of universalism and egalitarianism might be expected to inhibit or limit gender differences in the labor market effects of marriage formation, especially given the great social acceptability of cohabitation.

More recently, scholars have suggested that three policy typologies may not be enough, even to capture the policy circumstances (i.e. Ferrera 1996). However, even with new taxonomies, Germany, the United States, and Sweden remain understood as three differing contexts that are meaningful to compare (Aisenbrey/Evertsson/Grunow 2009).

The current study: Cross-national differences in the effect of marriage

There is cross-national variation with respect to the centrality and nature of marriage as indicated by cross-national variation in marriage rates, average age at first marriage, and marriage dissolution rates (2017). Given cross-national differences in support for (and women's rates of) labor force participation, the political support for traditionally gendered marriage, and differences in gender equality and women's power, we can expect that there is also variation in the extent to which marriage entry affects women's earnings. In this study, I focus on three countries that are ideal types of Esping-Anderson's (1990) three welfare state categorizations. There are many different ways to assess gender equality within and across society. A cross-national comparison of the association between marriage and earnings for both men and women allows us insights into the relevance of marriage as an institution that may or may not further perpetuate inequality across policy contexts.

The United States is the prime example of the liberal policy regime, and has a very high marriage rate (crude marriage rate in 2000 is 8.4²); at the end of the 1990s U.S. Census cohabitation estimates in the United States reached just under 10% for of all never married individuals (Casper/Cohen, 2000). As of 2011, about 12% of 20-34 year olds were cohabiting with a partner.

Germany is an example of a conservative corporate country, with below European average crude marriage rates of 5.1², and Sweden represents a social democratic country with a low marriage rate of 4.5.² Official tracking of cohabitation in Europe remains lacking, but recent sources suggest that cohabitation is common in both Germany and Sweden, with 17% and 29% (respectively) of 20-34 year olds in 2011 living with a partner (but not married) (OECD Family Database, table SF3.3 A). State policy that encourages a traditional division of labor between husband and wife may favor men's incomes and discount women's earnings in the allocation of housework (Geist 2005). I thus expect that in conservative policy contexts, the male bonus and the earnings penalty for women that are associated with marriage are particularly large. I expect this not only as a direct result of government policies, but also as a consequence of employers' unconscious (or conscious) discrimination whose action follow commonly shared policy goals (of favoring married men and discouraging women's employment) at the company level.

DiPrete (2002) examines life course risks and mobility consequences in the United States, Germany, and Sweden and points out that state policies may buffer the impact of negative life events. Gangl (2004) shows that this is partially due to unemployment insurance. Germans experience more stable income and career trajectories, compared to individuals in the United States. Finally, McManus and DiPrete (2000) find that variety of life events are associated with more instability in household income associated in the United States compared to Germany, partly because of greater turbulence in earnings in the United States.

Based on these findings and the variation regarding the centrality of marriage in state policy in the three countries, one could expect the marriage advantage for men and the marriage penalty for women to be largest in the conservative policy context of Germany.

2 Marriage rates were obtained from data from Geist (2017).

This type of policy context is the most supportive of marriage and traditional division of labor within marriage. Since there is comparatively less pressure to enter marriage in social democratic countries, and there are few policies directed towards influencing the link between family and economy in liberal countries³, smaller marriage earnings differences may be expected here.

DiPrete and McManus' (2000) examination of the long term household income and individual earnings consequences of life changes in the United States and Germany, however, fails to find that union formation is associated with greater earnings benefits for German men or greater disadvantages for German women. Instead, they find that adding a partner reduces women's labor earnings in the United States over a 5- and 7-year span, and increases men's labor earnings over the 5-year period. In Germany, neither women's nor men's labor earnings are affected over the 5- and 7-year time span.

Data, methods, and measures

In this paper, I use panel data from the United States, Germany, and Sweden. For the United States, I use data from 1986 through 1996 from the Panel Study of Income Dynamics (PSID).⁴ For Germany, I use data from the German Socioeconomic Panel (GSOEP) for the years 1984 to 2001⁵. I use measures from the Cross-National Equivalency File (CNEF) to augment the US and German data sets, which has been established to make measures from the PSID and the GSOEP comparable across countries. For Sweden, I use the 1996 and 1998 waves of the Panel Study of Market and Nonmarket Activities (HUS).⁶ Although the time frames do not perfectly overlap, they are close enough to allow comparability. To maximize comparability with the Swedish data I did not choose more recent waves of the German and US data. I restrict my analyses to those who are either single or married, excluding those who are separated, divorced, or widowed. For the US and German data, I can exclude those who report that their current marriage is not their first. I restrict my analyses to adults between the ages of 22 and 45, the age range when most marriages occur.⁷ For analyses of the marriage earnings advantage, I restrict my sample to those who are employed and report positive earnings.⁸

3 There has been a discussion about providing marriage incentives in the United States. However, this discussion and the limited number of policies that exist have mostly targeted poor single women, rather than the entire population.

4 I model marriage earnings effects for years following 1988, since experience and tenure measures are only available starting those years. I use data for 1986 and 1987 to create short-term marriage history.

5 I model marriage earnings effects for the years starting with 1986, but I use the marriage information for the year 1984 and 1985 to create the short-term marriage history.

6 Other waves exist, but data and codebooks are only available in Swedish for earlier years.

7 Because of the low average age at marriage in the United States, I chose 22 years as lower bound for the age range, to maximize the transitions into first marriage.

8 Due to the challenge of assessing earnings for self-employed individuals they are excluded.

Analytic strategy

In this paper, I use a combination of two methods to identify marital status earnings disparities, fixed effects models and propensity score matching. I first estimate the effect of marriage on earnings separately for men and women in each of the three countries. I do so by using a fixed effects model. In the analyses of individual level, data analysts face the challenge to discern the effect of a measure of interest from unmeasured heterogeneity. When panel data are available, the fixed effects model is an elegant and conservative way to address the problem of unmeasured time-invariant heterogeneity (Baum 2006; Greene 2000). In the fixed-effects estimation, every observation is observed from the unit average, in my case the individual cross-year average. As such, the fixed-effects model removes all between-unit variation from the data and it cannot estimate coefficients for time-invariant characteristics.

By estimating a fixed effects regression with marital status as the sole dependent variable, I can ascertain the effect of marital transitions on earnings net of unmeasured, stable characteristics. I use two different measures of marital status. One reflects marital status in the current year. Thus any earnings effect associated with this measure points to an instantaneous earnings impact of marriage. I also estimate models for both the German and US data that examine the impact of being married in the current or previous two years on earnings, reflecting a more general short-term effect of marriage on earnings. For the Swedish data, I have less information about marital history, and, therefore, I estimate a fixed effects model that only includes the effect of marital status on earnings. I distinguish between married and unmarried individuals, which includes singles and cohabiters.

In a second step, I also account for changes in the individual and labor market characteristics, to obtain the net effect of entering marriage on earnings, including the measures for the German and US data described above. This allows me to isolate the impact of marital status change net of other changes that may have occurred in individuals' lives.

Although other recent studies have used sophisticated fixed effects models to stringently test causal association between married and earnings for men in the United States (Killewald/Lundberg 2017), they have not accounted for the fact that we only observe earnings for those who are currently employed. In a third step, I further adjust for individuals' employment propensity for the US and German respondents, to examine whether selection into employment is at the heart of any of the observed marriage earnings differences (ibid.). To obtain individual earnings propensities, I use propensity score matching techniques, implemented in the "pscore" command in Stata. In general, propensity matching is used to examine whether treatment effects are a result of by differential selection into treatment and control groups.

The propensity score matching procedure groups observations in clusters with similar propensity scores. Those who are and are not employed are then compared with respect to their similarity in the control variables (age, education, etc.). If the group means are not statistically different, the balancing properties are satisfied. In the absence of balanced groups, it may be difficult to make claims that a selection correction has fully taken place, since there are significant group differences between the group who is and is not employed. While balancing properties are not satisfied for all propensity clusters in all of the subgroups for which I estimate the propensity scores, I argue that these differences are not

as substantively problematic because of the sample restriction. For example, if there are age differences between the two groups within a propensity score cluster, this is not as problematic since the age range is already restricted to about five years.

Therefore, a probit model estimates selection into these groups, which makes it possible to identify observations that have received treatment but are otherwise comparable to those who did not. My case is slightly more complex. My interest lies in examining marriage effects on earnings, but earnings can only be observed for those who are in employment. Propensity score matching allows me to identify whether an individual is very likely to be employed, or, even more importantly, is not very likely to be employed, but still is in employment during the observation time. I obtain earnings propensity scores by estimating probit models with employment as the dependent variable. The parsimonious model for employment status includes age (linear and squared) and education (in years),⁹ and an indicator for disability status, which distinguishes between those who are and are not disabled. For the German models, I also include an indicator for residence in East Germany. These measures reflect the employment changes or also the difficulty of finding employment. Additionally, I include the natural log of household post-government income in the previous year. This income measure includes household income, public transfers, and benefits, minus paid taxes. I include this measure to account for the financial pressure of a specific household member to seek employment. These models are estimated for specific subsets of the population. Grouping variables are gender, whether or not there are children in the household (ranged from 0 to 4), age, and education. For the United States, I also estimate models separately for Whites and Nonwhites.¹⁰ For Nonwhites, I distinguish between Blacks and “Other” racial groups. The “other” racial group includes Native American, Asian, Latino,¹¹ and other. Table 1 provides an overview over the different groups for which the employment models are estimated.

Table 1: Subgroups for propensity matching analyses

Gender	Parenthood	Age Group	Education group		Race
			United States	Germany	United States
Women	with children	Age 22-27	0-11 years of schooling	10 years of schooling and/or training or less	White
Men	without children	Age 28-35	12 years of schooling	10.5 years of schooling and/or training	Nonwhite
		Age 36-45	13-15 years of schooling	11 or 11.5 years of schooling and/or training	
			16 years of schooling or more more than 11.5 years of schooling and/or training		

Of course, my sample of employed individuals with positive earnings will have a large proportion of individuals with high employment propensity scores. I use the “common support” option, where employed individuals, who have employment propensity scores

⁹ The German education measure is a combination of years of schooling and vocational education.

¹⁰ Individuals are assigned the race of the household head. Moreover, this measure does not allow me to identify multi-racial individuals.

¹¹ A separate measure allows all respondents to identify Hispanic origin, regardless of racial category, but it is not included in this analysis.

that are higher or lower than the maximum or minimum propensity scores for those who are not employed. The propensity matching procedure ensures that the sample of those who are employed is also representative of those who are not employed. In my analyses, I want to be able to account for the selection into employment, so I estimate separate models for whose employment propensity is at or above the median level, and for those whose scores are below the median.

Each individual was assigned a specific employment propensity score in addition to their reported employment status. Consequently, the propensity matching procedure ensures that the sample of those who are employed is also representative of those who are not employed (see Table 2 for sample sizes). To obtain fixed effects models adjusted for employment propensity, I estimate separate fixed effects models for those with low and high employment propensity separately to examine whether selection into employment is at the heart of any of the observed marriage earnings differences. Those who are at or below the 25th percentile of employment propensity scores are considered to have a low score, those with an employment propensity at or above the 75th percentile are considered to have a high employment propensity. These cutoff points are chosen to capture "extremes," while also ensuring a sufficient group size.

Table 2: Sample sizes by country and gender (in person-years)

	All		Low employment propensity		High employment propensity	
	Women	Men	Women	Men	Women	Men
United States	16304 (3390)	17059 (3339)	2710 (1170)	2786 (1232)	2788 (1145)	2794 (1166)
Germany	12137 (2603)	17140 (3336)	1545 (665)	2069 (859)	1545 (545)	2069 (734)
Sweden	375 (264)	339 (242)				

Note: Number of respondents in parentheses.

Key outcome: Earnings

The key outcome of interest in this study is individual labor earnings. The data from Germany and the United States are harmonized and includes wages and salary from all employment before taxes, self-employment (although in my analyses, self-employed respondents are excluded), as well as income from bonuses, and overtime. These earnings do not include special bonuses, for example for children, and are thus a conservative measure of actual income. Earnings data from Sweden represent the "regular earnings, before taxes and other deductions." This measure is annualized as respondents have the option to report hourly, weekly, monthly, and annual earnings. All analyses used the natural log of the earnings measure.

Marriage

Analyses focus on the association between marriage and earnings. I include an indicator of whether a respondent is married or not in any given year and a second measure that indicates whether an individual is married/has been married in the current year ("married"),

the previous year, or the year before (“married recently”). Since those classified as “single” include individuals who are cohabiting or are divorced, the findings are only a conservative estimate of the effect of heterosexual relationships on men’s and women’s earnings. In supplemental analyses, I examine the impact of marriage compared to singles, and simultaneously compared cohabiters to singles. The observed marriage effect was not substantially affected, so the results are not shown. The institution of marriage varies across the three countries, with marriage rates highest in the United States, and age at first marriage highest in Sweden (Geist 2017). In models presented below, unmarried individuals are the reference group.

Key independent variable and controls

In the earnings models estimated for the US and German data, I include three measures of human capital: age, experience in the labor market, and tenure at current job (all are included in a linear and squared term). In the German data, tenure is measured in years, in the US data, it is measured in months. I include annual hours (in 100s) as a measure of labor supply, and I further include the number of children in the model. In the Swedish earnings model, I include age, education, and tenure (in linear and squared terms), as well as the weekly hours worked. Education is included since labor market experience is not available. I also include an indicator for employment in the private sector (vs. the public sector) and the number of children.

Results

In a first step, I compare earnings of married and unmarried individuals of the three countries (see Table 3). I find that in Germany and Sweden, unmarried women have higher average earnings than their married counterparts, but these differences are not significant for women in the United States. Among men, married men have higher earnings than unmarried men in all three countries.

Table 3: Average labor earnings for married and unmarried men and women

	Women		Men	
	Unmarried	Married	Unmarried	Married
United States	9.48 (3538)	9.50 (12766)	9.72 (3026) †	10.25 (14033)
Germany	9.67 (2387) †	9.37 (9750)	9.82 (4087) †	10.02 (13053)
Sweden	12.01 (165) †	11.94 (210)	12.21 (171) †	12.32 (168)

Note: † denotes that the test for group differences is significant at the .05 level. The number of observations is in parentheses. The outcome is log annual earnings, so the underlying unit is not substantively meaningful (log US Dollars, Euros, and Kronor).

In a next step, I examine whether these differences are a result of marriage lowering women’s earnings and enhancing men’s, or whether these differences are in fact a result of selection of individuals with different underlying characteristics into marriage. I esti-

mate fixed effects models that illustrate the effect of a change in marital changes on earnings net of other unobserved characteristics. Table 4 illustrates these effects of marriage within individuals. Columns 1 and 3 show the immediate impact of marriage (in the current year), and the columns 2 and 4 show short term effect of marriage, by indicating whether somebody entered marriage in the current or the previous two years. For Sweden, I only have two years available, so I can only assess the impact of entering marriage between those two years.

Table 4: The effect of marriage on earnings, net of stable respondent characteristics (fixed effects models, no other controls)

	Women		Men	
	Married this year	Recently married	Married this year	Recently married
United States	0.023 (0.70)	0.018 (0.54)	0.127** (5.11)	0.179** (6.95)
Germany	0.199** (4.29)	0.203** (4.29)	0.505** (22.39)	0.513** (22.51)
Sweden	0.101 (1.11)	0.026 (0.22)	0.028 (0.39)	0.055 (0.66)

Note: Statistics in parentheses are t values, * p<.05, ** p<.01. See Table 1 for sample sizes and Appendix A for complete results.

Among women, I only find marriage earnings effects in Germany. For German women, marriage is associated with a significant earnings boost. Marriage is not associated with individual earnings for women in the United States or Sweden. These results suggest that in Sweden, the earnings disadvantage of married women presented in Table 3 may have been due to the fact that singles as a group have higher earnings potential. In Germany, on the other hand, it seems that the earnings disadvantage observed for married women in the cross-sectional comparison is to be due to selection, and entering marriage actually is beneficial for women's earnings.

For men, the marriage earnings advantage shown in Table 3 persist, suggesting that the observed marriage earnings advantages could be a result of the actual benefits of marriage for men's earnings. In Sweden, I do not find that men's earnings change once they enter marriage.

The impact of marriage I find within individuals, however, could also be due to other changes in individuals' lives. It could be that the earnings changes are a result of changes in labor supply, tenure, or experience. Table 5 shows marriage earnings differences adjusted for changes in these individual-level characteristics. As in previous models, there are no indications that marriage is associated with women's earnings in the United States and Sweden. When taking into account changes in human capital characteristics, labor supply, and number of children, however, German women experience an earnings penalty, net of other changes that occur in their lives. One interpretation is that the earnings bonus of marriage that was documented in Table 4 is due to the fact that German women who marry and remain employed (rather than drop out of the labor force) are those with better education and better-paying jobs. Once trends in labor supply and, tenure and other

human capital characteristics are taken into account, the results show that everything else equal, marriage actually has a negative immediate impact on their earnings.

Table 5: The effect of marriage on earnings, net of stable respondent characteristics and changes in human capital^a (fixed effects models)

	Women		Men	
	Married this year	Recently married	Married this year	Recently married
United States	0.019 (0.71)	0.004 (0.16)	-0.004 (0.18)	0.013 (0.57)
Germany	-0.110** (3.08)	-0.111** (3.05)	0.042* (2.49)	0.041* (2.41)
Sweden	0.040 (0.49)	-0.045 (0.44)	0.005 (0.10)	-0.043 (0.71)

Note: Statistics in parentheses are t values, * p<.05, ** p<.01. See Table 1 for sample sizes.

^aModels include controls for human capital, labor supply, and number of children. See Appendix B for full models.

The earnings bonus of marriage for men in the United States disappears once changes in human capital and labor supply are taken into account, but for German men, a significant, albeit smaller, marriage bonus remains significant. This suggests that in Germany, marriage affects men's earnings, whereas in the United States, marriage does not have a direct impact.

Table 6: The effect of marriage on earnings, net of stable respondent characteristics and changes in human capital^a by level of employment propensity (fixed effects models)

Women	Married this year	Recently married	Married this year	Recently married
	Low ^b		High ^b	
United States	0.159 (1.37)	0.063 (0.57)	-0.060 (1.39)	-0.028 (0.66)
Germany	0.515* (2.40)	0.032 (0.45)	-0.126 (1.66)	-0.092* (2.07)
Men	Low		High	
United States	-0.072 (0.93)	0.044 (0.58)	0.015 (0.33)	-0.017 (0.35)
Germany	0.109 (1.41)	-0.034 (0.60)	0.012 (0.18)	0.035 (1.41)

Note: Statistics in parentheses are t values, * p<.05, ** p<.01. See Table 1 for sample sizes.

^aModels include controls for human capital, labor supply, and number of children. See Appendix C for full models.

^bEmployment propensity scores are derived from a series of probit models that estimated the probability of employment. Low propensity scores are scores that are less or up to the 25th percentile of employment propensities with in each gender. High propensity scores are at or above the 75th percentile of scores for men and women respectively.

To assess whether these findings apply to both those who are firmly embedded in the labor market and those who are less likely to be employed, I estimate the marriage effect in the United States and Germany separately for those with low and high employment propensities. Table 6 shows the immediate and the short-term marriage gaps after I account for employment propensity. The results for German women are contradictory. While employed women with a low employment propensity seem to experience a substantial immediate marriage earnings bonus, there is no impact of a short-term marriage effect on earnings among this group. For women with high employment propensity (e.g., those with a high level of education and no young children), marriage is associated with an earnings penalty when entry into marriage in the current and previous two years is considered. For men, there seem to be no significant earnings effects at the extremes at the high and low end of employment likelihood.

Summary and conclusions

This study provides a thorough analysis of marriage earnings differences for men and women in the United States, Germany, and Sweden. I use fixed effects models to estimate marriage earnings effects net of unmeasured differences across those who are married and those who remain unmarried. I find that overall, married women have lower average earnings in Germany and Sweden, but no differences can be found for US women. Married men have higher average earnings than single men in all three countries. This marriage earnings advantage persists when I examine how marriage shapes earnings within individuals, net of unmeasured stable characteristics. The fixed effects models show that marriage transitions are not associated with changes in women's earnings in the United States and Sweden. In Germany, however, marriage entry seems to be associated with an earnings boost, if all other individual characteristics are assumed stable over time.

However, some characteristics that are crucial in shaping individual earnings are likely to change over time. In the models that adjust for possible changes in human capital and labor supply, I find an earnings penalty for marriage among German women, and a marriage earnings bonus for married men in Germany. For men in the United States, however, this bonus disappears when change in human capital and labor supply is taken into account. In the United States, married men may experience changes in human capital and labor supply that result in higher earnings, but earnings benefits are not a result of changes in marital status itself.

In a final step, I assess marriage earnings difference for those who have very high employment propensities, and those who, even though they are employed, have a low employment propensity. The results suggest that there may be an instantaneous earnings boost for women with low employment propensity, but that among women who are more firmly attached to the labor market, there is a short-term marriage penalty. For men, I find no effect of marital transitions on earnings at either the high or the low end of employment likelihood.

Several conclusions can be drawn from the results of this study. One way to interpret the results is that for women, marriage has no clear impact on earnings, since the cross-

sectional earnings disadvantages of married women compared to singles are a result of the selection of women with lower earnings capacity and lower employment propensity into marriage. The men's marriage earnings advantages are largely explained by different characteristics of those who marry and those who remain single, as well as different trajectories in human capital and labor supply.

In sum, one possible conclusion is to focus on the fact that there are few effects of earnings net of unmeasured heterogeneity, human capital, labor supply, and employment propensity. However, there is another interpretation of the present results.

With respect to cross-national differences, I find that in the United States and Sweden, marriage has no effect on women's earnings, but in Germany, I find evidence that entering marriage reduces earnings. In an addition to the literature on marriage and earnings, I further adjust for employment propensity. Women who enter marriage in Germany have lower employment propensity, which is associated with lower earnings, and the marriage earnings penalty for women was a reflection of this difference. For German men, the immediate earnings benefit associated with marriage is more robust even when the fact that men who marry also have a higher employment propensity (and consequently a higher earnings propensity). The results do suggest that the conservative policy context that has supported traditional marriage centered on a male breadwinner family may be responsible for these earnings benefits for German men. In contrast, in Sweden, where pressures to enter marriage are rather small and there is no emphasis on the male breadwinner, men experience no marriage earnings advantage, not even without a selection correction.

This study is not without limitations. While my analyses contain some selection corrections, including the selection into employment, the use of fixed effects measures only provides an imperfect correction to the possible selection into marriage, and the issue of causality is not resolved. Data limitations do not allow for a more fine-grained assessment of the causality of the relationship akin to Killewald and Lundberg (2017). Additionally, the comparisons presented here are based on legal marriage, rather than cohabitation between partners. Cohabitation is more common in Sweden compared to the United States and Germany, as well as the extent to which being in a relationship impacts the division of labor in the household, work effort, or the level of discrimination experienced in the work place. The earnings effects are not fully work-time standardized, in part due to the country differences in the measurement of work time. Moreover, the goal for this study is not to identify the effect of marriage net of housework time, which is closely linked to time spent in in employment. Sobel (2012) goes as far as shedding doubt on the use of traditional fixed effects methods for estimating marriage earnings effects altogether, since important time varying confounders such as substance abuse, depression, etc. are not commonly available alongside high quality earnings measures, let alone over time. This study also cannot capture the considerable variability in the way men and women perceive and express their masculinity, both among men and women and across countries. The study's limit to those who are cisgender and heterosexual enables us to rely on traditional notion of the meaning of marriage and behavioral expectations towards husbands and wives.

These limitations notwithstanding, one key finding of this study are the initial results of how earnings differ between those who are married and those who are not. Even if the causal relationship cannot be established beyond a reasonable doubt and the mechanisms

remain unclear, these differences matter in the people's live experiences. Earnings disadvantages of married women compared to single women may largely be due to selection, but for men, there is stronger evidence that, at least in Germany, entering marriage increases men's earnings. The results suggest that marriage is a family institution yet also a stratifying factor. While marriage itself may not have a clear causal impact on earnings, earnings differences between those who are married and unmarried highlight that changes in economic circumstances and marriage at least co-occur. Existing research has shown that married women have higher household income yet, and in times of marriage instability, reduced individual earnings may put women at risk in the long term. Additional research needs to distinguish between immediate and the short-term effect of marriage entry. Examining those nuances more closely will help us further understand the gendered institution of marriage across contexts. Future research needs to explore how gendered patterns of labor force participation in conjunction with marriage transitions reflect gender equality.

References

- Aisenbrey, S., Evertsson, M. & Grunow, D. (2009). Is there a career penalty for mothers' time out? A comparison of Germany, Sweden and the United States. *Social Forces*, 88, 2, pp. 573-605. doi:10.1353/sof.0.0252.
- Alwin, D. F., Braun, M. & Scott, J. (1992). The separation of work and the family: Attitudes towards women's labour-force participation in Germany, Great Britain, and the United States. *European Sociological Review*, 8, 1, pp. 13-37. doi:10.1093/oxfordjournals.esr.a036620.
- Baum, C. F. (2006). *An introduction to modern econometrics using Stata*. College Station: Stata Press.
- Becker, G. (1981). *A treatise on the family*. Cambridge: Harvard University Press.
- Bellas, M. L. (1992). The effects of marital-status and wives' employment on the salaries of faculty men – The (house) wife bonus. *Gender & Society*, 6, 4, pp. 609-622. doi:10.1177/089124392006004005.
- Blackburn, M. & Korenman, S. (1994). The declining marital-status earnings differential. *Journal of Population Economics*, 7, 3, pp. 249-270. doi:10.1007/bf00517299.
- Casper, L. M. & Cohen, P. N. (2000). How does POSSLQ measure up? Historical estimates of cohabitation. *Demography*, 37, 2, pp. 237-245. doi:10.2307/2648125.
- Chun, H. & Lee, I. (2001). Why do married men earn more: Productivity or marriage selection? *Economic Inquiry*, 39, 2, pp. 307-319. doi:10.1111/j.1465-7295.2001.tb00068.x.
- Cohen, Y. & Haberfeld, Y. (1991). Why do married men earn more than unmarried men? *Social Science Research*, 20, 1, pp. 29-44. doi:10.1016/0049-089x(91)90002-k.
- Coppin, A. (2000). Does type of conjugal union matter in the labor market? Evidence from a Caribbean economy. *Review of Black Political Economy*, 28, 1, pp. 7-27. doi:10.1007/s12114-000-1007-8.
- Cornwell, C. & Rupert, P. (1997). Unobservable individual effects, marriage and the earnings of young men. *Economic Inquiry*, 35, 2, pp. 285-294. doi:10.1111/j.1465-7295.1997.tb01910.x.
- Crompton, R. (1999). *Restructuring gender relations and employment: The decline of the male breadwinner*. Oxford University Press.
- de Linde Leonard, M. & Stanley, T. (2015). Married with children: What remains when observable biases are removed from the reported male marriage wage premium. *Labour Economics*, 33, pp. 72-80. doi:10.1016/j.labeco.2015.02.010.
- Dingeldey, I. (2001). European tax systems and their impact on family employment patterns. *Journal of Social Policy*, 30, pp. 653-672.

- DiPrete, T. A. (2002). Life course risks, mobility regimes, and mobility consequences: A comparison of Sweden, Germany, and the United States. *American Journal of Sociology*, 108, 2, pp. 267-309. doi:10.1086/344811.
- DiPrete, T. A. & McManus, P. A. (2000). Family change, employment transitions, and the welfare state: Household income dynamics in the United States and Germany. *American Sociological Review*, 65, 3, 343-370. doi:10.2307/2657461.
- Esping-Andersen, G. (1990). *Three worlds of welfare capitalism*. London: Polity Press.
- Esping-Anderson, G. (1999). *Social foundation of post-industrial society*. Oxford: University Press.
- Ferrera, M. (1996). The 'southern model' of welfare in social Europe. *Journal of European Social Policy*, 6, 1, pp. 17-37. doi:10.1177/095892879600600102.
- Gangl, M. (2004). Welfare states and the scar effects of unemployment: A comparative analysis of the United States and West Germany. *American Journal of Sociology*, 109, 6, pp. 1319-1364. doi:10.1086/381902.
- Geist, C. (2005). The welfare state and the home: Regime differences in the domestic division of labour. *European Sociological Review*, 21, 1, pp. 23-41. doi:10.1093/esr/jci002.
- Geist, C. (2017). Marriage formation in context: Four decades in comparative perspective. *Social Sciences*, 6, 1, pp. 9. doi.org/10.3390/socsci6010009.
- Gray, J. S. (1997). The fall in men's return to marriage: Declining productivity effects or changing selection? *Journal of Human Resources*, 32, 3, pp. 481-504. doi:10.2307/146180.
- Greene, W. H. (2000). *Econometric analysis*. Upper Saddle River: Prentice Hall.
- Hersch, J. & Stratton, L. S. (2000). Household specialization and the male marriage wage premium. *Industrial and Labor Relations Review*, 54, 1, pp. 78-94. doi:10.2307/2696033.
- Kalleberg, A. L. & Rosenfeld, R. A. (1990). Work in the family and in the labor market: A cross-national reciprocal analysis. *Journal of Marriage and the Family*, 52, May, pp. 331-346. Doi:10.2307/353030.
- Kaufman, G. & Uhlenberg, P. (2000). The influence of parenthood on the work effort of married men and women. *Social Forces*, 78, 3, pp. 931-947. Doi:10.2307/3005936.
- Killewald, A., & Lundberg, I. (2017). New evidence against a causal marriage wage premium. *Demography*, 54, 3, pp. 1007-1028. doi:10.1007/s13524-017-0566-2.
- Korenman, S. & Neumark, D. (1991). Does marriage really make men more productive? *Journal of Human Resources*, 26, 2, pp. 282-307. Doi:10.2307/145924.
- Korenman, S. & Neumark, D. (1992). Marriage, motherhood, and wages. *Journal of Human Resources*, 27, 2, pp. 233-255. doi:10.2307/145734.
- Lichter, D. T., Kephart, G., McLaughlin, D. K. & Landry, D. J. (1992). Race and the retreat from marriage – A shortage of marriageable men. *American Sociological Review*, 57, 6, pp. 781-799. doi:10.2307/2096123.
- Lichter, D. T. & Landry, D. J. (1991). Labor force transitions and underemployment: The stratification of male and female workers. *Research in Social Stratification and Mobility*, 10, pp. 63-87.
- Light, A. (2004). Gender differences in the marriage and cohabitation income premium. *Demography*, 41, 2, pp. 263-284. Doi:10.1353/dem.2004.0016.
- McManus, P. A. & DiPrete, T. A. (2000). Market, family, and state sources of income instability in Germany and the United States. *Social Science Research*, 29, 3, pp. 405-440. doi:10.1006/ssre.2000.0675.
- Nakosteen, R. A. & Zimmer, M. A. (1997). Men, money, and marriage: Are high earners more prone than low earners to marry? *Social Science Quarterly*, 78, 1, pp. 66-82.
- Ono, H. (2003). Women's economic standing, marriage timing, and cross-national contexts of gender. *Journal of Marriage and the Family*, 65, 2, pp. 275-286. doi:10.1111/j.1741-3737.2003.00275.x.
- Openheimer, V. K. (1994). Women's rising employment and the future of the family in industrial societies. *Population and Development Review*, 20, 2, pp. 293-342. doi:10.2307/2137521.
- Ribar, D. (2004). *What do social scientists know about the benefits of marriage?: A review of quantitative methodologies*. Bonn: Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit.

- Ross, C. E., Mirowsky, J. & Goldsteen, K. (1990). The impact of the family on health – The decade in review. *Journal of Marriage and the Family*, 52, 4, pp. 1059-1078. doi:10.2307/353319.
- Sassler, S. & Goldscheider, F. (2004). Revisiting Jane Austen's theory of marriage timing: Changes in union formation among American men in the late 20th century. *Journal of Family Issues*, 25, 2, pp. 139. doi:10.1177/0192513x03257708.
- Sassler, S. & Schoen, R. (1999). The effect of attitudes and economic activity on marriage. *Journal of Marriage and the Family*, 61, 1, pp. 147-159. doi:10.2307/353890.
- Sigle-Rushton, W. & McLanahan, S. (2002). Richer or poorer? Marriage as an anti-poverty strategy in the United States. *Population*, 57, 3, pp. 519-538. doi:10.2307/3246637.
- Simon, R. W. (2002). Revisiting the relationships among gender, marital status, and mental health. *American Journal of Sociology*, 107, 4, pp. 1065-1096. doi:10.1086/339225.
- Smock, P. J. & Manning, W. D. (1997). Cohabiting partners' economic circumstances and marriage. *Demography*, 34, 3, pp. 331-341. doi:10.2307/3038287.
- Sobel, M. E. (2012). Does marriage boost men's wages? Identification of treatment effects in fixed effects regression models for panel data. *Journal of the American Statistical Association*, 107, 498, pp. 521-529. doi:10.1080/01621459.2011.646917.
- Speare, A., Jr. & Goldscheider, F. K. (1987). Effects of marital status change on residential mobility. *Journal of Marriage and the Family*, 49, 2, pp. 455-464. doi:10.2307/352314.
- Waite, L. J. (1995). Does marriage matter? *Demography*, 32, 4, pp. 483-507. doi:10.2307/2061670.
- Waite, L. J. & Gallagher, M. (2000). *The case for marriage*. New York: Doubleday.

Submitted on/Eingereicht am: 01.06.2016

Accepted on/Angenommen am: 11.10.2017

Address of the author/Anschrift der Autorin:

Prof. Dr. Claudia Geist
Sociology Department
University of Utah
380 South 1530 East
Room 301
Salt Lake City, UT 84112
United States of America/Vereinigte Staaten von Amerika
E-Mail: claudia.geist@soc.utah.edu

Appendix

Appendix A: Baseline fixed effects models for the United States, Germany, and Sweden

US	Women		Men	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
Married	0.023 (0.70)		0.127** (5.11)	
Recently Married		0.018 (0.54)		0.179** (6.95)
Constant	9.481** (360.00)	9.485** (356.77)	10.051** (483.80)	10.006** (458.56)
Observations	16304	16304	17059	17059
Respondents	3390	3390	3339	3339
R-squared	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001

Germany	Women		Men	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
Married	0.199** (4.29)		0.505** (22.39)	
Recently Married		0.203** (4.29)		0.513** (22.51)
Constant	9.275** (247.19)	9.272** (242.82)	9.590** (552.48)	9.583** (545.59)
Observations	12137	12137	17140	17140
Respondents	2603	2603	3336	3336
R-squared	<0.001	<0.001	0.04	0.04

Sweden	Women		Men	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
Married	0.101 (1.11)	0.026 (0.22)	0.028 (0.39)	0.055 (0.66)
Cohabiting		-0.096 (1.03)		0.039 (0.63)
Constant	11.914** (227.45)	11.978** (147.24)	12.252** (333.96)	12.230** (239.04)
Observations	375	375	339	339
Respondents	264	264	242	242
R-squared	0.01	0.02	<0.001	0.01

Appendix B: Fixed effects models with individual level controls for the United States, Germany, and Sweden

	United States				Germany			
	Women		Men		Women		Men	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
Married	0.019 (0.71)		-0.004 (0.18)		-0.110** (3.08)		0.042* (2.49)	
Recently married		0.004 (0.16)		0.013 (0.57)		-0.111** (3.05)		0.041* (2.41)
Age	-0.029 (1.56)	-0.028 (1.49)	0.046 (1.31)	0.045 (1.29)	0.008 (0.57)	0.008 (0.58)	0.049** (3.38)	0.049** (3.39)
Age squared	0.001** (4.98)	0.001** (4.94)	-0.001 (1.95)	-0.001 (1.93)	0.001** (5.48)	0.001** (5.47)	0.000 (0.03)	0.000 (0.03)
Experience	0.055** (5.02)	0.055** (4.95)	0.061** (2.96)	0.061** (2.94)	0.028** (2.71)	0.028** (2.71)	0.047** (3.71)	0.047** (3.71)
Exp. squared	-0.002** (7.56)	-0.002** (7.55)	0.000 (0.39)	0.000 (0.41)	-0.001** (5.76)	-0.001** (5.75)	-0.001** (6.64)	-0.001** (6.64)
Tenure	0.005** (17.39)	0.005** (17.38)	0.003** (11.28)	0.003** (11.28)	0.009** (3.91)	0.009** (3.91)	0.002 (1.16)	0.002 (1.16)
Ten. Squared	-0.000** (12.65)	-0.000** (12.64)	-0.000** (7.56)	-0.000** (7.55)	-0.000** (4.12)	-0.000** (4.12)	-0.000* (2.48)	-0.000* (2.47)
Ann. work hrs.	0.059** (72.01)	0.059** (71.98)	0.031** (43.78)	0.031** (43.77)	0.038** (45.00)	0.038** (44.98)	0.021** (38.19)	0.021** (38.19)
Number of Children	-0.062** (6.65)	-0.062** (6.63)	0.013 (1.74)	0.013 (1.69)	-0.030** (3.04)	-0.030** (3.03)	0.014** (3.14)	0.014** (3.16)
Constant	7.678** (24.50)	7.665** (24.45)	7.791** (14.95)	7.792** (14.95)	7.156** (28.35)	7.155** (28.35)	7.178** (26.74)	7.178** (26.73)
Observations	16304	16304	17059	17059	12137	12137	17140	17140
# of resp.	3390	3390	3339	3339	2603	2603	3336	3336
R-squared	0.39	0.39	0.21	0.21	0.45	0.45	0.52	0.52

Appendix B: Fixed effects models with individual level controls for the United States, Germany, and Sweden

Sweden	Women		Men	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
Married	0.040 (0.49)	-0.045 (0.44)	0.005 (0.10)	-0.043 (0.71)
Private sector employment	0.323* (2.47)	0.326* (2.50)	0.205* (2.30)	0.207* (2.33)
Cohabiting		-0.111 (1.38)		-0.070 (1.46)
Age	0.108 (1.08)	0.092 (0.92)	0.114 (1.70)	0.130 (1.92)
Tenure	-0.009 (0.54)	-0.012 (0.71)	0.025 (1.84)	0.023 (1.66)
Age squared	-0.000 (0.33)	-0.000 (0.17)	-0.001 (1.01)	-0.001 (1.19)
Tenure squared	0.000 (0.19)	0.000 (0.34)	-0.001 (1.09)	-0.001 (1.01)
Education (in years)	-0.019 (0.78)	-0.023 (0.95)	-0.006 (0.37)	-0.003 (0.20)
Weekly hours worked	0.015** (4.04)	0.015** (4.13)	0.019** (6.23)	0.020** (6.40)
Number of children	0.010 (0.23)	0.011 (0.25)	-0.012 (0.49)	-0.006 (0.27)
Constant	8.318** (4.56)	8.750** (4.75)	8.494** (7.38)	8.167** (7.01)
Observations	375	375	339	339
Number of respondents	264	264	242	242
R-squared	0.35	0.36	0.53	0.54

Appendix C: Separate fixed effects models for men and women with low and high employment propensity scores (United States and Germany)

United States	Women Low		Women High		Men Low		Men High	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
Married	0.159 (1.37)		-0.060 (1.39)		-0.072 (0.93)		0.015 (0.33)	
Recent marriage		0.063 (0.57)		-0.028 (0.66)		0.044 (0.58)		-0.017 (0.35)
Age	-0.020 (0.22)	-0.018 (0.20)	0.125 (1.96)	0.117 (1.82)	0.418** (3.71)	0.410** (3.63)	-0.071 (0.70)	-0.065 (0.65)
Age squared	0.002 (1.37)	0.002 (1.34)	-0.001 (1.48)	-0.001 (1.42)	-0.006** (3.55)	-0.005** (3.46)	-0.001 (0.42)	-0.001 (0.46)
Experience	-0.020 (0.42)	-0.018 (0.38)	0.022 (0.58)	0.027 (0.71)	-0.128* (2.28)	-0.129* (2.29)	0.175* (2.34)	0.174* (2.32)
Exp. squared	-0.001 (0.54)	-0.001 (0.55)	0.000 (0.00)	0.000 (0.01)	0.004** (3.24)	0.004** (3.23)	-0.001 (0.69)	-0.001 (0.69)
Tenure	0.007** (6.11)	0.007** (6.08)	0.003** (4.33)	0.003** (4.33)	0.003** (2.90)	0.003** (2.88)	0.001* (2.34)	0.001* (2.34)
Tenure squared	-0.000** (4.61)	-0.000** (4.59)	-0.000** (2.98)	-0.000** (2.98)	-0.000 (1.08)	-0.000 (1.06)	-0.000 (1.05)	-0.000 (1.07)
Ann. work hrs.	0.065** (24.85)	0.065** (24.82)	0.046** (24.04)	0.046** (24.08)	0.051** (22.19)	0.051** (22.15)	0.013** (7.09)	0.013** (7.08)
Number of children	-0.087** (2.62)	-0.085** (2.59)	-0.022 (0.70)	-0.021 (0.69)	0.037 (1.25)	0.023 (0.84)	0.045* (2.02)	0.046* (2.05)
Constant	7.054** (4.99)	7.095** (5.02)	6.077** (6.09)	6.210** (6.18)	1.694 (1.01)	1.764 (1.05)	10.537** (6.71)	10.463** (6.67)
Observations	2710	2710	2788	2788	2786	2786	2794	2794
Number of re- spondents	1170	1170	1145	1145	1232	1232	1166	1166
R-squared	0.37	0.37	0.35	0.35	0.29	0.29	0.15	0.15

Appendix C: Separate fixed effects models for men and women with low and high employment propensity scores (United States and Germany)

Germany	Women Low		Women High		Men Low		Men High	
	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2	Model 1	Model 2
Married	0.515*		0.109		-0.126		0.012	
	(2.40)		(1.41)		(1.66)		(0.18)	
Recent marriage	-0.130	-0.102	-0.180	-0.170	-0.211**	-0.212**	0.096	0.100
	(1.73)	(1.38)	(1.85)	(1.76)	(3.27)	(3.31)	(0.83)	(0.86)
Age	0.003**	0.002*	0.001	0.001	0.001	0.001	-0.002**	-0.002**
	(2.69)	(2.40)	(1.35)	(1.28)	(1.57)	(1.66)	(3.25)	(3.40)
Age squared	0.039	0.030	0.230**	0.226**	0.262**	0.257**	0.143	0.147
	(0.89)	(0.68)	(3.13)	(3.07)	(6.05)	(5.95)	(1.29)	(1.32)
Experience	-0.001	-0.000	-0.003**	-0.003**	-0.002**	-0.002**	-0.001**	-0.001**
	(0.77)	(0.62)	(2.86)	(2.87)	(3.47)	(3.35)	(2.76)	(2.75)
Exp. squared	0.020*	0.021*	0.007	0.007	-0.001	-0.002	-0.011**	-0.011**
	(2.11)	(2.19)	(1.04)	(1.03)	(0.27)	(0.30)	(2.77)	(2.77)
Tenure	-0.001	-0.001	-0.001*	-0.001*	0.000	0.000	0.000	0.000
	(1.84)	(1.94)	(2.32)	(2.35)	(0.08)	(0.09)	(1.44)	(1.45)
Tenure squared	0.047**	0.047**	0.030**	0.030**	0.021**	0.021**	0.008**	0.008**
	(15.58)	(15.51)	(15.09)	(15.08)	(10.85)	(11.03)	(5.21)	(5.24)
Ann. work hrs.	0.037	0.046	0.052	0.054	0.008	-0.000	0.017	0.021
	(1.04)	(1.32)	(1.78)	(1.85)	(0.22)	(0.01)	(1.20)	(1.45)
Number of children		0.032		-0.034		-0.092*		0.035
		(0.45)		(0.60)		(2.07)		(1.41)
Constant	8.694**	8.660**	10.998**	10.872**	12.332**	12.300**	6.884**	6.832**
	(6.78)	(6.72)	(6.62)	(6.55)	(10.83)	(10.81)	(2.96)	(2.94)
Observations	1545	1545	2069	2069	1545	1545	2069	2069
Number of re- spondents	665	665	859	859	545	545	734	734
R-squared	0.39	0.38	0.36	0.36	0.38	0.38	0.51	0.51

Florian Schulz & Henriette Engelhardt

The development, educational stratification and decomposition of mothers' and fathers' childcare time in Germany. An update for 2001-2013

Die Entwicklung, die Bildungsstratifizierung und die Dekomposition der Zeitverwendung für Kinderbetreuung von Müttern und Vätern in Deutschland. Eine Aktualisierung für die Jahre 2001-2013

Abstract:

This study updates empirical knowledge about (1) the development, (2) the educational stratification, and (3) the decomposition of mothers' and fathers' childcare time in Germany with the most recent time use data. Using time series data from the German Time Use Study 2001/2002 and 2012/2013, we analyze time budgets for total childcare and six specific childcare activities on weekdays and weekends and estimate OLS regressions and Oaxaca decompositions. The study found that (1) total childcare time has increased for mothers and fathers between 2001 and 2013 and that this change is predominantly due to increased time for basic childcare. (2) It also found consistent evidence of an education gradient only for reading time with children. (3) If there is significant change of time budgets between 2001 and 2013, this change seems to be driven by behavioral change rather than changing demographics. Our empirical findings on childcare time in Germany do not provide evidence of dynamics and stratification but rather of stability and similarity across parents' educational levels. Besides the updates on German parents' development, stratification and decomposition of time use for childcare, these analyses show that change in total childcare is not due to a proportional change over all single activities but due to changes in a few activities only.

Key words: time, childcare, Germany, mothers, fathers

Zusammenfassung:

Diese Studie aktualisiert das empirische Wissen über die Entwicklung, die Bildungsstratifizierung und die Dekomposition der Zeitverwendung von Müttern und Vätern für Kinderbetreuung mit den aktuellen Zeitbudgetdaten für Deutschland. Auf Basis der letzten beiden Erhebungen der Deutschen Zeitverwendungsstudie 2001/2002 und 2012/2013 werden die Zeitbudgets für die Gesamtzeit für Kinderbetreuung sowie sechs Einzeltätigkeiten mit OLS-Regressionen und Oaxaca-Dekompositionen untersucht. Die Studie zeigt, dass (1) die Zeit für Kinderbetreuung von Müttern und Vätern zwischen 2001 und 2013 angestiegen ist, (2) es einen Bildungsgradienten für Vorlesen gibt und (3) signifikante Veränderungen in den Zeitbudgets nicht auf Kompositionsveränderung der Bevölkerung zurückgeführt werden können. Insgesamt belegt die Studie weniger die Dynamik als vielmehr die Stabilität und die geringe Bildungsdifferenzierung der Zeitverwendung für Kinderbetreuung. Darüber hinaus wird gezeigt, dass die Veränderungen in der Gesamtzeit für Kinderbetreuung nicht auf proportionale Veränderungen in allen, sondern nur auf Veränderungen in wenigen Einzeltätigkeiten zurückgeführt werden können.

Schlagwörter: Zeitverwendung, Kinderbetreuung, Deutschland, Mütter, Väter

Introduction

In Germany, the role of the family as a learning environment and the parents' contribution and support for the development of their children are traditionally of high socio-political importance. In this context, several recent international studies have highlighted that the time mothers and fathers spend on childcare is beneficial for the development and well-being of their children (e.g., Altintas 2016; Bonke/Esping-Andersen 2011; Hallberg/Klevmarken 2003; Kalil/Ryan/Corey 2012; Sayer/Gauthier/Furstenberg 2004; Dotti Sani/Treas 2016). There is early evidence in the literature that parents' time with children, shared parent-child activities and parental interaction with their children are positively linked to children's outcomes in later life (already, e.g., Leibowitz 1974, 1977). Further, there is ample evidence that parents' time for childcare is highly stratified: highly educated mothers and fathers tend to spend more time on childcare – and particularly developmental childcare – than lower educated parents (e.g., Altintas 2016; Dotti Sani/Treas 2016; Kalil/Ryan/Corey 2012; Sayer/Gauthier/Furstenberg 2004). This different investment behavior in children aroused a discussion about 'diverging destinies', that is, an increasing inequality with "important implications for long-term patterns of attainment and achievement" between children of higher versus lower educated parents (Kalil/Ryan/Corey 2012: 1362; McLanahan 2004).

However, to date, there is little and somewhat outdated evidence on these issues for Germany. The most recent time-use studies covering Germany (Berghammer 2013; Dotti Sani and Treas 2016) only cover periods until the early 2000s and, thus, the subsequent period until 2012/2013 is, as yet, unexplored. Besides official statistics (Statistisches Bundesamt 2015, 2017), there is no single 'case study' of parental time investments in their children in Germany. Germany has only been part of a few internationally comparative time use analyses (e.g., Berghammer 2013; Gauthier/Smeeding/Furstenberg 2004; Dotti Sani/Treas 2016). These previous analyses have focused more on general trends of aggregated time budgets and have not considered developments for more specific childcare activities. Yet, as studies have shown, analyzing the composition of total time for childcare and its development yields additional evidence of parental behavior regarding the interaction with their children (Craig/Powell/Smyth 2014).

In light of this, we contribute to the literature on parental childcare time in a number of ways. First, we provide an update of previous work in Germany. This is done by analyzing the developments in women's and men's childcare time over the most recent ten years using data from the 2001/2002 and 2012/2013 German Time Use Study. Second, we analyze trends for six specific childcare activities, subdividing total parental time use to a greater extent than before in the literature. Third, we provide evidence of the education gradient of total and specific childcare time in Germany over this decade in order to update knowledge on the social stratification of time use. Fourth, we do a decomposition analysis of time use developments between 2001/2002 and 2012/2013. The aim here is to assess the relative contribution of changing demographic distributions versus changes that are statistically independent from population parameters on childcare time, again primarily focusing on mothers' and fathers' education.

Background

In order to embed this study in the literature on changing time use for childcare, we review relevant research about the trends and explanations of development, stratification and decomposition of childcare time, describe previous evidence for Germany for each of these issues and add expectations derived from this background as guidance for our own empirical analyses. As research on parental childcare time has drawn on basically the same background literature over the years, the framework will be brief and reduced to the most important points which have proven to be shared by most of the other researchers in this field (e.g., Altintas 2016; Dotti Sani/Treas 2016; England/Srivastava 2013; Kalil/Ryan/Corey 2012; Sayer/ Bianchi/Robinson 2004; Sayer/Gauthier/Furstenberg 2004).

Development of childcare time

There is wide agreement in the literature that parental childcare time in western societies has increased over the last decades and that women spend more time with their children than men. This is the case despite an increase in adults' obligations in other spheres of life, especially the growth of women's participation in the labor market (e.g., Dotti Sani/Treas 2016; Gauthier/Smeeding/Furstenberg 2004; Sayer/Bianchi/Robinson 2004). This increase is commonly framed within the notion of changing ideas about parenting (as reviewed in, e.g., Altintas 2016; Dotti Sani/Treas 2016). Throughout western societies, patterns of parental involvement in children's cognitive, educational and social development have emerged over recent years. Mothers and fathers are becoming more and more aware that 'modern child rearing' requires active investment in developmentally enriching activities and, thus, quality time with their children. As Altintas (2016) outlines in a historical overview, approval and adoption of these new practices, labeled 'intensive mothering' (Hays) or 'new fatherhood', in everyday lives have increased over the last century. Concurrently, public discussion on child rearing and the positive effects of active parental involvement has triggered parents to increase their engagement in childcare. Taken together, "the idea that parents must contribute to their children's cognitive and social development by means of substantial time and financial investments" (Altintas 2016: 28) is interrelated with increasing childcare time, both processes mutually reinforcing each other.

For Germany, using data of the Multinational Time Use Study (MTUS), Gauthier, Smeeding, and Furstenberg (2004) reported that total time for childcare of mothers and fathers increased between the mid-1960s and the early 1990s. Berghammer (2013), using data of the German Time Use Survey from 1991/1992 and 2001/2002, and Dotti Sani and Treas (2016), using data of the MTUS, found that time budgets were rather stable in the subsequent decade until the early 2000s. All studies for Germany agreed that mothers spend more time on childcare than fathers do and that this gender gradient has been relatively stable over the years, although fathers contribution to childcare has slightly increased (Berghammer 2013; Dotti Sani/Treas 2016; Gauthier/Smeeding/Furstenberg 2004; Guryan/Hurst/Krearnay 2008; Sayer/Gauthier/Furstenberg 2004).

In our empirical study, we expect to find increasing or at least stable time budgets for childcare in Germany between 2001 and 2013. Given the intense public debate on child

development and early education of children in Germany in recent years, we at least expect to find an increase of time for developmental activities such as reading.

Stratification of childcare time: The education gradient

According to economic (human capital) theory, parents invest time and money to support the development of their children. The allocation of time, meanwhile, is decided on the basis of efficiency and opportunity costs. Given the increase of maternal, and the stability of paternal, employment over recent decades, this mechanism should have reduced time for childcare as it can be interpreted as not equally economically productive as spending time in paid labor. However, most time-use studies of childcare find exactly the opposite of the predictions of economic reasoning. That is to say, highly educated mothers and fathers spend more time for childcare, and especially in developmentally enriching activities (e.g., Altintas 2015, 2016; Bianchi/Robinson 1997; Craig/Powell/Smyth 2014; England/Srivastava 2013; Sayer/Gauthier/Furstenberg 2004). Kalil/Ryan/Corey (2012) further reported that highly educated parents tend to adjust their childcare activities with regard to the age-dependent developmental needs of their children.

Findings like these are in line with a ‘cultural explanation’ of the education gradient drawing on class-differential patterns of parenting (England/Srivastava 2013). In her study of ‘unequal childhoods’, Lareau (2011) suggests that parents with less education tend to view child development as “natural growth”. Thus, they try to address the basic needs of children in terms of emotional and material support but presume that skills and talents develop rather naturally without much parental intervention (Kalil/Ryan/Corey 2012: 1364). Highly educated parents, on the other hand, engage much more in their children’s lives in order to actively support their skill development early on – a pattern called “concerted cultivation”. Clearly, this perspective predicts a positive education gradient for mothers and fathers (England/Srivastava 2013). Additionally, highly educated parents should have better economic, social and normative resources to put the new ideologies of parenting, described above, into practice.

For Germany, Sayer, Gauthier, and Furstenberg (2004) and Guryan, Hurst, and Kearney (2008), both using data of the German Time Use Survey from 1991/1992, provided cross-sectional evidence of a positive education gradient in childcare time for women and men from the early 1990s: higher educated parents devoted significantly more time to childcare than did lower educated ones. Dotti Sani and Treas (2016), however, did not replicate this finding for 1992/1993 and 2001/2002; neither did Berghammer (2013).

In our empirical study, we not only provide updated evidence for the education gradient of total childcare time for the most recent decade in Germany, but also add evidence of the direction and significance on an education gradient for specific childcare activities.

Population composition and childcare time

Research has documented several compositional factors that are associated with childcare time (Berghammer 2013; Sandberg/Hofferth 2001; Sayer/Bianchi/Robinson 2004), for example, increased single parenting, declining family size, increased maternal employ-

ment, as well as educational expansion, especially for women. Regarding education – the main focus of our analysis – Sayer, Bianchi, and Robinson (2004: 7) argue that increasing average educational levels over time, together with the assumption of a positive education gradient, should produce an increase in mothers' and fathers' average time for childcare. For the US, Sayer, Bianchi, and Robinson (2004: 29-30) reported that 'negative' compositional changes for married mothers were compensated by 'positive' behavioral changes to account for an overall increase of mothers' time budgets for childcare. For married fathers, the relative contribution of behavioral change for the observed increasing childcare time is about 90 percent, with shifts in paternal education accounting for most of the remaining ten percent of compositional change. Sandberg and Hofferth conclude from their analysis of children's time with parents that "behavioral changes generally outweighed the effects of changes in demographics" (2001: 434).

For Germany, Berghammer (2013) has provided the only evidence so far on this issue. In her analysis of the German Time Use Survey between 1991/1992 and 2001/2002, she found that compositional shifts contribute only marginally, and, if so, negatively on parental time use for total childcare. However, as relatively perpetual time budgets in her observation period suggest, behavioral changes also have only marginal influence on parental childcare time.

In our empirical study, we examine, first, if Berghammer's (2013) 'null result' for total childcare time still holds for Germany, and, second, which patterns can be detected for single activities.

Data and method

Data

We used time series data of the two recent surveys of the German Time Use Study (GTUS), which were conducted as nationally representative household samples in 2001/2002 and 2012/2013 by the German Federal Statistical Office. These two repeated cross-sectional surveys portray the whole German population for all days of the week and for all months of the year, collecting data with the time diary approach. Using time diaries is regarded as superior in capturing time use patterns compared to other methods, such as stylized survey questions on time use (Kan/Pudney 2008). In particular, childcare time is captured in much greater detail in diary studies compared to typical population surveys and is claimed to be less prone to over-reporting and social desirability bias (e.g., Altintas 2016; Hofferth 2006).

The 2001/2002 and 2012/2013 GTUS were the second and third surveys of its kind, succeeding the first time budget survey of 1991/1992. In both surveys, a representative sample of more than 5000 German households was surveyed about their everyday behavior. Each household member aged 10 years or older kept a diary for three days (typically two weekdays and one weekend day) and recorded all activities in his or her own words using pre-given intervals of ten minutes each. The activities were subsequently coded according to the 2008 Guidelines for Harmonized European Time Use Surveys (Ehling/Holz/Kahle 2001; Maier 2014).

Sample selection

We analyzed the time use for childcare activities of all parents in both surveys with at least one child aged 13 years or younger in the household, to be comparable with the most recent study by Dotti Sani and Treas (2016). We restricted the sample to one- or two-parent households; that is, no other persons lived in these family households. This was done to ensure that parental time budgets could not be obviously affected by third persons. We used all diaries of the selected mothers and fathers, those from weekdays (Mondays to Fridays) as well as weekend days (Saturdays and Sundays). Kalil, Ryan, and Corey (2012) argue that, on weekends, parents might be more flexible in devoting time to their children, which increases the opportunities for intensive childcare and quality time for children. On weekdays, in turn, the available time budget for childcare is more restricted and, thus, represents more of an ‘active choice’ between competing activities such as leisure or recreation.

Eventually, we analyzed the time use of 2793 mothers and 2284 fathers, who recorded 5394 and 4401 diaries on weekdays and 2980 and 2442 diaries on weekends, respectively. Table A-1 summarizes the sample characteristics.

Outcome variables: Childcare activities

We analyzed trends in seven time-use variables: (1) overall time use for children, as all other previous studies for Germany did (Berghammer 2013; Dotti Sani/Treas 2016; Gauthier/Smeeding/Furstenberg 2004), and six more specific childcare activities within the overall time budget for children. These were as follows: (2) basic childcare, such as feeding, changing diapers, or daily hygiene; (3) helping, teaching and learning activities with children; (4) playing with children; (5) talking with children; (6) managerial activities for children; and (7) reading to and with children and telling them stories. Due to harmonization problems on the level of single activities, we did not use data from the first survey of the GTUS from 1991/1992; incidentally, the period between 1991 and 2002 has already been studied extensively by other researchers (Berghammer 2013; Dotti Sani/Treas 2016). We focused on primary activities only. This was because, first, developmental care, in particular, requires much more and direct attention to the child than that which is captured with secondary childcare time or time of co-presence with children. Second, main activities are presumably more efficient in capturing comparable time budgets in different surveys (Kitterød 2001). Table A-2 reports means and participation rates of the seven time budgets for childcare in our data.

Explanatory variables and controls

The main explanatory variables were mothers’ and fathers’ educational levels. We differentiated between women and men with (resembling ISCED 5+6 or CASMIN 3a+3b) or without university qualifications, as higher education is associated with higher material and mental resources as well as specific awareness of issues of child development (e.g., Dotti Sani/Treas 2016; England/Srivastava 2013).

We estimated separate models for mothers' and fathers' time use on weekdays and weekends throughout our analyses and further differentiated between the two survey years. In our regression models, we controlled for common demographics in analyses of childcare time (e.g., Altintas 2016; Kalil/Ryan/Corey 2012; Dotti Sani/Treas 2016; Monna/Gauthier 2008): age of respondents, partnership status, number of children in the household, and age of youngest child. Including various variables for labor market participation did not change the results.

Analytical strategy

First, applying OLS models, we regressed each of our seven time budgets on our main explanatory variable – educational level – controlling for other possible predictors, using cluster robust standard errors to account for up to two diaries per respondent. Based on the OLS models (Tables A-3, A-4), we estimated the margins at the means (Williams 2012) to draw the picture of development of childcare time for Germany, adjusting the time budgets by setting all covariates to the sample means (Figures 1, 2). Applying OLS regression is common in time-use research, and recent methodological studies justified the use of these models over other possible alternatives (Foster/Kalenkoski 2013; Stewart 2009). The conclusions from our OLS models proved to be robust compared to other modeling approaches.

Second, the b-coefficients and standard errors for the variable 'university degree' of each equation of the seven OLS models (Tables A-3, A-4) gave us information about the direction and the significance of education gradient of childcare time. This is because they can be interpreted as average marginal effects of education in the linear case (graphically displayed in Figures 3, 4).

Third, we analyzed if changes in the education distribution of the population had an effect on trends of mean childcare time in Germany (Table 1). Therefore, we applied a standard two-way decomposition technique (Powers/Hoshioka/Yun 2011). After estimating the dependent variable Y as a function of a linear combination of predictors and regression coefficients, the mean difference in Y between two time points is decomposed as follows:

$$\begin{aligned}\bar{Y}_{t2} - \bar{Y}_{t1} &= F(X_{t2}\beta_{t2}) - F(X_{t1}\beta_{t1}) \\ &= \{F(X_{t2}\beta_{t2}) - F(X_{t1}\beta_{t2})\} + \{F(X_{t1}\beta_{t2}) - F(X_{t1}\beta_{t1})\} = E + C\end{aligned}$$

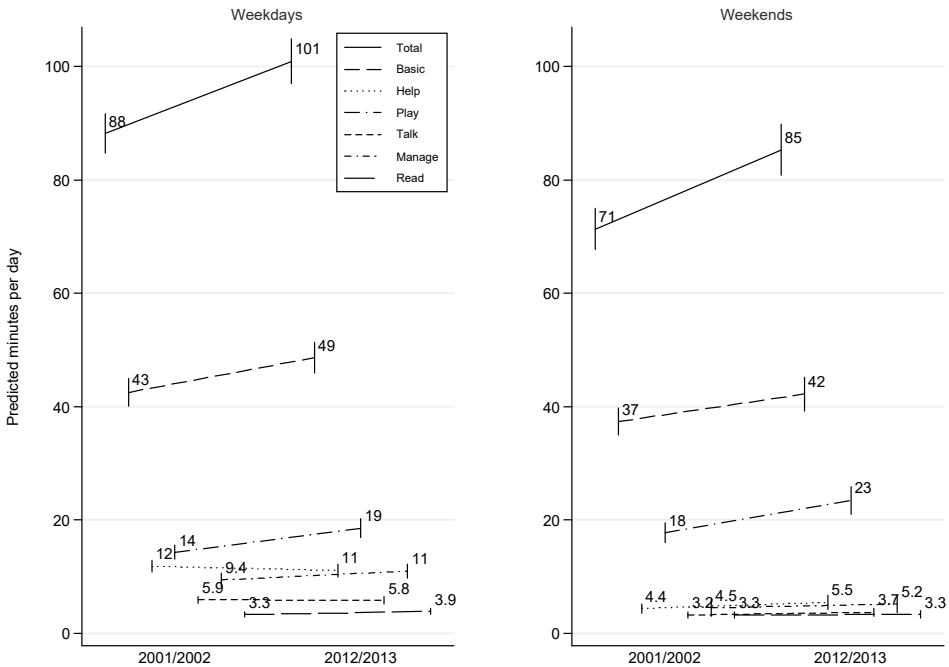
(Powers/Hoshioka/Yun 2011: 558). The first part of the decomposition E refers to the part of the differential attributable to differences in endowments or characteristics. The second part C refers to the part of the differential attributable to differences in coefficients. Usually, E is called the "explained component" and C is called the "unexplained component". A similar decomposition method is applied in childcare time-use research by Sayer, Bianchi, and Robinson (2004); although they did not run significance tests. Berghammer (2013) further estimated the EC interaction as a third component. This information does not add to our research question, however.

Results

Development of childcare time in Germany, 2001-2013

Figures 1 and 2 report mothers' and fathers' predicted childcare minutes per weekday (Mondays through Fridays) and per weekend day (Saturdays or Sundays) for the two survey years of 2001/2002 and 2012/2013.

Figure 1: Development of mothers' time use for total childcare and for specific activities, adjusted average minutes on weekdays and weekends



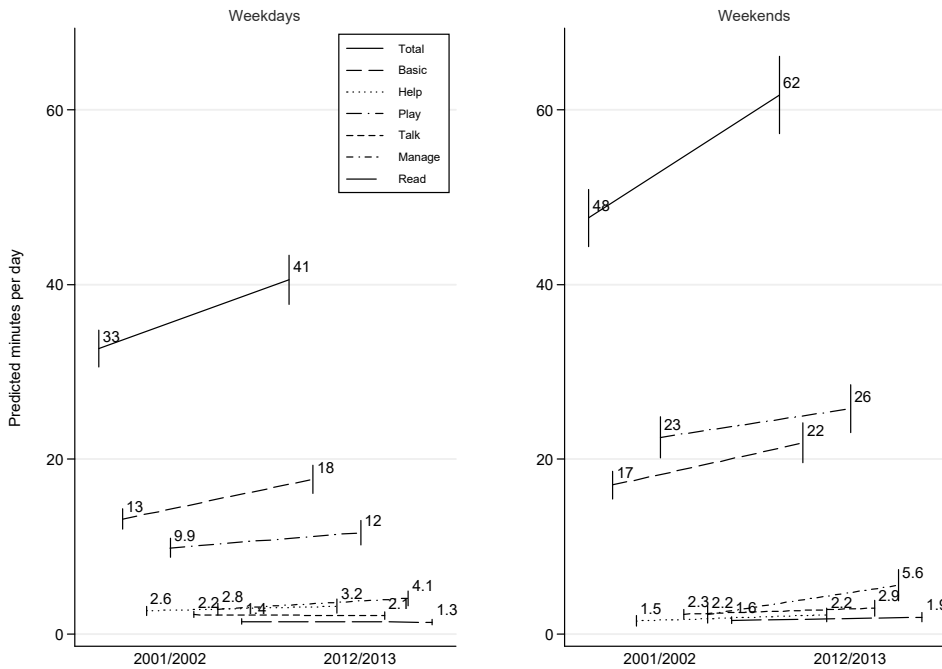
Note. Predictions and 95%-confidence intervals are calculated as margins at the means from the regression models in Table A2. Source: GTUS 2001/2002, 2012/2013, own calculations. A colored and resizable figure is available in the supplement to this article at <http://dx.doi.org/10.20378/irbo50338>.

For mothers (Figure 1), total time for childcare on weekdays has significantly increased over the most recent decade from 88 to 101 minutes per day. Time for basic childcare and playing with children has also increased by about ten minutes, making up for almost the whole change of total childcare time. All other time budgets – for helping, talking, managing and reading – have remained rather stable over our observation period, showing no significant changes for the predicted minutes per day.

On weekends, mothers' time for total childcare has increased significantly by about 14 minutes, so did time for playing with children by about 5 minutes. There are no significant changes for the other predicted time budgets.

For fathers (Figure 2), the picture for weekdays and weekend days is very similar. Total time for childcare on weekdays has increased significantly by an average of eight minutes per day, from 33 to 41 minutes. This was primarily caused by a significant change of basic childcare time by five minutes and only marginal and non-significant shifts in all the other activities.

Figure 2: Development of fathers' time use for total childcare and for specific activities, adjusted average minutes on weekdays and weekends



Note: Predictions and 95%-confidence intervals are calculated as margins at the means from the regression models in Table A3. Source: GTUS 2001/2002, 2012/2013, own calculations. A colored and resizable figure is available in the supplement to this article at <http://dx.doi.org/10.20378/irbo58338>.

On weekends, fathers' time for total childcare has significantly increased by about 14 minutes. Time for basic childcare and for managerial activities with and for children has also increased significantly by about 5 and 3 minutes, respectively.

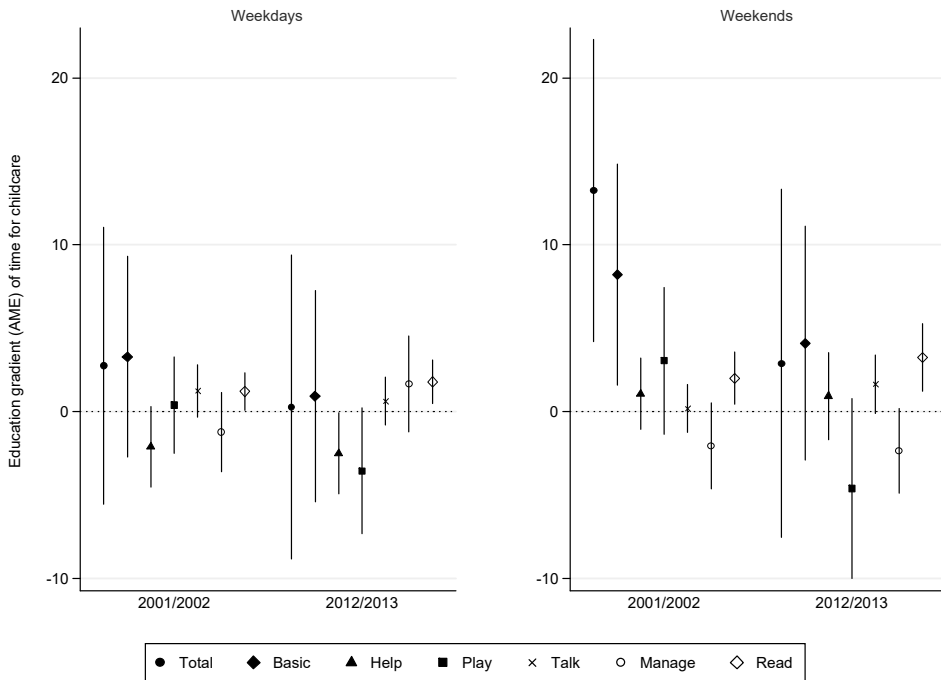
These findings basically mirror the trends that could have been expected from the existing literature. After a period of little change in childcare time between 1991/1992 and 2001/2002, childcare time in Germany slightly increased again in the early 2000s. However, in contrast to findings from other countries, especially the United States (Altintas

2016), time for developmental childcare activities – helping children with homework, explaining things to children, talking to and with children, reading to and with children and telling them stories, or managerial activities – has remained on a rather low level in terms of minutes per weekday, with about 30 minutes for mothers and 10 minutes for fathers in 2012/2013 (on weekends: 18 minutes for mothers and 12 minutes for fathers). Evidently, there has been virtually no change in these developmental activities over our observation period.

Stratification of childcare time in Germany, 2001-2013

Figures 3 and 4 show average marginal effects and 95% confidence intervals of our main independent variable – education – on the seven time budgets for childcare for mothers and fathers and for weekdays and weekend days.

Figure 3: Education gradients of mothers' childcare time for weekdays and weekends



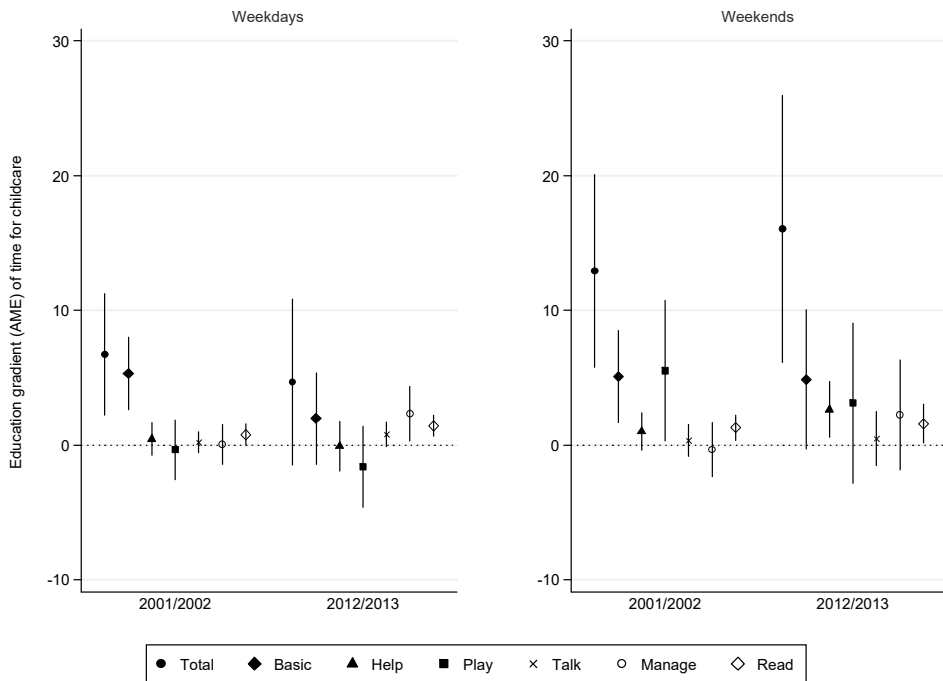
Note: Average marginal effects of education and 95%-confidence intervals from the regression models in Table A2. Source: GTUS 2001/2002, 2012/2013, own calculations. A colored and resizable figure is available in the supplement to this article at <http://dx.doi.org/10.20378/irbo58338>.

For mothers (Figure 3), we do not find a significant education gradient in time use on weekdays for total childcare, basic childcare, playing with children, talking with children and managing activities for the child in 2001/2002. However, there is a positive education

gradient for reading time in 2001/2002 and in 2012/2013: mothers with a university degree significantly spend more time reading with their children. Additionally, there is a negative education gradient for helping children in 2012/2013. On weekends, mothers display positive education gradients for total childcare time, basic childcare and reading in 2001/2002 and reading in 2012/2013.

For fathers, Figure 4 shows significantly (95% level) positive education gradients on weekdays for total and basic childcare time in 2001/2002 and for talking, managing and reading in 2012/2013. On weekends, fathers with university degrees spend more time for total childcare, basic childcare, playing and reading in 2001/2002 and for total childcare, helping and reading in 2012/2013.

Figure 4: Education gradients of fathers' childcare time for weekdays and weekends



Note: Average marginal effects of education and 95%-confidence intervals from the regression models in Table A3. Source: GTUS 2001/2002, 2012/2013, own calculations. A colored and resizable figure is available in the supplement to this article at <http://dx.doi.org/10.20378/irbo58338>.

Yet, one has to note that the absolute time budgets for reading with children on weekdays and weekends are rather low and do not exceed the level of a few minutes per day on average. Still, the positive education gradient for reading with children is consistently prevalent in all cases, given that men's gradient on weekdays in 2001/2002 is significant at the 90% level.

Decomposition of childcare time in Germany, 2001-2013

Table 1 reports the results of the decomposition analysis. The table shows the coefficients of the decomposition models for each of the seven time budgets for childcare, along with asterisks that indicate if the coefficient is statistically significant or not. The coefficients for “Total change” in the first row of each section (by gender and part of the week) of Table 1 show slightly more significant change than the predicted estimates in Figures 1, 2 which are based on Tables A-3, A-4. However, this does not affect the interpretation of the patterns found in the decomposition analysis.

Table 1: Results of the decomposition analysis for mothers and fathers on weekdays and weekends, 2001/2002-2012/2013

	Total	Basic	Help	Play	Talk	Manage	Read
Women							
Weekdays							
Total change	12.7***	6.1***	-0.8	4.2***	-0.1	1.6	0.6
Characteristics	-0.2	0.2	-0.6	0.3	-0.3	-0.4	0.3**
University degree	-0.0	0.0	-0.1*	-0.2*	0.0	0.1	0.1**
Coefficients	13.0***	5.9***	-0.2	3.9***	0.1	2.0*	0.3
University degree	-0.6	-0.6	-0.0	-1.0*	-0.1	0.7	0.1
Constant	7.5	-7.0	-1.4	2.0	4.9	8.4	2.8
Weekends							
Total change	14.0***	4.9**	1.1	5.7***	0.5	0.7	0.1
Characteristics	-0.1	0.5	-0.0	0.1	0.1	-1.1**	0.4**
University degree	0.1	0.2	0.0	-0.2	0.1*	-0.1	0.1***
Coefficients	14.1***	4.4*	1.1	5.6**	0.4	1.8	-0.4
University degree	-2.3	-0.9	0.1	-1.9*	0.4	-0.0	0.3
Constant	17.4	-12.9	0.6	11.3	5.9	9.9	3.0
Men							
Weekdays							
Total change	7.9***	4.6***	0.5	1.7*	-0.1	1.3*	-0.1
Characteristics	0.6	-0.4	0.2	0.3	0.2*	0.0	0.0
University degree	-0.1	-0.0	0.0	0.0	-0.0	-0.0**	-0.0***
Coefficients	7.3***	4.9***	0.3	1.4	-0.3	1.2*	-0.1
University degree	-0.8	-1.1	-0.3	-0.3	0.1	0.7*	0.2
Constant	9.4	16.7**	-5.3	12.3*	-5.0**	-2.4	-3.3*
Weekends							
Total change	14.1***	4.8***	0.7	3.3	0.7	3.3**	0.3
Characteristics	0.6	-0.1	-0.2	0.9	0.4	-0.5	0.1
University degree	-0.5	-0.2+	-0.1**	-0.1	-0.0	-0.1	-0.1*
Coefficients	13.5***	4.9**	0.9+	2.4	0.3	3.8**	0.2
University degree	0.9	0.0	0.5	-0.7	0.0	0.7	0.0
Constant	29.7	13.7	0.2	23.6	-1.3	-4.7	-2.5

Note: Coefficients of the decomposition (reduced table, coefficients for education only), and significance levels: * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$. Same regression equation as in Tables A-3, A-4 (but: binary for survey year and interaction of education and survey year are dropped). Source: GTUS 2001/2002, 2012/2013, own calculations. A full table with all coefficients of the decomposition analysis is available in the supplement to this article at <http://dx.doi.org/10.20378/irbo50338>.

For mothers, we find that slightly more than the total observed shift in total childcare time (102 %, that is $13.0/12.7*100$) is significantly explained by differences in coefficients. About -2 % of the differences in mothers' total childcare time is due to differences in the means of the covariates (not significant), with no significant differences in intercepts. Thus, behavioral change operates in a different direction than demographical change. Equalizing education would not be expected to increase the shift in childcare between 2001/2002 and 2012/2013 and, moreover, if women in 2012/2013 with a university degree behaved in the same way as in 2001/2002, total childcare would have significantly decreased (both coefficients not significant). The pattern for basic childcare and playing time with children is basically identical. Regarding reading time, the differences in the means of mothers' characteristics, and especially the increasing share of mothers with a university degree significantly explain differences between 2001/2002 and 2012/2013 for weekdays and weekends.

For fathers, only the change in coefficients contributes significantly to explaining the change in total and basic childcare time, accounting for about 92 % and 107% of total change, respectively. This holds for both weekdays and weekend days in similar fashion.

Overall, if there is significant change in time use for childcare, the decomposition analysis reveals that this change can be explained by a change in coefficients and not in terms of changing characteristics. This finding supports the explanation of changing time use due to 'behavioral shifts' for mothers and fathers, on weekdays and weekends, as it has been documented for other western countries. Furthermore, this finding updates Berghammer's (2013) study, who has not found significant change in behavior or in demographics.

Conclusions

After experiencing a decade of stability between 1990 and 2000 (Berghammer 2013), German society has seen an increase in mothers' and fathers' total time for childcare over the first decade of the 2000s. This increase mirrors the development of time use for children in the western world (Dotti Sani/Treas 2016) and is theoretically in line with the emergence and diffusion of parenting ideologies that promote and demand active parental investments in their children. The increase in time use for total childcare can be traced back to changes in a few specific childcare activities and is not due to a proportional change in all singular childcare tasks. In particular, there has been no increase and perpetually low absolute time budgets of primary developmental childcare.

Contrary to other countries, but in line with some previous findings for Germany, there is no evidence of an overall education gradient of childcare time over the observation period. Yet, we showed a positive education gradient for reading time. Highly educated mothers and fathers spend significantly more time reading to their children; although the absolute time budgets of this (primary) activity are only of symbolic relevance. However, reading is one of the most important developmental activities for children (Bianchi/Robinson 1997; Leibowitz 1977), and parental support and investment here is of particular importance for skill and language acquisition (e.g., Stanovich 1986). For this particular activity only, the notion of 'diverging destinies' seems to be relevant for Germany – a society, in which the intergenerational transmission of educational levels and

social status has always been much more salient than in other countries (Heineck/Riphahn 2009; Pfeffer 2008).

Our decomposition analysis yielded a concise pattern about the relative contribution of behavioral or demographical change to the development of childcare time in Germany. If there is significant change, it is driven by behavioral rather than demographical shifts. This pattern fits to international research which rather unanimously emphasized the relative importance of behavioral change over the decades (Sandberg/Hofferth 2001; Sayer/Bianchi/Robinson 2004).

Taken together, our empirical findings of childcare time in Germany do not provide evidence of dynamics and stratification, but rather of stability and similarity across parents' educational levels. Yet, there is slight evidence for processes of 'diverging destinies' when looking at the specific time budget for reading with children. To assess whether this trend holds over time will require further data. In the meantime, however, there should be research about how parental time for specific activities actually affects children's outcomes.

Acknowledgments

This study was funded by the Bavarian State Ministry of Labor and Social Affairs, Family and Integration within the annual working program of the State Institute for Family Research (ifb) at the University of Bamberg in 2016 and 2017. The content of this article does not reflect the official opinion of the Bavarian State Ministry of Labor and Social Affairs, Family and Integration. Responsibility for the information and views expressed herein lies entirely with the authors. Earlier versions of this paper were presented at the European Population Conference on September 3, 2016, in Mainz, Germany (Session 117, Child development) and at the Annual Meeting of the Population Association of America on April 28, 2017, in Chicago, USA (Session P9).

References

- Altintas, E. (2015). Educational differences in fathers' time with children in two parent families: Time diary evidence from the United States. *Family Science*, 6, 1, pp. 293-301. doi:10.1080/19424620.2015.1082340.
- Altintas, E. (2016). The widening education gap in developmental child care activities in the United States, 1965-2013. *Journal of Marriage and Family*, 78, 1, pp. 26-42. doi:10.1111/jomf.12254.
- Berghammer, C. (2013). Keine Zeit für Kinder? Veränderungen in der Kinderbetreuungszeit von Eltern in Deutschland und Österreich [No time for children? Changes in parents' child care time in Germany and Austria; in German]. *Zeitschrift für Soziologie* 42, 1, pp. 52-73. doi:10.1515/zfsoz-2013-0105.
- Bianchi, S. M. & Robinson, J. P. (1997). What did you do today? Children's use of time, family composition, and the acquisition of social capital. *Journal of Marriage and Family*, 59, 2, pp. 332-344. doi:10.2307/353474.
- Bonke, J. & Esping-Andersen, G. (2011). Family investments in children – Productivities, preferences, and parental child care. *European Sociological Review*, 27, 1, pp. 43-55. doi:10.1093/esr/jcp054.
- Craig, L., Powell, A. & Smyth, C. (2014). Towards intensive parenting? Changes in the composition and determinants of mothers' and fathers' time with children 1992-2006. *British Journal of Sociology*, 65, 3, pp. 555-579. doi:10.1111/1468-4446.12035.

- Dotti Sani, G.M. & Treas, J. (2016). Educational gradients in parent's child-care time across countries, 1965-2012. *Journal of Marriage and Family*, 78, 4, pp. 1083-1096. doi:10.1111/jomf.12305.
- Ehling, M., Holz, E. & Kahle I. (2001). Erhebungsdesign der Zeitbudgeterhebung 2001/2002 [Design of the German Time Use Study 2001/2001; in German]. *Wirtschaft und Statistik*, 6/2001 pp. 427-436. https://www.destatis.de/DE/Publikationen/WirtschaftStatistik/WirtschaftsrZeitbudget/Erhebungsdesign62001.pdf?__blob=publicationFile [Retrieved: 2017-03-10].
- 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, pp. 971-988. doi:10.1016/j.ssresearch.2013.03.003.
- Foster, G. & Kalenkoski, C.M. (2013). Tobit or OLS? An empirical evaluation under different diary window lengths. *Applied Economics*, 45, 20, pp. 2994-3010. doi:10.1080/00036846.2012.690852.
- 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, pp. 647-672. doi:10.1111/j.1728-4457.2004.00036.x.
- Guryan, J., Hurst, E. & Kearney, M. (2008). Parental education and parental time with children. *Journal of Economic Perspectives*, 22, 3, pp. 23-46. doi:10.1257/jep.22.3.23.
- Hallberg, D. & Klevmarke, A. (2003). Time for children: A study of parent's time allocation. *Journal of Population Economics*, 16, 2, pp. 205-226. doi:10.1007/s001480200133.
- Heineck, G. & Riphahn, R. (2009). Intergenerational transmission of educational attainment in Germany – The last five decades. *Journal of Economics and Statistics*, 229, 1, pp. 36-60. doi:10.1515/jbnst-2009-0104.
- Hofferth, S. L. (2006). Response bias in a popular indicator of reading to children. *Sociological Methodology*, 36, 1, pp. 301-315. doi:10.1111/j.1467-9531.2006.00182.x.
- Kan, M. Y., & Pudney, S. (2008). Measurement error in stylized and diary data on time use. *Sociological Methodology*, 38, 1, pp. 101-132. doi:10.1111/j.1467-9531.2008.00197.x.
- Kalil, A., Ryan, R., & Corey, M. (2012). Diverging destinies: Maternal education and the developmental gradient in time with children. *Demography*, 49, 4, pp. 1361-1383. doi:10.1007/s13524-012-0129-5.
- Kitterød, R. H. (2001). Does the recoding of parallel activities in time use diaries affect the way people report their main activities? *Social Indicators Research*, 56, 2, pp. 145-178. doi:10.1023/A:1012289811886.
- Lareau, A. (2011). *Unequal childhoods. class, race, and family life*. University of California Press (2nd edition). www.jstor.org/stable/10.1525/j.ctt1ppgj4.
- Leibowitz, A. (1974). Home investments in children. *Journal of Political Economy*; 82, 2, pp. S111-S131. doi:10.1086/260295.
- Leibowitz, A. (1977). Parental inputs and children's achievement. *Journal of Human Resources*, 12, 2, pp. 247-267. doi:10.2307/145387.
- Maier, L. (2014). Methodik und Durchführung der Zeitverwendungserhebung 2012/2013 [Design of the German Time Use Study 2012/2013; in German]. *Wirtschaft und Statistik*, 11/2014, pp. 672-679. https://www.destatis.de/DE/Publikationen/WirtschaftStatistik/WirtschaftsrZeitbudget/Zeitverwendungserhebung_112014.pdf;jsessionid=4FB215004419E30C84519E0311F76B7B.cae1?__blob=publicationFile [Retrieved: 2017-03-10].
- McLanahan, S. (2004). Diverging destinies: How children are faring under the Second Demographic Transition. *Demography*, 41, 4, pp. 607-627. doi:10.1353/dem.2004.0033.
- Monna, B. & Gauthier, A. H. (2008). A review of the literature in the social and economic determinants of parental time. *Journal of Family and Economic Issues*, 29, 4, pp. 634-653. doi:10.1007/s10834-008-9121-z.
- Pfeffer, F. T. (2008). Persistent inequality in educational attainment and its institutional context. *European Sociological Review*, 24, 5, pp. 543-565. doi:10.1093/esr/jcn026.
- Powers, D. A., Yoshioka, H., & Yun, M.-S. (2011). mvdcmp: Multivariate decomposition for nonlinear response models. *The Stata Journal*, 11, 4, pp. 556-576. <http://www.stata-journal.com/sjpdf.html?articlenum=st0241>.

- Sayer, L. C., Bianchi, S. M., & Robinson, J. P. (2004). Are parents investing less in children? Trends in mothers' and fathers' time with children. *American Journal of Sociology*, 110, 1, pp. 1-43. doi:10.1086/386270.
- Sayer, L. C., Gauthier, A. H., & Furstenberg, F. F. (2004). Educational differences in parents' time with children: Cross-national variations. *Journal of Marriage and Family*, 66, 5, pp. 1152-1169. doi:10.1111/j.0022-2445.2004.00084.x.
- Stanovich, K. E. (1986). Matthew effects in reading: Some consequences of individual differences in the acquisition of literacy. *Reading Research Quarterly*, 21, 4 21, pp. 360-407. <http://www.jstor.org/stable/747612>.
- Statistisches Bundesamt (2015). *Wie die Zeit vergeht. Ergebnisse zur Zeitverwendung in Deutschland 2012/2013* [How time flies. Time use in Germany 2012/2013; in German]. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt. https://www.destatis.de/DE/PresseService/Presse/Pressekonferenzen/2015/zeitverwendung/Pressebrochure_zeitverwendung.pdf;jsessionid=63BE92F7D0A763FDF9494E913CB6DF52.InternetLive?__blob=publicationFile [Retrieved: 2017-11-02].
- Statistisches Bundesamt (2017). *Wie die Zeit vergeht. Analysen zur Zeitverwendung in Deutschland. Beiträge zur Ergebniskonferenz der Zeitverwendungserhebung 2012/ 2013 am 5./6. Oktober 2016 in Wiesbaden* [How time flies. Analyses of time use in Germany 2012/2013; in German]. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt. https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/EinkommenKonsumLebensbedingungen/Zeitbudgeterhebung/TagungsbandWieDieZeitVergeht5639103169004.pdf?__blob=publicationFile [Retrieved: 2017-10-02].
- Stewart, J. (2009). *Tobit or not tobit?* U.S. Bureau of Labor Statistics. (BLS Working Papers, No. 432. <http://www.bls.gov/ore/pdf/ec090100.pdf> [Retrieved: 2017-03-08].
- Williams, R. (2012). Using the margins command to estimate and interpret adjusted predictions and marginal effects. *The Stata Journal*, 12, 21, pp. 308-331. <http://www.stata-journal.com/sjpdf.html?articlenum=st0260>.

Submitted on/Eingereicht am: 31.05.2017

Accepted on/Angenommen am: 04.11.2017

Anschriften des Autors und der Autorin/Addresses of the authors:

Dr. Florian Schulz (Corresponding author/Korrespondenzautor)
State Institute of Family Research at the University of Bamberg (ifb), and
University of Bamberg (Demography)
Heinrichsdamm 4
96047 Bamberg
Germany/Deutschland

E-Mail/Email: florian.schulz@ifb.uni-bamberg.de

Prof. Dr. Henriette Engelhardt-Wöfler
University of Bamberg (Demography), and
State Institute of Family Research at the University of Bamberg (ifb)
Feldkirchenstr. 21
96052 Bamberg
Germany/Deutschland

E-Mail/Email: henriette.engelhardt-woelfler@uni-bamberg.de

Appendix

Table A-1: Sample characteristics, by sex of respondent, survey year, and weekdays and weekends

	2001/2002		2001/2002		2012/2013		2012/2013	
	Weekdays		Weekends		Weekdays		Weekends	
	m	sd	m	sd	m	sd	m	sd
Women								
No university degree	.77		.77		.73		.74	
University degree	.23		.23		.27		.26	
Age	37.87	5.20	37.87	5.22	39.60	6.24	39.58	6.32
Single parent household	.01		.01		.02		.02	
Couple household	.99		.99		.98		.98	
Number of children	1.83	.98	1.83	.98	1.73	.95	1.73	.94
Youngest child 0-2	.18		.18		.19		.20	
Youngest child 3-5	.21		.21		.20		.20	
Youngest child 6-9	.31		.31		.20		.31	
Youngest child 10-12	.31		.30		.31		.30	
Number of diaries	2962		1614		2432		1366	
Number of respondents	1520		1522		1249		1252	
Diaries per respondent	1.95		1.06		1.95		1.09	
Men								
No University degree	.66		.66		.68		.69	
University degree	.34		.34		.32		.31	
Age	40.80	6.32	40.74	6.28	42.58	7.14	42.61	7.08
No partner	.19		.19		.18		.18	
Couple household	.81		.81		.82		.82	
Number of children	2.08	.86	2.07	.86	1.94	.81	1.94	.80
Youngest child 0-2	.19		.19		.22		.22	
Youngest child 3-5	.23		.23		.21		.20	
Youngest child 6-9	.29		.30		.29		.20	
Youngest child 10-12	.29		.29		.28		.28	
Number of diaries	2421		1322		1980		1120	
Number of respondents	1245		1244		1020		1029	
Diaries per respondent	1.94		1.06		1.94		1.09	

Note: All respondent characteristics are based on the sample of diaries which is used for the analyses. Compared to the pure respondent sample, the differences are negligible. Source: GTUS 2001/2002, 2012/2013; own calculations.

Table A-2: Average minutes and participation rates per weekdays and weekend days of each childcare activity, by sex, survey year, education

	Total		Basic		Help		Play		Talk		Manage		Read	
	m	p	m	p	m	p	m	p	m	p	m	p	m	p
Women – Weekdays														
2001/2002	88	.84	43	.69	12	.28	14	.24	6	.23	9	.15	3	.13
No univ. deg.	88	.84	42	.70	12	.29	14	.24	6	.22	9	.15	3	.12
Univ. deg.	88	.83	43	.68	10	.24	14	.25	7	.26	8	.17	4	.17
2012/2013	101	.85	49	.73	11	.24	19	.26	6	.22	11	.24	4	.15
No univ. deg.	98	.85	46	.73	12	.25	19	.26	6	.21	10	.23	3	.13
Univ. deg.	110	.85	55	.74	9	.21	18	.28	6	.23	13	.29	6	.20
Women – Weekends														
2001/2002	71	.72	37	.60	4	.10	18	.27	3	.12	4	.04	3	.12
No univ. deg.	68	.72	35	.59	4	.10	17	.26	3	.12	5	.05	3	.11
Univ. deg.	82	.73	44	.62	5	.10	20	.30	3	.14	2	.03	5	.16
2012/2013	85	.76	42	.64	5	.10	23	.29	4	.12	5	.06	3	.12
No univ. deg.	82	.74	39	.62	5	.09	24	.29	3	.11	6	.06	2	.10
Univ. deg.	95	.80	50	.70	6	.13	22	.30	5	.15	3	.06	6	.17
Men – Weekdays														
2001/2002	33	.55	13	.36	3	.07	10	.20	2	.10	3	.05	1	.06
No univ. deg.	31	.53	11	.34	2	.07	10	.20	2	.09	3	.05	1	.05
Univ. deg.	37	.60	16	.44	3	.08	9	.20	2	.11	3	.05	2	.08
2012/2013	41	.59	18	.44	3	.07	12	.19	2	.09	4	.10	1	.06
No univ. deg.	38	.56	17	.41	3	.07	12	.19	2	.08	3	.09	1	.04
Univ. deg.	46	.66	20	.50	3	.07	11	.22	3	.11	6	.11	2	.11
Men – Weekends														
2001/2002	48	.56	17	.39	1	.03	23	.29	2	.09	2	.02	2	.07
No univ. deg.	44	.54	15	.37	1	.03	21	.27	2	.08	2	.02	1	.05
Univ. deg.	55	.61	20	.44	2	.05	26	.33	3	.10	2	.02	2	.09
2012/2013	62	.59	22	.44	2	.04	26	.30	3	.08	6	.05	2	.06
No univ. deg.	56	.56	20	.40	1	.03	25	.29	3	.07	5	.05	1	.05
Univ. deg.	74	.68	26	.51	4	.06	28	.34	3	.10	7	.07	3	.09

Note: m mean; p percentage of respondents who reported positive activity time different from zero.

Source: GTUS 2001/2002, 2012/2013; own calculations.

Table A-3: OLS regressions of mothers' time budgets for childcare, separate estimations for weekdays and weekends

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Total	Basic	Help	Play	Talk	Manage	Read
Weekdays							
University degree ^a	2.74 (4.24)	3.28 (3.07)	-2.12 (1.23)	0.38 (1.48)	1.22 (0.80)	-1.24 (1.21)	1.20* (0.58)
Age	-0.50 (0.31)	-0.42* (0.21)	0.07 (0.08)	-0.23 (0.13)	0.02 (0.06)	-0.09 (0.10)	0.08* (0.04)
Single ^b	12.14** (3.99)	7.64** (2.77)	0.15 (1.23)	-1.71 (1.59)	2.68*** (0.79)	2.70 (1.44)	0.32 (0.51)
Children in household	5.15** (1.76)	2.27 (1.29)	2.46*** (0.53)	-3.67*** (0.63)	1.56*** (0.30)	2.08** (0.74)	-0.01 (0.24)

	(1) Total	(2) Basic	(3) Help	(4) Play	(5) Talk	(6) Manage	(7) Read
Weekdays							
Youngest child 3-5 ^c	-95.56*** (5.45)	-74.40*** (4.42)	2.37 [†] (0.99)	-22.28*** (2.40)	1.40 [†] (0.61)	-3.21 (1.64)	0.37 (0.69)
Youngest child 6-9 ^c	-120.60*** (5.49)	-94.82*** (4.32)	12.59*** (1.27)	-36.04*** (2.27)	3.66*** (0.66)	-4.23 [†] (1.69)	-2.41*** (0.68)
Youngest child 10-12 ^c	-159.04*** (5.49)	-112.90*** (4.30)	7.13*** (1.39)	-41.88*** (2.33)	4.05*** (0.79)	-9.21*** (1.64)	-5.91*** (0.65)
East Germany ^d	-7.92 [†] (3.40)	-3.54 (2.40)	-3.05*** (0.84)	-0.48 (1.46)	0.29 (0.64)	-0.99 (1.03)	-0.68 (0.40)
Survey year 2012/2013 ^e	13.51*** (3.13)	6.51** (2.20)	-0.22 (0.96)	4.94*** (1.30)	0.13 (0.56)	1.21 (1.07)	0.24 (0.39)
Univ. degr. # Surv. 2012	-2.48 (6.31)	-2.36 (4.50)	-0.39 (1.74)	-3.94 (2.43)	-0.59 (1.06)	2.90 (1.87)	0.58 (0.87)
Constant	201.84*** (11.66)	131.80*** (8.87)	-1.07 (2.70)	58.50*** (4.89)	-1.34 (1.71)	13.74*** (3.64)	2.40 (1.37)
Respondents	2757	2757	2757	2757	2757	2757	2757
Observations	5370	5370	5370	5370	5370	5370	5370
R-squared	0.343	0.364	0.053	0.192	0.022	0.019	0.050
Weekends							
University degree ^a	13.24** (4.61)	8.21 [†] (3.38)	1.06 (1.10)	3.05 (2.24)	0.18 (0.72)	-2.07 (1.31)	1.99 [†] (0.80)
Age	-0.66 [†] (0.33)	-0.29 (0.20)	0.09 (0.08)	-0.46** (0.17)	0.06 (0.05)	-0.29 [†] (0.14)	0.17*** (0.04)
Single ^b	8.29 (4.62)	5.82 [†] (2.79)	-1.47 (1.08)	-4.32 (2.32)	2.29** (0.74)	4.84 [†] (2.01)	1.12 (0.61)
Children in household	-0.24 (1.89)	1.44 (1.30)	0.49 (0.39)	-4.91*** (1.01)	0.37 (0.27)	1.93** (0.60)	0.07 (0.27)
Youngest child 3-5 ^c	-77.78*** (5.78)	-66.23*** (4.50)	1.54 [†] (0.66)	-18.57*** (3.21)	-0.12 (0.76)	4.02*** (1.20)	1.51 (0.86)
Youngest child 6-9 ^c	-112.21*** (5.68)	-88.49*** (4.34)	6.73*** (1.07)	-33.39*** (2.92)	-0.17 (0.72)	5.88*** (1.60)	-2.53*** (0.74)
Youngest child 10-12 ^c	-139.41*** (5.91)	-102.94*** (4.38)	4.94*** (1.18)	-41.02*** (3.05)	-0.33 (0.78)	6.37** (2.11)	-5.85*** (0.71)
East Germany ^d	-4.43 (3.87)	-1.95 (2.56)	1.72 (1.02)	-1.96 (2.08)	0.90 (0.68)	-2.40 [†] (1.22)	-0.06 (0.49)
Survey year 2012/2013 ^e	15.88*** (3.50)	5.01 [†] (2.25)	0.92 (0.91)	7.49*** (1.88)	0.01 (0.51)	1.77 (1.46)	-0.62 (0.40)
Uni # 2012/2013	-10.37 (7.07)	-4.12 (4.95)	-0.14 (1.74)	-7.67 [†] (3.55)	1.46 (1.15)	-0.29 (1.90)	1.23 (1.31)
Constant	185.86*** (12.34)	115.30*** (8.04)	-3.90 (2.61)	71.28*** (6.74)	-0.08 (1.85)	7.21 (4.53)	-1.81 (1.48)
Respondents	2769	2769	2769	2769	2769	2769	2769
Observations	2968	2968	2968	2968	2968	2968	2968
R-squared	0.317	0.379	0.023	0.153	0.007	0.010	0.060

Note: Reference categories: ^a No university education, ^b Couple household, ^c Youngest child 0-2, ^d West Germany, ^e Survey year 2001/2002. Significance levels: * p<.05, **p<.01, *** p<.001. Source: GTUS 2001/2002 and 2012/2013; own calculations.

Table A-4: OLS regressions of fathers' time budgets for childcare, separate estimations for weekdays and weekends

	(1) Total	(2) Basic	(3) Help	(4) Play	(5) Talk	(6) Manage	(7) Read
Weekdays							
University degree ^a	6.74** (2.30)	5.33*** (1.37)	0.45 (0.62)	-0.35 (1.12)	0.20 (0.39)	0.06 (0.75)	0.78 (0.41)
Age	-0.08 (0.19)	-0.21* (0.10)	0.08* (0.04)	-0.10 (0.08)	0.07* (0.03)	0.03 (0.07)	0.01 (0.02)
Single ^b	17.56* (8.66)	8.89 (5.31)	7.10** (2.52)	1.80 (4.15)	-0.28 (0.77)	-0.10 (1.23)	-0.20 (0.59)
Children in household	-2.63* (1.12)	0.39 (0.72)	0.25 (0.29)	-3.70*** (0.53)	0.35 (0.19)	0.36 (0.41)	-0.07 (0.15)
Youngest child 3-5 ^c	-30.31*** (3.45)	-18.21*** (2.03)	-0.19 (0.48)	-13.24*** (1.95)	0.39 (0.35)	0.79 (0.82)	0.36 (0.47)
Youngest child 6-9 ^c	-41.54*** (3.42)	-24.14*** (2.07)	2.36*** (0.63)	-20.05*** (1.78)	1.03* (0.42)	0.76 (0.93)	-1.36** (0.42)
Youngest child 10-12 ^c	-56.93*** (3.49)	-30.98*** (2.07)	1.40 (0.74)	-24.26*** (1.81)	0.55 (0.46)	-1.09 (0.93)	-5.91*** (0.65)
East Germany ^d	-56.93*** (3.49)	-30.98*** (2.07)	1.40 (0.74)	-24.26*** (1.81)	0.55 (0.46)	-1.09 (0.93)	-2.19*** (0.40)
Survey year 2012/2013 ^e	7.54*** (2.25)	5.66*** (1.27)	0.54 (0.55)	1.46 (1.20)	-0.42 (0.33)	0.52 (0.61)	-0.30 (0.24)
Uni # 2012/2013	-2.06 (3.90)	-3.35 (2.20)	-0.52 (1.10)	-1.27 (1.88)	0.61 (0.61)	2.27 (1.30)	0.64 (0.57)
Constant	74.69*** (7.67)	39.25*** (4.03)	-2.47 (1.38)	37.91*** (3.54)	-2.07 (1.07)	0.57 (2.50)	1.75 (0.93)
Respondents	2262	2262	2262	2262	2262	2262	2262
Observations	4395	4395	4395	4395	4395	4395	4395
R-squared	0.157	0.174	0.015	0.117	0.011	0.006	0.030
Weekends							
University degree ^a	12.92*** (3.65)	5.09** (1.75)	1.02 (0.72)	5.52* (2.66)	0.33 (0.60)	-0.33 (1.03)	1.30** (0.48)
Age	-0.42 (0.25)	-0.26* (0.13)	0.02 (0.04)	-0.15 (0.17)	0.07 (0.05)	-0.09 (0.06)	-0.01 (0.03)
Single ^b	13.73 (12.69)	3.72 (3.84)	-1.80* (0.74)	8.53 (11.10)	0.82 (2.38)	1.43 (4.30)	1.46 (2.18)
Children in household	-4.87** (1.67)	-0.56 (0.85)	0.32 (0.33)	-5.32*** (1.14)	-0.20 (0.23)	1.30* (0.60)	-0.33 (0.18)
Youngest child 3-5 ^c	-42.59*** (5.22)	-23.81*** (2.77)	-0.13 (0.41)	-21.29*** (3.79)	0.71 (0.71)	2.13 (1.18)	0.01 (0.69)
Youngest child 6-9 ^c	-66.59*** (5.02)	-33.98*** (2.68)	1.80** (0.68)	-38.77*** (3.43)	1.55* (0.78)	4.42** (1.48)	-1.69** (0.59)
Youngest child 10-12 ^c	-91.58*** (5.04)	-42.41*** (2.64)	1.80** (0.63)	-49.20*** (3.53)	-0.43 (0.75)	2.48 (1.32)	-2.85*** (0.57)

	(1) Total	(2) Basic	(3) Help	(4) Play	(5) Talk	(6) Manage	(7) Read
East Germany ^d	-5.09 (3.53)	-1.39 (1.75)	-0.07 (0.49)	-1.53 (2.45)	0.52 (0.72)	-2.42** (0.92)	-0.49 (0.40)
Survey year 2012/2013 ^e	12.25*** (3.40)	4.71** (1.72)	0.28 (0.50)	2.98 (2.26)	0.47 (0.61)	3.02* (1.23)	0.24 (0.33)
Uni # 2012/2013	3.13 (6.19)	-0.22 (3.18)	1.61 (1.27)	-2.40 (4.00)	0.16 (1.17)	2.57 (2.32)	0.30 (0.85)
Constant	126.28*** (9.87)	54.82*** (5.17)	-1.15 (1.17)	68.33*** (6.99)	-0.97 (1.75)	1.13 (2.50)	3.41*** (0.93)
Respondents	2270	2270	2270	2270	2270	2270	2270
Observations	2439	2439	2439	2439	2439	2439	2439
R-squared	0.226	0.201	0.015	0.159	0.007	0.012	0.032

*Tim Sandmann† & Klaus Preisner**

Religiosität und Fertilität: Eine empirische Untersuchung des Einflusses von Religiosität auf Elternschaft und Kinderzahl

Religiousness and fertility: An empirical investigation of the effect of religiousness on parenthood and number of children

Zusammenfassung:

Anhand der Daten der Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften von 2012 wird für Ost- und Westdeutschland der Einfluss christlicher Religiosität auf a) die Wahrscheinlichkeit der Elternschaft und b) die Anzahl der Kinder mithilfe von Poisson-Logit-Hurdle-Modellen untersucht. Religiosität wird hierbei anhand des mehrdimensionalen Konzepts der Zentralität nach Huber gemessen. Zunächst wird geprüft, ob Religiosität einen Effekt auf Elternschaft und die realisierte Kinderzahl hat, was nur in Westdeutschland der Fall ist. Schließlich wird untersucht, über welche Mechanismen die vorgefundenen Effekte vermittelt werden, wobei als Mediatoren Kindernutzen, Fertilitätsnormen, Bewertung von Geburtenkontrolle, Geschlechterrollen sowie Eheaffinität berücksichtigt werden. Die Mediationsanalysen für Westdeutschland deuten darauf hin, dass religiöse Personen vor allem aufgrund ihrer stärkeren Präferenz für die Ehe häufiger den Übergang zur Elternschaft vollziehen. Obwohl die Mediatoren die erwarteten Zusammenhänge mit Religiosität und Familiengröße aufweisen, kann die höhere Kinderzahl religiöser Personen kaum mit den verwendeten Mediatoren erklärt werden.

Abstract:

The effect of religiosity on a) the likelihood to have children, and b) the number of children is analyzed for East- and West-Germany using the Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften 2012 data and poisson-logit hurdle models. Religiosity is measured with Huber and Huber's multidimensional concept of centrality. At first, the effect of religiosity on the likelihood to have children and the number of children is analyzed for East and West Germany – showing that religiosity influences fertility only in West Germany. Finally, mediator variables such as value of children, fertility norms, opinion on birth control, traditional gender roles as well as marriage patterns are used to explain why centrality increases fertility in West Germany. The analyses show that religious persons are more likely to have children, in particular because they more often marry. Although the mediator variables show the expected correlations with religiosity and family size, the mediators hardly explain the greater number of children in religious people.

* Anmerkung des Co-Autors: Der gemeinsam verfasste Beitrag ist aus einem Forschungsprojekt von Tim Sandmann (Sandmann 2015) hervorgegangen, welches ich betreut habe. Im Verlauf der Begutachtung des Manuskripts ist der Erstautor Tim Sandmann verstorben. Der Beitrag wurde daraufhin von mir auf der Grundlage der Gutachten überarbeitet und mit Einverständnis der Zeitschrift für Familienforschung/Journal of Family Research zur Publikation gebracht. Ich übernehme daher die alleinige Verantwortung. Die Anerkennung gebührt jedoch Tim Sandmann.

Schlagwörter: Religiosität, Konfession, Fertilität, Hurdle-Models, Fertilitätsnormen, Nutzen von Kindern, Ehe, Geburtenkontrolle, Geschlechterrollen

Key words: religiosity, fertility, hurdle-models, fertility norms, value of children, marriage, birth control, gender roles

1. Einleitung

Familie und Elternschaft galten in Deutschland lange als Selbstverständlichkeit im Lebenslauf. Diese Selbstverständlichkeit wurde jedoch zunehmend in Frage gestellt, was sich in einem Geburtenrückgang und in einem Anstieg der Kinderlosigkeit ab den 1980er Jahren äußerte. Die Veränderungen der Fertilität wurden erst in den 1990er Jahren in der Wissenschaft und schließlich in den 2000er Jahren auch in der Politik thematisiert. Einerseits stand dabei die Frage im Vordergrund, welche Faktoren den Geburtenrückgang bewirken, andererseits, wie Familiengründungen und Geburten weiterer Kinder angeregt werden können. Die demographischen Entwicklungen sollten dabei nicht unabhängig von Entwicklungen im Bereich der Religiosität betrachtet werden. Zum einen fand im Zeitraum des Geburtenrückgangs auch eine Säkularisierung statt, welche sich z.B. in der Zunahme Konfessionsloser und im Rückgang an Kirchgängern und Gläubigen zeigt (Lois 2011a; Pollack/Müller 2013). Zum anderen ist aus nationalen und internationalen Studien bekannt, dass religiöse Personen im Schnitt mehr Kinder bekommen als säkulare (siehe z.B. Kröhnert/Klingholz 2010).

Dies wirft die Frage auf, über welche Kanäle sich Religiosität auf das Reproduktionsverhalten auswirkt. In der vorliegenden Arbeit wird daher der Einfluss christlicher Religiosität auf Elternschaft und Kinderzahl anhand der Daten der Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS) 2012 mithilfe von Poisson-Logit- Hurdle-Modellen untersucht. Da bisher – insbesondere für den deutschsprachigen Raum – nur wenige Studien systematisch die Wirkungsweise von Religiosität analysieren, stehen potenzielle Mediatoren im Fokus der Arbeit. Die Analyse wurde auf Konfessionslose und christliche Glaubensgemeinschaften eingeschränkt, da die sehr kleinen Fallzahlen bei anderen Religionsgemeinschaften wie Islam, Judentum oder Hinduismus keine separaten Analysen zulassen.

Wir gehen zunächst auf den Forschungsstand zum Zusammenhang zwischen Religiosität und Fertilität ein und stellen im zweiten Teil den theoretischen Rahmen der Arbeit vor. Im dritten Teil werden verschiedene potenzielle Mediatoren diskutiert: Kindernutzen, Fertilitätsnormen, Bewertung von Geburtenkontrolle, Geschlechterrollen sowie Eheaffinität und -stabilität. Es folgt die Darstellung des Datensatzes, der Operationalisierungen und der Analysestrategie. Anschließend werden die Befunde vorgestellt und diskutiert.¹

2. Forschungsstand

Verschiedene Analysen deutscher Querschnittsdaten zeigen, dass Angehörige einer Religion eine höhere Fertilität als Konfessionslose aufweisen, und dass außerdem ein Zusammenhang zwischen verschiedenen Indikatoren der Religiosität und der Kinderzahl besteht

1 Das vorliegende Manuskript basiert in seinen Grundzügen auf einer Qualifikationsarbeit zum Thema „Religiosität und Fertilität“, die einer der Autoren verfasst hat.

(Arránz Becker et al. 2010; Blume et al. 2006; EKD 2014: 48-49; Fuchs 2009: 355; Hubert 2010, 2015; Ramsel 2011).

Der positive demographische Einfluss von Religion bzw. Religiosität konnte auch in anderen Ländern nachgewiesen werden, z.B. in Österreich (Heineck 2006), den USA (Hayford/Morgan 2008) und Spanien (Adsera 2006a). Ferner zeigen ländervergleichende Studien einen positiven Zusammenhang zwischen Religion bzw. Religiosität und der Kinderzahl sowie anderen fertilitätsbezogenen Variablen wie beispielsweise der idealen Kinderzahl (z.B. Philipov/Berghammer 2007, Frejka/Westhoff 2006, Adsera 2006b).

Wir gehen davon aus, dass die Zugehörigkeit zu einer Religion keinen direkten Effekt auf die Fertilität hat, solange diese nicht auch mit Glaube und einer religiösen Praxis einhergeht. Mit dieser Annahme übereinstimmend, steigt in einer Untersuchung von Brose (2006) der Einfluss der konfessionellen Zugehörigkeit auf die Fertilität mit der Intensität religiöser Partizipation und der religiösen Selbsteinschätzung. Auf der anderen Seite ist es fraglich, ob Religiosität auch außerhalb konfessioneller Zugehörigkeit einen gerichteten positiven Effekt auf die Fertilität entfalten kann (Lehrer 2004).

Die vorgefundenen Zusammenhänge können ferner aufgrund der Verwendung von Querschnittsdaten nicht ohne weiteres als kausale Effekte von Religion bzw. von Religiosität interpretiert werden – denn auch ein umgekehrter Einfluss sowie eine wechselseitige Beeinflussung von Religiosität und Fertilität sind denkbar. Lois (2011b) liefert anhand des Sozio-oekonomischen Panels Hinweise, dass zumindest die Kirchgangshäufigkeit mit der Zahl der Kinder ab fünf Jahren steigt. Berghammer findet in den Daten des Dutch Panel hingegen keinen Effekt der ersten Elternschaft auf die Häufigkeit des Kirchgangs (Berghammer 2012). Allerdings stellte sich die Kirchgangshäufigkeit als starker Prädiktor des zukünftigen Reproduktionsverhaltens heraus.

Zudem muss in Betracht gezogen werden, dass religiöse Personen früher Kinder bekommen oder die Geburtenbiografie früher abschließen könnten als säkulare, was bei Stichproben mit einem hohen Anteil unabgeschlossener Geburtsbiografien zu Scheinunterschieden in der durchschnittlichen Kinderzahl führen kann (Brose 2006: 275f.). Zwar kann bei religiösen Frauen in Deutschland ein späterer Übergang zur Elternschaft beobachtet werden, allerdings bekommen religiöse Frauen – gemessen über Kirchenbesuche bzw. Teilnahme an religiösen Veranstaltungen oder Bedeutung von Religion im Alltag – früher ein zweites Kind (Berghammer/Schuster 2010; Arránz Becker et al. 2010). Ein solcher Timing-Effekt schließt jedoch nicht aus, dass religiöse Personen zudem häufiger Eltern sind und dann auch mehr Kindern haben.

Schließlich könnten die Unterschiede bezüglich der Fertilität auf sozioökonomische Unterschiede zurückzuführen sein – der sogenannte „characteristics approach“ bzw. die Kompositionshypothese (McQuillan 2004: 26). In der zitierten empirischen Forschungsliteratur finden sich Unterschiede zwischen religiösen und säkularen Personen jedoch auch nach Berücksichtigung von Alter, Einkommen, Geschlecht und Bildung.

Insgesamt sprechen die bisherigen Befunde dafür, dass Religiosität auch unabhängig von den diskutierten Alternativerklärungen einen positiven Effekt auf Fertilität hat.

3. Theoretischer Rahmen

3.1 Messmodell der Religiosität

Gemäß Huber (2003) kann Religiosität als persönliches Konstruktsystem definiert werden, das sich von anderen Systemen durch seinen Bezug auf etwas Letztgültiges abgrenzt. Im Christentum ist dieses „Letztgültige“ ein transzendenter und personaler Gott. Persönliche Konstrukte sind subjektive Theorien zur Antizipation und Bewertung von Ereignissen und Verhaltensweisen. Der Einfluss der Religiosität hängt dabei von zwei Parametern ab: Die Stärke des Einflusses ergibt sich erstens aus der *Zentralität* des religiösen Konstruktsystems. Mit Zentralität ist der hierarchische Status innerhalb der Menge der Konstruktsysteme eines Menschen gemeint. Je höher der Zentralitätsgrad, desto grösser ist die Bedeutung im Vergleich zu anderen Konstruktsystemen und desto weniger wird ein Konstruktsystem von anderen in seiner Wirksamkeit beschränkt. Zweitens wird die Richtung der Effekte durch konkrete theologische *Inhalte*, wie z.B. in der katholischen Lehre Verhütungs- und Abtreibungsverbote, bestimmt (Müller 2006). Je nach vertretenen Glaubensinhalten kann eine hohe Zentralität des religiösen Konstruktsystems ganz unterschiedliche Wirkungen auf die Geburtenneigung entfalten. So kann eine zölibatär-asketische Ausprägung von Religiosität (wie z.B. bei den Shakers) auch einen negativen Effekt auf die Zahl der Nachkommen haben. Bei den hier untersuchten christlichen Glaubensgemeinschaften dominieren pronatalistische Inhalte, weshalb ein fertilitätsfördernder Effekt angenommen werden kann. Sowohl in historischen Schriften als auch in zeitgenössischen Publikationen der Kirchen finden sich entsprechende Aussagen zur Bedeutung der Familie und Elternschaft, zu Geburtenkontrolle sowie zu Familienidealen (z.B. EKD 2014; KKK 1997). In Abschnitt 4 werden die pronatalistischen Inhalte näher betrachtet.

3.2 Entscheidungstheoretisches Modell

Die Entscheidung für oder gegen ein (weiteres) Kind kann zunächst als eine rein rationale Wahl verstanden werden, bei der eine Abwägung von Kosten und Nutzen der Elternschaft und Kinderlosigkeit vorgenommen wird. In Bezug auf den potenziellen Nutzen von Kindern können dabei drei Dimensionen unterschieden werden: materieller Nutzen (z.B. durch Mitarbeit im elterlichen Haushalt), sozialer Nutzen durch Statusgewinn (z.B. wenn sozialen Normen in Bezug auf die Familiengröße entsprochen wird) und emotionaler Nutzen (Nauck 2001). Dem Nutzen von Kindern stehen direkte Kosten (Versorgung der Kinder, Investitionen in die Ausbildung etc.) und indirekte Kosten (Opportunitätskosten) gegenüber. Letztere hängen davon ab, wie stark Kinder Aktivitäten in anderen Handlungsbereichen (z.B. berufliche Karriere) einschränken (Ehrhardt et al. 2012).

Bei der Modellierung von Reproduktionsverhalten als Ergebnis eines rein rationalen Prozesses handelt es sich jedoch um eine vereinfachende Heuristik. Eine explizite Bestimmung und Verrechnung der Vor- und Nachteile von Kindern scheint aufgrund deren Unbestimmtheit sowie eines fehlenden einheitlichen Maßstabes kaum möglich. Ferner finden generative Entscheidungen unter Unsicherheit statt, da die langfristigen Konsequenzen nur begrenzt vorhersehbar sind (ibd.). Neben rationalen Abwägungen sollten da-

her auch soziale Normen berücksichtigt werden, welche als „Richtwerte“ eine Entscheidungssituation vereinfachen können. Aus dieser Perspektive heraus können folgende Kanäle für den Einfluss von Religiosität auf die Fertilität angenommen werden:

- Verschiebung der wahrgenommenen Kosten-Nutzen-Relation zugunsten einer Entscheidung für (weitere) Kinder
- Vermittlung sozialer Normen in Bezug auf Familiengröße
- Vermittlung von Normen, die Handlungsalternativen zugunsten von Familie einschränken

Im nächsten Abschnitt werden konkrete Beispiele der dargestellten Kanäle diskutiert.

3.4 *Vermittelnde Mechanismen des Effekts von Religiosität*

Im Folgenden werden fünf potenzielle Mediatoren des Effekts von Religiosität auf die Fertilität betrachtet. In der Analyse des Effekts von Religiosität ist die Unterscheidung von zwei möglichen Auswirkungen sinnvoll: Eine hohe Religiosität kann zum einen bewirken, dass Personen sich häufiger für Kinder entscheiden bzw. seltener kinderlos bleiben. Zum anderen ist denkbar, dass religiöse Personen sich durchschnittlich für mehr Kinder entscheiden bzw. mehr Kinder haben. Beide Auswirkungen werden vermutlich über teilweise unterschiedliche Mediatoren vermittelt.

Kindernutzen: In den christlichen Kirchen Deutschlands wird der Wert von Kindern und Familie betont. Beispielsweise werden im Katechismus der katholischen Kirche Kinder als Geschenk Gottes und Kinderreichtum als Zeichen des göttlichen Segens angesehen (KKK 1997: Absatz 2373-2378). Aufgrund des pronatalistischen Narratives dürften religiöse Personen bei sonst gleichen Eigenschaften Kindern einen höheren Nutzen zusprechen. Wie weiter oben bereits erwähnt wurde, kann hierbei zwischen emotionalem, sozialem und materiellem Nutzen unterschieden werden. In der Untersuchung von Brose (2006) weisen konfessionell gebundene Personen Kindern sowohl einen höheren emotionalen als auch einen höheren materiellen Nutzen (z.B. eine erwartete Unterstützung im Alter) zu. Durch die stärkere emotionale Nutzenbewertung von Kindern sollten sich religiöse Personen zwar häufiger für eine Elternschaft entscheiden, nicht aber zwangsläufig für mehr Kinder (Nauck 2001). Viele Kinder sind allerdings dann eine sinnvolle Strategie, wenn zusätzlich auch ein hoher materieller oder sozialer Nutzen, z.B. ein Anerkennungsgewinn durch eine große Kinderzahl, erwartet wird.

Fertilitätsnormen: Die Herkunftsfamilie, das aktuelle soziale Umfeld sowie kirchliche Lehren vermitteln normative Vorstellungen über die ideale, wünschenswerte Familiengröße, wobei religiöse Personen den empirischen Befunden nach eine höhere Kinderzahl für ideal halten und anstreben (Adsera 2006b; Fuchs 2009; Hayford/Morgan 2008, Philipov/Berghammer 2007). Die Befunde können als Hinweise gelesen werden, dass in einem religiösen Umfeld große Familien positiver bewertet werden und Kinderreichtum somit eher mit einem Anerkennungsgewinn gekoppelt ist als in einem säkularen Umfeld, was den sozialen Nutzen von Kindern erhöht. Außerdem könnte eine hohe Kinderzahl auch als „normaler“ gelten und bei der komplexen Entscheidung für oder gegen ein (weiteres) Kind als normativer Richtwert herangezogen werden. Die höhere als Ideal betrachtete

Kinderzahl religiöser Personen sollte sich vor allem auf die realisierte Kinderzahl und weniger aber auf die Wahrscheinlichkeit überhaupt Kinder zu bekommen auswirken.

Ablehnung der Geburtenkontrolle: Die Verhütung mit Kondomen oder der Pille gilt im Katholizismus als verwerflicher Eingriff in den natürlichen Ablauf der Fortpflanzung (KKK 1997: Absatz 2370). Die Abtreibung wird ebenfalls abgelehnt (KKK 1997: Absatz 2270). Innerhalb des Protestantismus finden sich hingegen unterschiedliche Positionen (Srikanthan/Reid 2008: 130-131). Aus der Sicht der Evangelischen Kirche in Deutschland (EKD) liegt Familienplanung im Verantwortungsbereich des Einzelnen, wobei die Verhütung mittels Kontrazeptiva ausdrücklich befürwortet wird. Abtreibungen werden in der EKD zumindest als letzte Option in bestimmten Situationen respektiert (EKD 2004). Evangelikale Christen, die sowohl in Freikirchen als auch innerhalb der EKD organisiert sind, vertreten in Bezug auf den Abbruch von Schwangerschaften aber auch deutlich konservativere Positionen (Guske 2014:122ff.).

Da die Anwendung „künstlicher“ Verhütung selbst unter Katholiken (entgegen der offiziellen Sexualmoral der Kirche) nur von einer Minderheit abgelehnt wird (DBK 2014; BDKJ 2014) und zudem die Einstellung zur Verhütung im ALLBUS nicht abgefragt wurde, konzentrierten wir uns im Folgenden auf den Schwangerschaftsabbruch. Verschiedene Befunde zeigen, dass religiöse Menschen den Abbruch einer Schwangerschaft insgesamt stärker ablehnen (Fowid 2005; Pollack/Müller 2013: 24f.; Roloff 2004: 39-43). Zumindest ein Teil des demographischen Effekts von Religiosität auf Fertilität könnte darauf zurückgeführt werden, dass religiöse Personen ungewollte oder ungeplante Schwangerschaften häufiger austragen, da ein Abbruch der Schwangerschaft aus normativen Gründen als Handlungsoption nicht zur Verfügung steht.

Geschlechterrollen: Die bisherige Forschung zeigt, dass religiöse Personen stärker als säkulare Personen an traditionellen Geschlechterrollen festhalten, welche Frauen eine Rolle als Hausfrau und Kinderbetreuerin und Männern eine Rolle als Versorger der Familie zuweisen (Becher/El-Menouar 2014; Diel/König 2011; Fuchs 2009: 356f.; Fuchs 2014: 122; Wenzel 2010: 70). Traditionelle Geschlechterrollen schränken die biographischen Optionen von Frauen durch die Festlegung auf die Kindererziehung ein und reduzieren hierdurch die Opportunitätskosten von Kindern. Sind traditionelle Geschlechterrollen Bestandteil des Bildes eines „guten christlichen Lebens“, kann ferner angenommen werden, dass diesem Bild zu entsprechen als befriedigend wahrgenommen und von der Gemeinschaft mit Anerkennung und Unterstützung honoriert wird (Lehrer 2004). Traditionelle Geschlechterrollen sollten demnach eine Elternschaft bzw. weitere Kinder und den damit häufiger einhergehenden Verzicht auf eine berufliche Karriere attraktiver machen.

Eheaffinität: Wird die innerfamiliäre Arbeitsteilung an traditionellen Geschlechterrollen ausgerichtet und fehlen gleichzeitig familienexterne Betreuungseinrichtungen, sind Frauen oftmals gezwungen, zeitweilig auf eine Erwerbstätigkeit zu verzichten, wenn ein bestehender Kinderwunsch realisiert werden soll (Wenzel 2010: 59f.). Ein solcher Verzicht führt Frauen aber in die ökonomische Abhängigkeit vom Mann und birgt das Risiko eines Wohlfahrtsverlustes im Falle einer Trennung. Unter diesen Bedingungen hat die Institution der Ehe gegenüber nichtehelichen Lebensgemeinschaften Vorteile: Es wird eine längerfristige Beziehung in Aussicht gestellt und im Scheidungsfall gibt es eine umfassende ökonomische Absicherung. Hierdurch werden die Risiken der Spezialisierung auf Kin-

der und Hausarbeit für Frauen reduziert, was die Entscheidung für ein erstes Kind bzw. weitere Kinder begünstigen sollte (Brose 2006: 263f.; Esser 2002: 32).

Religiöse Personen heiraten häufiger und weisen ein geringeres Scheidungsrisiko auf (Kraft/Neimann 2009; Lois 2008; Wagner/Weiß 2003). Demnach sollte der Einfluss von Religiosität auf die Realisierung eines Kinderwunsches sowie eine höhere Kinderanzahl teilweise durch die größere Eheaffinität bei religiösen Personen erklärt werden können.

4. Methode

4.1 Datensatz und Operationalisierung

Die Überprüfung der Hypothesen erfolgt mithilfe der Daten der ALLBUS-Erhebung von 2012. Jede ALLBUS-Welle hat thematische Schwerpunkte, welche im 10-Jahres-Abstand erneut abgefragt werden. 2012 bildete „Religion und Weltanschauung“ den Themenschwerpunkt der Erhebung. Außerdem ist das Modul „Familie und sich ändernde Geschlechtsrollen“ des *International Social Survey Programme* (ISSP) in die Befragung integriert. Damit gewährleisten die Daten sowohl eine differenzierte Messung von Religiosität anhand des Modells der Zentralität von Huber als auch eine umfassende Analyse der vermittelnden Mechanismen des Effekts von Religiosität auf Fertilität. Huber (2003) schlägt als Proxy zur Messung von Zentralität die Häufigkeit und Intensität der Aktivierung des religiösen Konstruktsystems vor. Er greift hierbei auf das Messmodell von Glock zurück und geht davon aus, dass die Religiosität eines Menschen in fünf primären Dimensionen zum Ausdruck kommt: Ideologie, öffentliche und private Praxis, Erfahrung sowie kognitives Interesse. Jeder der fünf Dimensionen wurde eine Frage des ALLBUS 2012 zugeordnet.

- Ideologie: Zustimmung zur Aussage „Es gibt einen Gott, der Gott für uns sein will.“ (1=„Stimme voll und ganz zu“ - 5=„Stimme überhaupt nicht zu“)
- öffentliche Praxis: Kirchengangshäufigkeit (1=„Mehr als Einmal in der Woche“ - 6=„Nie“)
- private Praxis: Gebetshäufigkeit (1=„Täglich“ - 7=„Nie“)²
- Erfahrung: Häufigkeit der Erfahrung der Nähe Gottes (1=„Sehr oft“ - 5=„Nie“)
- kognitives Interesse: Häufigkeit der Beschäftigung mit Glaubensfragen (1=„Sehr oft“ - 5=„Nie“)

Die Dimensionalität der fünf Items wurde mit einer Hauptkomponentenanalyse untersucht (Cronbachs alpha 0.88).³ Die Ergebnisse der Analyse sprechen für die Extraktion einer Komponente (Eigenwert 3.42, Varianzaufklärung 0.69), wobei die einzelnen Items alleamt sehr hohe Werte bei den Eigenvektoren (> 0.79) aufweisen. Um die Interpretation zu

2 In der Abfrage wurde nicht zwischen privaten Gebeten und Gebeten im Gottesdienst differenziert. Daher kann nicht ausgeschlossen werden, dass die Operationalisierung der privaten Praxis auch Gebete im Gotteshaus – öffentliche Praxis – miteinschließt.

3 Die Zahl der Komponenten wurde mit der Parallelanalyse nach Horn und mit dem Minimum Average Partial Test bestimmt (Dinno 2009; Bühner 2011). Beide Kriterien deuten darauf hin, dass die Interkorrelationen der Items durch eine Komponente beschrieben werden können.

vereinfachen werden daher anstatt *principal component scores* die Mittelwerte der Items als allgemeine Zentralitäts-Skala verwendet.⁴ Zudem wird die Religionszugehörigkeit berücksichtigt, wobei zwischen christlich-konfessionellen und Personen ohne Zugehörigkeit zu einer Religionsgemeinschaft unterschieden wird.⁵

Die drei Nutzendimensionen von Kindern werden über die Zustimmung zu den Items „Zu beobachten, wie Kinder groß werden, ist die größte Freude im Leben“ (emotionaler Nutzen), „Kinder zu haben, erhöht das Ansehen der Eltern in der Gesellschaft“ (sozialer Nutzen) und „Wenn Eltern alt geworden sind, sind ihre erwachsenen Kinder eine wichtige Hilfe für sie“ (materieller Nutzen) aus dem ISSP-Modul gemessen, wobei die Items nur schwach korrelieren (≤ 0.2). Fertilitätsnormen werden durch die, im gleichen Modul abgefragte, ideale Kinderzahl operationalisiert. Die Bewertung des Abbruchs einer Schwangerschaft, wenn eine Frau kein weiteres Kind mehr möchte, wird als Indikator für die Einstellung gegenüber Abtreibungen herangezogen. Als Proxy der Präferenz für die Ehe und damit eine stabile Partnerschaft dient der aktuelle Familienstand. Die ursprüngliche Variable wurde hierbei Dummy-kodiert, mit der Ausprägung „ledig/geschieden/getrennt lebend“ als Referenzkategorie und eigenständigen Dummy-Variablen für verheiratete und verwitwete Fälle. Eingetragene Lebenspartnerschaften wurden aufgrund der sehr geringen Fallzahl sowie der in Hinblick auf Fertilität anderen Gegebenheiten von der Analyse ausgeschlossen. Zur Operationalisierung der Einstellung gegenüber traditionellen Geschlechterrollen werden sieben Items aus dem ISSP-Modul verwendet, bei denen es vor allem um die Bewertung weiblicher Erwerbstätigkeit geht. Die Items wurden ebenfalls einer Hauptkomponentenanalyse unterzogen. Zwei der sieben Items werden aufgrund der sehr niedrigen Werte bei den Eigenvektoren (<0.3) von der weiteren Analyse ausgeschlossen. Von den verbliebenen Items wird wiederum der Mittelwert gebildet (Cronbachs alpha 0.84).⁶

4.2 Datenanalyse

Die Datenanalyse erfolgt mithilfe von Poisson-Logit-Hurdle-Modellen, welche aus zwei Gleichungen bestehen (Hilbe 2014). Mit der ersten Gleichung, einer binären logistischen Regression, wird ermittelt, welchen Einfluss die unabhängigen Variablen darauf haben, ob eine Person Kinder hat oder nicht. Für Personen mit Kind(ern) wird im zweiten Teil

4 Die Items werden hierfür auf einen einheitlichen Wertebereich gebracht (siehe hierzu Huber/Huber 2012: 720). Wenn auf einem der Items ein Wert fehlt, wird der Fall von der Mittelwertbildung ausgeschlossen.

5 Zwischen den christlichen Konfessionen bestanden in der Regel keine signifikanten Unterschiede, weshalb diese zusammengefasst wurden.

6 Bei den Items handelt es sich um die Zustimmung zu folgenden Aussagen:
„Ein Kind, das noch nicht zur Schule geht, wird wahrscheinlich darunter leiden, wenn seine Mutter berufstätig ist.“

„Alles in allem: Das Familienleben leidet darunter, wenn die Frau voll berufstätig ist.“

„Einen Beruf zu haben ist ja ganz schön, aber das, was die meisten Frauen wirklich wollen, sind ein Heim und Kinder.“

„Hausfrau zu sein ist genauso erfüllend wie gegen Bezahlung zu arbeiten.“

„Die Aufgabe des Mannes ist es, Geld zu verdienen, die der Frau, sich um Haushalt und Familie zu kümmern.“

mit einer Truncated-at-Zero-Poisson-Regression der Zusammenhang zwischen den unabhängigen Variablen und der Kinderzahl geschätzt. In beiden Modellteilen werden im Folgenden Mediationsanalysen eingesetzt, um die vermittelnden Mechanismen des Effekts von Zentralität zu identifizieren. Hurdle-Modelle haben gegenüber einer herkömmlichen Poisson-Regression im vorliegenden Fall zwei wichtige Vorteile: Zum einen können die statistischen Effekte der Zentralität und der Mediatoren auf die Elternschaft getrennt vom Einfluss auf die Familiengröße untersucht werden. Zum anderen kann mit einem Hurdle-Modell bzw. einer Truncated-at-zero-Poisson-Gleichung das Problem abgefangen werden, dass in den ALLBUS-Daten mehr Kinderlose (=Nullen) zu finden sind, als unter der Poisson-Verteilung zu erwarten wären.

Personen mit nicht-christlicher Konfession (n=110) wurden aus der Datenanalyse ausgeschlossen. In einigen anderen Studien wurde über eine Alterseingrenzung (z.B. 35-45jährige bei Blume et al. 2006) die Stichprobe auf Personen mit weitestgehend abgeschlossener Geburtenbiografie beschränkt. Auf eine solche generelle Eingrenzung haben wir aufgrund der sonst teilweise sehr geringen Fallzahlen verzichtet. Die Berücksichtigung von Personen mit nicht abgeschlossener Geburtenbiografie kann allerdings zu Verzerrungen führen. Bekommen religiöse Personen später ihr erstes Kind (siehe 2.), könnte der Effekt von Religiosität auf die Wahrscheinlichkeit überhaupt Kinder zu haben, nach unten verzerrt werden. Etwaige Verzerrungen des Effekts von Religiosität auf die Kinderzahl von Eltern hängen hingegen von Unterschieden bei der zeitlichen Lage der zweiten und dritten Geburt ab. Als Kontrolle wurden die Analyse an zentralen Stellen auch mit einer eingeschränkten Stichprobe mit ab 45jährigen und damit Personen mit weitestgehend abgeschlossener Geburtenbiografie durchgeführt.

Um einen großen Fallzahlenverlust zu vermeiden, wurde in den Regressionsanalysen bei Personen, die aufgrund des Methodensplits das ISSP-Modul⁷ „Familie und sich ändernde Geschlechtsrollen“ nicht beantwortet haben, bei den entsprechenden Variablen (Nutzenvariablen, ideale Kinderzahl, traditionelle Geschlechterrollen) eine einfache Imputation durchgeführt, wobei ein fixer, konstanter Wert eingesetzt wurde. Mit einem Dummy wird in den Regressionsmodellen für die Imputation kontrolliert. Aufgrund der Zufallsauswahl beim Methodensplit kann davon ausgegangen werden, dass keine Systematik (*missing completely at random*) bei diesen fehlenden Werten vorliegt. Hiermit übereinstimmend zeigte ein Vergleich der beiden Teilstichproben keine systematischen Unterschiede bei den verwendeten Variablen bzw. den Koeffizienten in den Modellen.

5. Ergebnisse

Die Ergebnisdarstellung gliedert sich in vier Abschnitte. Im ersten Abschnitt (5.1) wird die Verteilung von Fertilität und Zentralität in der Stichprobe beschrieben. Im zweiten Abschnitt (5.2) werden die diskutierten Mediatoren auf einen Zusammenhang mit Zentralität einerseits und Fertilität andererseits geprüft. Schließlich werden im dritten und vierten Abschnitt die Zusammenhänge zwischen Zentralität und der Chance Kinder zu haben

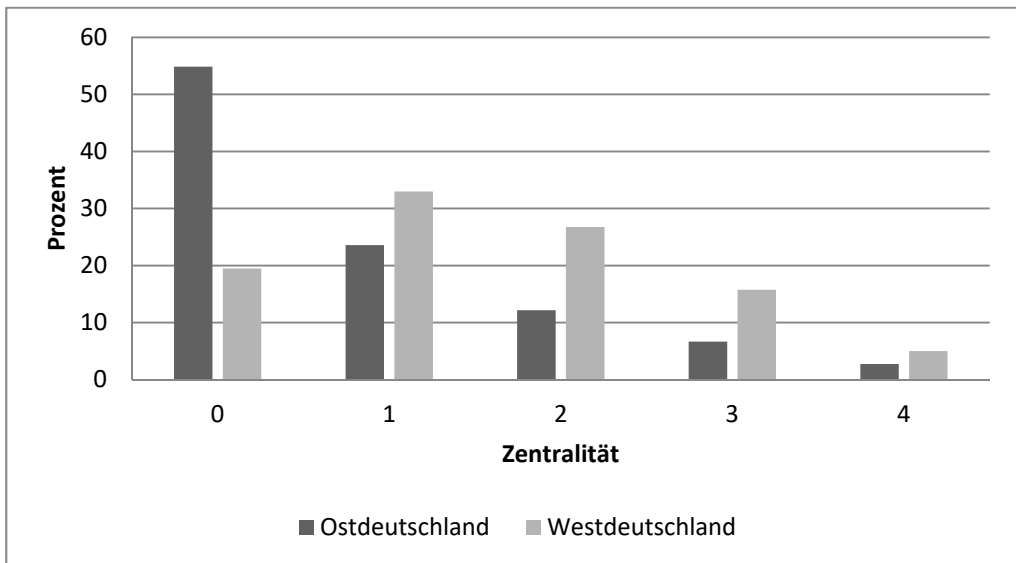
7 Es gab zwei ISSP-Module, zu denen die Befragten per Zufall zugewiesen wurden. Für ca. die Hälfte der Befragten fehlen daher Werte für einen Teil der Mediatoren.

(5.3) bzw. der Kinderzahl (5.4) genauer in den Blick genommen. Einerseits wird in diesen Abschnitten geprüft, wie sich Zentralität auf Fertilität auswirkt – auch unter Kontrolle von sozioökonomischen Drittvariablen wie Alter, Einkommen, Bildung und Geschlecht. Andererseits wird untersucht, warum sich Zentralität auf Fertilität auswirkt, was also die vermittelnden Mechanismen für die Zentralitätseffekte sind.

5.1 Zentralität und Fertilität in Ost- und Westdeutschland: deskriptive Analysen

Durch die Mittelwertbildung der fünf zur Operationalisierung der Zentralität herangezogenen Items ergibt sich eine Skala, die von 0 (niedrige Zentralität) bis 4 (hohe Zentralität) reicht. Zwischen Ost- und Westdeutschland zeigen sich dabei deutliche Unterschiede (Abbildung 1). Erwartungsgemäß befinden sich Befragte in den neuen Bundesländern mehrheitlich im unteren und Befragte aus den alten Bundesländern im mittleren Segment der Zentralitätsskala.

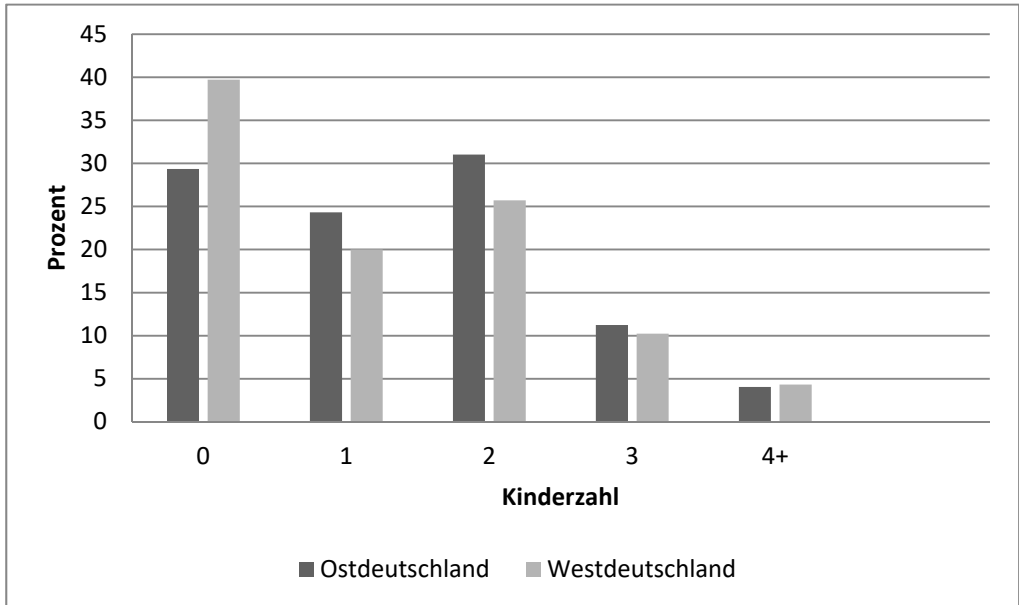
Abbildung 1: Zentralität in Ost- und Westdeutschland



Daten: ALLBUS 2012, eigene Berechnungen, gewichtet, $N_{\text{Ost}}=1002 / N_{\text{West}}=2022$. Die Zentralitätswerte wurden auf ganze Zahlen gerundet.

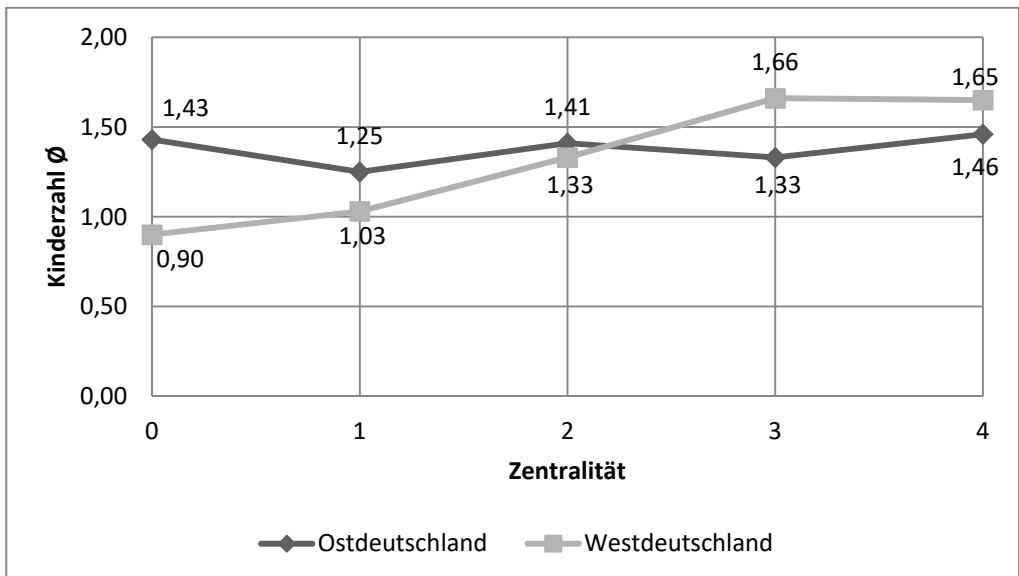
Erhebliche Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland zeigen sich auch bei Elternschaft und Kinderzahl (Abbildung 2). In Westdeutschland ist der Anteil kinderloser Befragter mit knapp 39% deutlich höher als in Ostdeutschland (29%). Dieser Unterschied ist bereits aus früheren Studien bekannt und könnte z.B. auf den höheren Anteil Konfessionsloser in Ostdeutschland zurückgeführt werden (Arránz Becker et al. 2010: 40; Destatis 2012: 11; Kreyenfeld 2003).

Abbildung 2: Elternschaft und Kinderzahl in Ost- und Westdeutschland



Daten: ALLBUS 2012, eigene Berechnungen, gewichtet, $N_{\text{Ost}}=1111 / N_{\text{West}}=2217$.

Abbildung 3: Zentralität und Kinderzahl in Ost- und Westdeutschland



Daten: ALLBUS 2012, eigene Berechnungen, gewichtet, $N_{\text{Ost}}=999 / N_{\text{West}}=2001$.
Die Zentralitätswerte wurden auf ganze Zahlen gerundet.

In Abbildung 3 sind die durchschnittlichen Kinderzahlen für jede Zentralitätskategorie dargestellt. Bereits auf dieser Analyseebene zeigen sich Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland. Ein stärkerer Zusammenhang zwischen Zentralität und Fertilität scheint nur bei westdeutschen Befragten zu bestehen. Zwischen der höchsten Kategorie der Zentralität und der niedrigsten ergibt sich bezüglich der durchschnittlichen Kinderzahl eine Differenz von 0,75 in den alten Bundesländern – was über 50% der durchschnittlichen Fertilität entspricht (Punkte-Linie). In den neuen Bundesländern zeigt sich kein (linearer) Zusammenhang zwischen Zentralität und der Kinderanzahl (durchgezogene Linie).

5.2 Zentralität, Fertilität und potenzielle Mediatoren

Bei der Untersuchung der vermittelnden Mechanismen zwischen Zentralität und Fertilität interessieren zum einen die Zusammenhänge zwischen Zentralität und den Mediatoren, zum anderen die Zusammenhänge zwischen den Mediatoren und Elternschaft bzw. Kinderzahl. Die Zusammenhänge werden in Regressionsmodellen unter Kontrolle soziodemografischer Variablen für Westdeutschland ermittelt und in Tabelle 1 präsentiert. Auf eine Darstellung für Ostdeutschland wird aufgrund des fehlenden Zusammenhangs zwischen Religiosität und Fertilität verzichtet (siehe nächster Punkt).

Tabelle 1: Zentralität, Fertilität und potentielle Mediatoren (Regressionsanalysen)

	Modelle 1 Zentralität → Mediator	Modelle 2 Mediator → Elternschaft	Modelle 3 Mediator → Anzahl Kinder
Zustimmung: Großwerden der Kinder=größte Freude	0.070**	0.848***	0.139*
Zustimmung: Kinder erhöhen gesellschaftliches Ansehen	0.113**	0.000	0.013
Zustimmung: Kinder sind Hilfe im Alter	0.038	0.031	0.042
Ideale Kinderzahl	0.120***	0.051	0.104***
Negative Beurteilung Schwangerschaftsabbruch	0.356***	0.133	0.109**
Traditionelle Geschlechterrollen	0.191***	0.214	0.172***
Familienstand (Ref.: ledig)			
Verheiratet	0.191*	2.026***	0.243*
Verwitwet	-0.143	1.317**	0.257
N	776	768	530

Daten: ALLBUS 2012, eigene Berechnungen, ungewichtet. Modelle 1: Lineare Regressionen Mediator auf Zentralität (bei Familienstand: multinomiale logistische Regression). Modelle 2: Logistische Regressionen Elternschaft auf Mediator. Modelle 3: Truncated-at-zero-Poisson-Regressionen, Anzahl Kinder (nur Eltern) auf Mediator. Dargestellt werden jeweils unstandardisierte Koeffizienten. Signifikanzniveau: Weitere Variablen in den Modellen: Alter in Jahren (zentriert), Alter², Nettoeinkommen in €, Dummy für fehlende Werte beim Nettoeinkommen, Geschlecht, Dummy-Variablen für den höchsten Schulabschluss. * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001.

Mit einer Ausnahme beeinflusst Zentralität alle Mediatoren in der erwarteten Richtung. Allein die Zustimmung zur Aussage, Kinder sind eine große Hilfe im Alter (materieller Nutzung) steht in keinem signifikanten Zusammenhang mit der Zentralität (Modelle 1).

Augenfällig ist jedoch, dass einige der diskutierten Mediatoren keinen Einfluss auf Elternschaft oder die realisierte Kinderzahl haben. In Hinblick auf Elternschaft (Modelle 2) erweisen sich die Variablen „Aufwachsen der Kinder ist größte Freude“ (emotionaler Nutzen) sowie die Ehe als potenzielle Mediatoren, die genauer in den Blick genommen werden soll-

ten. Für den Zusammenhang zwischen Zentralität und der Anzahl der Kinder (Modelle 3) zeigen sich signifikante Einflüsse auf die Kinderzahl bei den folgenden Mediatoren: „Aufwachsen der Kinder ist größte Freude“, Ideale Kinderzahl, Beurteilung Schwangerschaftsabbruch, Familienstand und traditionelle Geschlechterrollen. Die beiden Mediatoren „Kinder zu haben erhöht das Ansehen der Eltern in der Gesellschaft“ (sozialer Nutzen) sowie „Wenn Eltern alt geworden sind, sind ihre erwachsenen Kinder eine wichtige Hilfe für sie“ (materieller Nutzen) haben weder auf Elternschaft noch auf die Kinderzahl einen signifikanten Einfluss.

Da ein vermittelnder Mechanismus grundsätzlich nur dann vorliegen kann, wenn der Mediator (Z) sowohl mit Zentralität (X) als auch mit Fertilität (Y) zusammenhängt, werden in den folgenden detaillierten Analysen nur noch die potenziellen Mediatoren berücksichtigt, die beide Kriterien erfüllen.

5.3 Zentralität, Elternschaft und vermittelnde Mechanismen: Multivariate Analysen

Die Ergebnisse der Poisson-Logit-Hurdle-Modelle werden in zwei Schritten vorgestellt. Tabelle 2 zeigt die Befunde zur Elternschaft bzw. die Ergebnisse der ersten Gleichung (logistische Regression) der Poisson-Logit-Hurdle-Modelle. In den für Ost- und Westdeutschland getrennt durchgeführten Analysen wurde dabei schrittweise vorgegangen. Zunächst wurde die Konfessionalität in das Regressionsmodell aufgenommen (Modelle 4.1 und 7.1) und anschließend um Zentralität ergänzt (Modelle 5.1 und 8.1), so dass klar zwischen den Effekten von Religionszugehörigkeit einerseits und Religiosität andererseits unterschieden werden kann. Ferner wurde geprüft, ob es eine Interaktion zwischen Konfession und Zentralität gibt, sich Religiosität also bei konfessionell gebundenen und konfessionslosen Personen anders auswirkt – dies ist nicht der Fall, weshalb nicht weiter darauf eingegangen wird. In den Modellen 6.1 und 9.1 wird untersucht, inwieweit die vorgefundenen Effekte von Zentralität bestehen bleiben, wenn die sozioökonomischen Merkmale Alter, Nettoeinkommen des Befragten, Geschlecht und höchster Schulabschluss berücksichtigt werden. In den Modellen 10.1 bis 15.1 (nur Westdeutschland) wurden die Mediatoren zunächst einzeln und schließlich zusammen aufgenommen, um die Mechanismen des Zusammenhangs zwischen Zentralität und Fertilität zu identifizieren.

Bei den Analysen in Tabelle 2 fällt zunächst auf, dass Konfessionszugehörigkeit und Zentralität in Ostdeutschland keinen signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit, Kinder zu haben, ausüben. Aufgrund des fehlenden Zusammenhangs wird entsprechend auf eine detaillierte Mediationsanalyse für die neuen Bundesländer verzichtet. Für Westdeutschland weisen die schrittweise aufgebauten Modelle hingegen einen signifikanten Zusammenhang zwischen Zentralität und dem Übergang zur Elternschaft aus.⁸ Der Effekt von Konfession sinkt hingegen deutlich, wenn die Zentralität kontrolliert wird. Übereinstimmend mit den Erwartungen zeigt sich damit weder ein deutlicher von der Zentralität unabhängiger Effekt von Konfession auf die Elternschaft, noch ein signifikanter Einfluss von Zentralität außerhalb konfessioneller Bindung.

8 Der Unterschied zwischen West- und Ostdeutschland beim Effekt von Zentralität ist signifikant (Ergebnisse nicht dargestellt).

Tabelle 2: Zentralität und Elternschaft: Mediationsanalyse (Poisson-logit-Hurdle-Regressionen, 1. Gleichung Logit)

	Ostdeutschland			Westdeutschland								
	Modell 4.1	Modell 5.1	Modell 6.1	Modell 7.1	Modell 8.1	Modell 9.1	Modell 10.1	Modell 11.1	Modell 12.1	Modell 13.1	Modell 14.1	Modell 15.1
Konfessionslosigkeit	-0.092 (0.18)	-0.197 (0.24)	-0.018 (0.30)	-0.414** (0.13)	-0.075 (0.14)	-0.293 (0.17)	-0.205 (0.17)	-0.292 (0.17)	-0.272 (0.17)	-0.286 (0.17)	-0.030 (0.18)	0.051 (0.19)
Zentralität		-0.072 (0.11)	-0.015 (0.14)		0.318*** (0.06)	0.156* (0.07)	0.149* (0.07)	0.157* (0.07)	0.133 (0.07)	0.150* (0.07)	0.112 (0.07)	0.116 (0.08)
Alter (in 10 Jahren, zentriert)			0.730*** (0.07)			0.514*** (0.04)	0.520*** (0.04)	0.514*** (0.04)	0.516*** (0.04)	0.509*** (0.04)	0.322*** (0.05)	0.324*** (0.05)
Alter ²			-0.206*** (0.04)			-0.219*** (0.02)	-0.228*** (0.02)	-0.220*** (0.02)	-0.219*** (0.02)	-0.223*** (0.02)	-0.188*** (0.02)	-0.198*** (0.02)
Nettoeinkommen in €/1000			0.625* (0.25)			0.252** (0.08)	0.269*** (0.08)	0.251** (0.08)	0.250* (0.08)	0.255** (0.08)	0.113 (0.08)	0.141 (0.08)
Geschlecht (Ref.: männlich)			1.519*** (0.46)			1.806*** (0.25)	1.844*** (0.25)	1.806*** (0.25)	1.789*** (0.25)	1.819*** (0.25)	1.343*** (0.27)	1.390*** (0.27)
Interaktion Frau & Nettoeinkommen			-0.808** (0.31)			-0.791*** (0.13)	-0.787*** (0.13)	-0.791*** (0.13)	-0.780*** (0.13)	-0.786*** (0.13)	-0.466** (0.14)	-0.474** (0.15)
Schulabschl. (Ref.: keine/Hauptschule)												
Realschulabschluss/ mittlere Reife			0.380 (0.31)			-0.229 (0.17)	-0.197 (0.17)	-0.229 (0.17)	-0.214 (0.17)	-0.215 (0.17)	-0.266 (0.18)	-0.237 (0.18)
Abitur / (Fach-) Hochschulreife			-0.564 (0.34)			-0.685*** (0.17)	-0.600*** (0.17)	-0.683*** (0.17)	-0.653*** (0.17)	-0.662*** (0.17)	-0.764*** (0.18)	-0.686*** (0.19)
Mediatoren												
Großwerden der Kinder=größte Freude							0.784*** (0.13)					0.763*** (0.15)
Ideale Kinderzahl								-0.016 (0.12)				0.015 (0.15)
Negative Beurteilung Schwangerschaftsabbruch									0.086 (0.07)			-0.030 (0.07)
Traditionelle Geschlechterrollen										0.095 (0.11)		0.039 (0.12)
Familienstand (Ref.: ledig/geschieden/getrennt lebend)												
Verheiratet											2.018*** (0.15)	2.012*** (0.15)
Verwitwet											1.492*** (0.32)	1.518*** (0.32)
Konstante	1.313*** (0.15)	1.447*** (0.25)	1.138* (0.49)	0.812*** (0.06)	0.244* (0.11)	0.817*** (0.23)	-1.755*** (0.51)	0.927* (0.36)	0.681** (0.25)	0.727* (0.30)	-0.112 (0.25)	-2.639*** (0.58)
Pseudo-R²	0.000	0.001	0.346	0.005	0.021	0.268	0.286	0.269	0.269	0.269	0.357	0.371
N	880			1711								

Daten: ALLBUS 2012, eigene Berechnungen, ungewichtet. Y=1 zeigt das Vorhandensein wenigstens eines Kindes an. Dargestellt sind die Regressionskoeffizienten und die Standardfehler in Klammern. Nicht dargestellte Variablen: Dummy für fehlende Werte beim Nettoeinkommen sowie den Mediatoren. Pseudo-R² wurde in einer separaten Schätzung der Truncated-at-zero-Gleichung ermittelt. Signifikanzniveau: * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001.

Der positive Regressionskoeffizient in Modell 8.1 zeigt an, dass sich die Wahrscheinlichkeit, Kinder zu haben, in Westdeutschland mit steigender Zentralität erhöht. Der Effekt sinkt allerdings etwas, wenn die sozioökonomischen Drittvariablen kontrolliert werden (Modell 9.1). Die Verringerung des Koeffizienten ist vor allem auf die Kontrolle des Alters zurückzuführen. Wird die westdeutsche Stichprobe auf über 45jährige beschränkt (N=1042), findet sich kein signifikanter Effekt der Zentralität auf Elternschaft mehr. Bei den soziodemographischen Faktoren scheinen sich zusätzlich der Bildungsabschluss und das Geschlecht auszuwirken, da Hauptschulabsolventen und Frauen im ALLBUS seltener kinderlos sind. Zwischen Männern und Frauen ergeben sich beim Effekt von Zentralität auf Elternschaft keine statistisch relevanten Unterschiede (Ergebnisse hier nicht gezeigt).

Doch in welcher Form wirkt sich Zentralität auf die Wahrscheinlichkeit, Kinder zu haben, aus? Wie die Mediationsanalysen (Modelle 10.1 bis 15.1) zeigen, bietet sich vor allem die Institution der Ehe als Erklärung für den Zusammenhang an. Der Einfluss von Zentralität wird deutlich reduziert und ist nicht mehr signifikant, wenn für den Familienstand kontrolliert wird (Modell 14.1 und 15.1). Die Kontrolle der anderen Mediatoren führt nicht zu einer deutlichen Veränderung des Koeffizienten der Zentralität.

5.4 Zentralität, Kinderzahl und vermittelnde Mechanismen: Multivariate Analysen

Die Ergebnisse der zweiten Gleichung des Poisson-Logit-Hurdle-Modelle zur Kinderzahl sind in Tabelle 3 dargestellt. Die Vorgehensweise und der Aufbau sind identisch mit Tabelle 2. In Hinblick auf die Kinderzahl bei Eltern zeigt sich zunächst ein ähnlicher Befund wie bei der Wahrscheinlichkeit, überhaupt Kinder zu haben. In den Poisson-Regressionsmodellen haben weder die Konfessionszugehörigkeit noch die Zentralität in den neuen Bundesländern einen Einfluss auf die realisierte Kinderzahl (Modelle 4.2 bis 6.2).⁹ Erwartungsgemäß spielt das Alter eine große Rolle: Ältere Personen haben mehr Kinder. In den alten Bundesländern zeigt sich wiederum sehr deutlich der Einfluss von Zentralität auf die realisierte Kinderanzahl – weitgehend unabhängig von weiteren Variablen im Modell. Je nach Modell steigt die durchschnittliche Kinderzahl um 0.10 bis 0.14, wenn Zentralität um eine Einheit höher ist (Modelle 8.2 bis 15.2). Konfessionalität hat hingegen keinen Einfluss, sobald die Zentralität kontrolliert wird (Modelle 8.2 bis 15.2). Dies weist darauf hin, dass Zentralität und nicht die bloße Zugehörigkeit zu einer Glaubensgemeinschaft bedeutend für das generative Verhalten ist.

9 Wie in der Logit-Gleichung ist der Unterschied zwischen Ost- und West beim Effekt von Zentralität signifikant (Ergebnisse nicht dargestellt).

Tabelle 3: Zentralität und Kinderzahl: Mediationsanalyse (Poisson-logit-Hurdle-Regressionen, 2. Gleichung Truncated-at-zero-Poisson)

	Ostdeutschland			Westdeutschland								
	Modell 4.2	Modell 5.2	Modell 6.2	Modell 7.2	Modell 8.2	Modell 9.2	Modell 10.2	Modell 11.2	Modell 12.2	Modell 13.2	Modell 14.2	Modell 15.2
Konfessionslosigkeit	-0.121 (0.07)	-0.106 (0.10)	-0.073 (0.10)	-0.268*** (0.08)	-0.091 (0.09)	-0.068 (0.09)	-0.064 (0.09)	-0.065 (0.09)	-0.056 (0.09)	-0.065 (0.09)	-0.041 (0.09)	-0.029 (0.09)
Zentralität		0.010 (0.05)	0.015 (0.05)	0.143*** (0.03)	0.133*** (0.03)	0.130*** (0.03)	0.130*** (0.03)	0.116*** (0.03)	0.128*** (0.03)	0.129*** (0.03)	0.108*** (0.03)	0.108*** (0.03)
Alter (in 10 Jahren, zentriert)			0.087** (0.03)		0.083*** (0.02)	0.085*** (0.02)	0.082*** (0.02)	0.085*** (0.02)	0.080*** (0.02)	0.072** (0.02)	0.074** (0.02)	0.074** (0.02)
Alter ²			-0.053** (0.02)		-0.017 (0.01)	-0.018 (0.01)	-0.014 (0.01)	-0.017 (0.01)	-0.019 (0.01)	-0.014 (0.01)	-0.017 (0.01)	-0.017 (0.01)
Nettoeinkommen in €/1000			0.028 (0.03)		0.022 (0.03)	0.030 (0.03)	0.025 (0.03)	0.021 (0.03)	0.028 (0.03)	0.015 (0.03)	0.025 (0.03)	0.025 (0.03)
Geschlecht (Ref.: männlich)			0.275* (0.12)		0.126 (0.10)	0.140 (0.10)	0.113 (0.10)	0.110 (0.10)	0.141 (0.10)	0.090 (0.10)	0.104 (0.10)	0.104 (0.10)
Interaktion Frau * Einkommen			-0.168 (0.09)		-0.075 (0.06)	-0.083 (0.06)	-0.068 (0.06)	-0.063 (0.06)	-0.075 (0.06)	-0.038 (0.06)	-0.035 (0.06)	-0.035 (0.06)
Schulabschl. (Ref.: keine/Hauptschule)												
Realschulabschluss/ mittlere Reife			-0.161 (0.10)		-0.061 (0.07)	-0.063 (0.07)	-0.059 (0.07)	-0.051 (0.07)	-0.059 (0.07)	-0.066 (0.07)	-0.052 (0.07)	-0.052 (0.07)
Abitur / (Fach-)Hochschulreife			-0.131 (0.12)		-0.042 (0.07)	-0.039 (0.07)	-0.052 (0.07)	-0.023 (0.07)	-0.032 (0.07)	-0.058 (0.07)	-0.027 (0.07)	-0.027 (0.07)
Mediatoren												
Großwerden der Kinder= größte Freude						0.103 (0.07)						0.087 (0.07)
Ideale Kinderzahl								0.103*** (0.03)				0.101*** (0.03)
Negative Beurteilung Schwan- gerschaftsabbruch									0.065* (0.03)			0.058* (0.03)
Traditionelle Geschlechterrol- len										0.066 (0.04)		0.055 (0.04)
Familienstand (Ref.: ledig/geschie- den/getrennt lebend)												
Verheiratet											0.245** (0.09)	0.224** (0.09)
Verwitwet											0.191 (0.13)	0.169 (0.13)
Konstante	0.524*** (0.06)	0.505*** (0.11)	0.574*** (0.15)	0.560*** (0.03)	0.267*** (0.06)	0.252* (0.10)	-0.164 (0.26)	-0.039 (0.13)	0.145 (0.11)	0.082 (0.13)	0.068 (0.12)	-0.475 (0.28)
Pseudo-R2	0.029	0.029	0.041	0.025	0.035	0.042	0.043	0.046	0.043	0.043	0.044	0.048
N	880			1711								

Daten: ALLBUS 2012, eigene Berechnungen, ungewichtet. Dargestellt sind die Regressions-Koeffizienten und Standardfehler in Klammern. Nicht dargestellte Variablen: Dummy für fehlende Werte beim Nettoeinkommen sowie den Mediatoren. Pseudo-R2 wurde in einer separaten Schätzung der Truncated-at-zero-Gleichung ermittelt. Signifikanzniveau: * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001.

Allerdings gibt es auch bedeutende Unterschiede zu den Analysen zur Elternschaft. Zunächst weisen die Modelle eine sehr geringe Erklärungskraft auf. Wenn der Übergang zur Elternschaft bereits erfolgt ist, lässt sich die realisierte Kinderzahl nur sehr eingeschränkt mit den verwendeten Variablen erklären. Zwar beeinflusst die Zentralität zuverlässig positiv die Kinderzahl, die soziodemografischen Kontrollvariablen haben – mit Ausnahme

des Alters – jedoch keinen signifikanten Einfluss. Wiederum zeigen sich keine statistisch bedeutsamen Unterschiede zwischen Männern und Frauen beim Effekt von Zentralität.

Die Mediatoren können den Einfluss der Zentralität nicht nennenswert reduzieren. Folglich können die zentralen Mechanismen der Wirkung von Zentralität auf die realisierte Kinderzahl mit den vorliegenden Daten nicht identifiziert werden.

Wird die westdeutsche Stichprobe auf über 45jährige beschränkt (N=1042), ändert sich der Effekt der Zentralität auf die Kinderzahl nur sehr geringfügig. Dies weist darauf hin, dass es sich nicht um einen Timing-Effekt handelt, sondern religiöse Personen nach Abschluss der Geburtenbiografie durchschnittlich mehr Kinder haben.

6. Diskussion

Im vorliegenden Beitrag wurde in einer Sekundäranalyse des ALLBUS 2012 untersucht, ob und warum christlich-religiöse Personen häufiger bzw. mehr Kinder haben als säkulare Personen. Die Befunde zeigen, je ausgeprägter die Religiosität, desto wahrscheinlicher und desto mehr Kinder hat eine Person. Die Zugehörigkeit zu einer christlichen Konfession scheint hingegen keinen von der Religiosität unabhängigen Effekt auf die Fertilität zu haben.

Zudem wurde anhand von Mediationsanalysen untersucht, warum sich Religiosität auf Fertilität auswirkt. Vor allem die Frage, warum sich Religiosität auf die Kinderzahl auswirkt, konnte nicht zufriedenstellend beantwortet werden. Die untersuchten Mechanismen hatten keinen oder nur einen äußerst geringen Einfluss. Allerdings wurden sowohl Religiosität als auch die Mediatoren nach der Geburt der Kinder erhoben, was zu einer Abschwächung bestehender Zusammenhänge geführt haben könnte. Dieses Problem könnte durch die Verwendung von Paneldaten (soweit vorhanden) gelöst werden. Warum religiöse Eltern mehr Kinder haben, kann mit den vorliegenden Querschnittsdaten damit nur teilweise erklärt werden.

Beim Übergang zur Elternschaft sind die Mediationsanalysen hingegen aufschlussreich. Religiosität scheint vor allem über die Heiratsneigung zu wirken. Die Ehe stellt aufgrund der wechselseitigen Verpflichtung zu Solidarität sowie der langfristigen Orientierung eine günstige Rahmenbedingung für die Familiengründung dar. Sowohl in Hinblick auf die Familiengründung als auch -erweiterung hat die Ehe vermutlich auch aufgrund gesetzlicher Privilegien einen positiveren Effekt auf die Fertilität als andere, unverbindlichere Lebensarrangements mit weniger gesetzlich garantierten Absicherungen im Falle einer Trennung. Eine rechtliche Gleichstellung von unehelichen und ehelichen Partnerschaften könnte demnach sowohl die Fertilität in Beziehungen außerhalb der Ehe fördern, als auch die Eheaffinität von Frauen und Männern mit Kinderwunsch reduzieren. Die rechtliche Gleichstellung von Lebensarrangements kann jedoch auch mit einem Verlust an Handlungsoptionen einhergehen, z.B. wenn gesetzliche Rechte und Pflichten auch auf uneheliche Beziehungen angewendet werden und so unverbindliche, langfristige Beziehungen zwischen Erwachsenen kaum mehr möglich sind.¹⁰

10 Einige Länder haben zur Überbrückung der Kluft zwischen Ehe und unregulierten Partnerschaften ein weiteres zivilrechtliches Lebensarrangement implementiert. In Frankreich wurde bereits 1999

Neben den gesetzlichen Privilegien für die Ehe kann die Versorgung mit Betreuungseinrichtungen für Kleinkinder als relevante Rahmenbedingung für das generative Verhalten in den Blick genommen werden. Der Effekt von Zentralität auf Fertilität zeigt sich nur in den alten Bundesländern, wo gleichzeitig die Betreuungsinfrastruktur deutlich schlechter ist und somit die traditionelle innerfamiliäre Arbeitssteilung institutionell begünstigt wird (Bertram 2015; Brose 2006; Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung 2016). Aufgrund der Analysen kann die Hypothese formuliert werden, dass religiöse Personen bei einem geringen Betreuungsangebot eher das Risiko einer Elternschaft oder einer größeren Familie eingehen als nicht religiöse. Mit einem umfassenderen Betreuungsangebot für (Klein-)Kinder könnten sich möglicherweise die Fertilitätsmuster säkularer und religiöser Personen auch in Westdeutschland annähern.

Auch wenn die empirischen Befunde darauf hindeuten, dass unabhängig von der Kontrolle sozioökonomischer Drittvariablen ein positiver Zusammenhang zwischen Religiosität und Fertilität besteht, verbleiben offene Fragen und Zweifel.

Aufgrund niedriger Fallzahlen konnten neben Christen keine weiteren Religionsgemeinschaften berücksichtigt oder separat analysiert werden. Mehrere Studien zeigen zwar die Angleichung familialen und demografischen Verhaltens von evangelischen/reformierten und katholischen Christen (eine Übersicht hierzu: Lehrer 2004). Ob Religiosität auch in anderen Religionsgemeinschaften einen vergleichbaren Einfluss auf Fertilität hat, konnte hier jedoch nicht untersucht werden.

Ferner wurden in den Analysen auch Personen ohne abgeschlossene Geburtsbiografie berücksichtigt. Schränkt man die Untersuchungsgruppe auf über 45jährige mit weitgehend abgeschlossener Geburtenbiografie ein, dann findet sich weder bei Frauen noch bei Männern ein signifikanter Zusammenhang zwischen Zentralität und Elternschaft. Dies kann mehrere Ursachen haben, z.B. könnte es sich um einen Timing-Effekt handeln. Demnach dürften religiöse Personen nicht häufiger, sondern nur früher Kinder haben (was allerdings den bisherigen Befunden entgegenstehen würde). Außerdem könnte sich der Zusammenhang von Religiosität und Fertilität im historischen Verlauf verändern und damit den Unterschied zwischen den Kohorten- bzw. Altersgruppen erklären. Und letztlich könnte die Messung der Religiosität in unterschiedlichen Lebensphasen von Bedeutung sein, da ältere Personen tendenziell religiöser sind. Damit ist auch eine Schwachstelle der Analyse angesprochen – die Messungen von Zentralität und generativem Verhalten können weit auseinanderliegen. Die Entscheidung, Personen mit unabgeschlossener Geburtsbiografie zu berücksichtigen, erfolgte somit auch aus dem Grund einer größeren zeitlichen Nähe der Messung von Religiosität und Fertilität sowie der anderenfalls sehr geringen Fallzahlen in den Mediationsanalysen.

Schließlich beinhalten die gezeigten Analysen keine direkte Prüfung der Kausalität – immerhin ist es denkbar, dass Elternschaft auch die Religiosität oder den Kindernutzen beeinflusst. Aufgrund nationaler und internationaler Studien gibt es jedoch keinen triftigen Grund, den hier ermittelten Einfluss von Religiosität auf Fertilität zu bezweifeln.

der heute sehr populäre PACS (*pact civil de solidarité*) eingeführt (Bailly/Rault 2013). Auch in Deutschland, Österreich und der Schweiz gab und gibt es immer wieder entsprechende Vorstöße von Parteien bzw. in der Schweiz aktuell vom Bundesrat.

Literatur

- Adsera, A. (2006a). Marital fertility and religion in Spain, 1985 and 1999. *Population Studies: A Journal of Demography*, 60, S. 205-221. doi:10.1080/0032472060068481.
- Adsera, A. (2006b). Religion and changes in family-size norms in developed countries. *Review of Religious Research*, 47, S. 271-286.
- Arránz Becker, O., Lois, D. & Nauck, B. (2010). Unterschiede in den Fertilitätsmustern zwischen ost- und westdeutschen Frauen. Differenzierung der Rollen des kulturellen Hintergrunds und des Transformationsprozesses. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 35, S. 35-64. doi:10.4232/10.CPoS-2010-02de.
- Bailly, E. & Rault, W. (2013). Les pacésés en couple hétérosexuel sont-ils différents des mariés? *Population & Sociétés*, 497, S. 1-4.
- Becher, I. & El-Menouar, Y. (2014). *Geschlechterrollen bei Deutschen und Zuwanderern christlicher und muslimischer Identität*. Nürnberg: Bundesamt für Migration und Flüchtlinge (Forschungsbericht 21).
- Berghammer, C. & Schuster, J. (2010). Alles hat seine Stunde? Religiosität und die Zeitpunkte von Ereignissen im Familienverlauf. In: Mazal, W. (Hrsg.), *Familie und Religion. Aktuelle Beiträge aus der interdisziplinären Familienforschung*. Opladen: Budrich UniPress, S. 11-38.
- Berghammer, C. (2012): Church attendance and childbearing: Evidence from a Dutch panel study, 1987–2005. *Population Studies*, 66, 2, S. 197-212.
- Bertram, H. (2015). Fertilität, Zukunft mit Kindern und die Bedeutung des regionalen Kontextes. In: Jurczyk, K., Lange, A. & Thiessen, B. (Hrsg), *Doing Family: Warum Familienleben heute nicht mehr selbstverständlich ist*. Weinheim & Basel: Beltz Juventa, S. 160-189.
- Blume, M., Ramsel, C. & Graupner, S. (2006). Religiosität als demographischer Faktor – Ein unterschätzter Zusammenhang? *Marburg Journal of Religion*, 11, S. 1-24.
- Brose, N. (2006). Gegen den Strom der Zeit? Vom Einfluss der religiösen Zugehörigkeit und Religiosität auf die Geburt von Kindern und die Wahrnehmung des Kindernutzens. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaften*, 31, S. 257-282.
- Bund der katholischen Jugend (BDKJ). (2014). *Umfrage zu Ehe, Familie und Partnerschaft*. www.bdkj.de/bdkjde/themen/vatikan-umfrage/7-zur-offenheit-der-eheleute-fuer-das-leben. html [Stand: 2016-09-20].
- Bundesinstitut für Bau, Stadt- und Raumforschung (2016). *Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung*. www.inkar.de [Stand: 2016-09-20].
- Bühner, M. (2011). Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion. München: Pearson Studium.
- Destatis (2012). *Geburten in Deutschland 2012*. www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/Bevoelkerung/Bevoelkerungsbewegung/BroschuereGeburtenDeutschland0120007129004.pdf?__blob=publicationFile [Stand: 2016-09-20].
- Deutsche Bischofskonferenz (DBK) (2014). *Die pastoralen Herausforderungen der Familie im Kontext der Evangelisierung. Zusammenfassung der Antworten aus den deutschen (Erz-)Diözesen auf die Fragen im Vorbereitungsdokument für die III. Außerordentliche Vollversammlung der Bischofsynode 2014*. www.dbk.de/fileadmin/redaktion/diverse_downloads/presse_2014/2014-012a-Fragebogen-Die-pastoralen-Herausforderungen-der-Familie.pdf [Stand: 2016-09-20].
- Diel, C. & König, M. (2011). Religiosität und Geschlechtergleichheit – Ein Vergleich türkischer Immigranten mit der deutschen Mehrheitsbevölkerung. In: Meyer, H. & Schubert, K., *Politik und Islam*. Wiesbaden: Springer VS, 191-215.
- Dinno, A. (2009). Implementing Horn's parallel analysis for principal component analysis and factor analysis. *The Stata Journal*, 9, S. 291-298.
- Ehrhardt, J., Huinink, J., Kohli, M. & Staudinger, U. M. (2012). Theorien der Fertilität. In: Stock, G., Bertram, H. & Fürnkranz-Prskawetz, A. (Hrsg.), *Zukunft mit Kindern*. Frankfurt am Main: Campus Verlag, S. 72-115.

- Evangelische Kirche in Deutschland (EKD) (2004). *Die Rolle der Frau in der EKD*. www.ekd.de/bevollmaechtigter/stellungnahmen/52400.html [Stand: 2016-09-20].
- Evangelische Kirche in Deutschland (EKD) (2014). *Engagement und Indifferenz. Kirchengemeinschaft und soziale Praxis. V. EKD-Erhebung über Kirchenmitgliedschaft*. www.ekd.de/download/ekd_v_kmu2014.pdf [Stand 2016-09-20].
- Esser, H. (2002). In guten wie in schlechten Tagen? Das Framing der Ehe und das Risiko der Scheidung. Eine Anwendung und ein Test des Modells der Frame-Selektion. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 54, S. 27-63. doi:10.1007/s11577-002-0002-4.
- Fowid (Forschungsgruppe Weltanschauungen in Deutschland) (2005). *Schwangerschaftsabbruch, Religionszugehörigkeit, 1982-2000*. www.fowid.de/fileadmin/datenarchiv/Schwangerschaftsabbruch_Religionszugehoerig_1982_2000.pdf [Stand: 2016-09-20].
- Frejka, T. & Westhoff, C. F. (2006). *Religion, religiousness and fertility in the U.S. and in Europe*. Rostock: Max-Planck-Institut für demografische Forschung MPIDR Working Paper 2006, 13). www.demogr.mpg.de/papers/working/wp-2006-013.pdf [Stand 2016-09-20].
- Fuchs, S. (2009). Religion und Demographie – Erkenntnisse aus der empirischen Sozialforschung. *Die Neue Ordnung*, 63, S. 348-361.
- Fuchs, S. (2014). *Gesellschaft ohne Kinder. Woran die neue Familienpolitik scheitert*. Wiesbaden: Springer VS. doi:10.1007/978-3-658-03390-3_1.
- Guske, K. (2014). *Zwischen Bibel und Grundgesetz. Die Religionspolitik der Evangelikalen in Deutschland*. Wiesbaden: Springer VS. doi:10.1007/978-3-658-03847-2_1.
- Hayford, S. R. & Morgan S. P. (2008). Religiosity and fertility in the United States: The role of fertility intentions. *Social Forces*, 86, S. 1163-1188. doi:10.1353/sof.0.0000.
- Heineck, G. (2006). The relationship between religion and fertility – Evidence from Austria. *Papers on Economics of Religion*, 06, S. 1-26.
- Hilbe, J. M. (2014). *Modeling count data*. Cambridge: Cambridge University Press. doi: 10.1017/CBO9781139236065.
- Huber, S. (2003). *Zentralität und Inhalt. Ein neues multidimensionales Messmodell von Religiosität*. Opladen: Leske + Budrich. doi:10.1007/978-3-663-11908-1.
- Huber, S. (2008). Kerndimensionen, Zentralität und Inhalt. Ein interdisziplinäres Modell der Religiosität. *Journal für Psychologie*, 16, S. 1-17.
- Huber, S. & Huber, O. W. (2012). The Centrality of Religiosity Scale (CRS). *Religions*, 3, S. 710-724. doi: 10.3390/rel3030710.
- Hubert, S. (2010). Fördert Religion die Fertilität? Eine empirische Untersuchung anhand des pairfam-Datensatzes. *Familienprisma*, 4, S.18-21.
- Hubert, S. (2015). *The Impact of religiosity on fertility. A comparative analysis of France, Hungary, Norway, and Germany*. Wiesbaden: Springer VS. doi:10.1007/978-3-658-07008-3.
- Katechismus der katholischen Kirche (KKK). (1997). www.vatican.va/archive/DEU0035/_INDEX.HTM [Stand: 2016-09-20].
- Kraft, K. & Neimann, S. (2009). *Impact of educational and religious homogamy on marital stability*. Bonn: Institute for the Study of Labor (Discussion Paper 4491).
- Kreyenfeld, M. (2003). Crisis or adaptation – Reconsidered: A comparison of East and West German fertility patterns in the first six years after the „Wende“. *European Journal of Population*, 19, S. 303-329. doi:10.1023/A:1024992712815.
- Kröhnert, S. & Klingholz, R. (2010). *Glaube, Macht und Kinder. Erobern religiöse Menschen mit vielen Nachkommen die Welt?* Berlin-Institut für Bevölkerung und Entwicklung.
- Lehrer, E. L. (2004). Religion as a determinant of economic and demographic behavior in the United States. *Population and Development Review*, 30, S. 707-726. doi:10.1111/j.1728-4457.2004.00038.x.
- Lois, D. (2008). Einflüsse von Lebensstilmerkmalen auf den Übergang in die erste Ehe. *Zeitschrift für Familienforschung*, 20, S. 11-33.

- Lois, D. (2011a). Kirchenmitgliedschaft und Kirchengangshäufigkeit im Zeitverlauf – Eine Trendanalyse unter Berücksichtigung von Ost-West-Unterschieden. *Zeitschrift für Bevölkerungswissenschaft*, 36, S. 127-160.
- Lois, D. (2011b). Wie verändert sich Religiosität im Lebenslauf. Eine Panelanalyse unter Berücksichtigung von Ost-West-Unterschieden. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 63, S. 83-110. doi:10.1007/s11577-010-0124-z.
- Mc Quillan, K. (2004). When does religion influence fertility? *Population and Development Review*, 30, S. 25-56.
- Müller, A. (2006). *Die sexuelle Sozialisation in der weiblichen Adoleszenz. Mädchen und jungen Frauen deutscher und türkischer Herkunft im Vergleich*. Münster: Waxmann.
- Nauck, B. (2001). Der Wert von Kindern für ihre Eltern. „Value of Children“ als spezielle Handlungstheorie generativen Verhaltens und von Generationsbeziehungen im interkulturellen Vergleich. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 53, S. 407-435. doi:10.1007/s11577-001-0073-7.
- Philipov, D. & Berghammer, C. (2007). Religion and fertility ideals, intentions and behaviour – A comparative study of European countries. *Vienna Yearbook of Population Research*, 5, S. 271-305. doi: 10.1553/populationyearbook2007s271.
- Pollack, D. & Müller, O. (2013). *Religionsmonitor 2013. Religiosität und Zusammenhalt in Deutschland*. Gütersloh: Bertelsmann Stiftung.
- Ramsel, C. (2011). *Deutschland und seine Kinder – eine Frage der Religiosität. Gesellschaftliche und individuelle Bedingungen der Reproduktion religiöser Menschen*. <https://publikationen.uni-tuebingen.de/xmlui/handle/10900/46920> [Stand: 2016-09-20].
- Roloff, J. (2004). *Mögliches Verhalten von Frauen in West- und Ostdeutschland bei einer ungewollten Schwangerschaft und die Akzeptanz des Schwangerschaftsabbruchs – ein Zeitvergleich*. Wiesbaden: Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung (Materialien zur Bevölkerungswissenschaft, 113).
- Sandmann, T. (2015): *Religiosität und Fertilität*. Marburg: Philipps-Universität Marburg (M.A.-Abschlussarbeit).
- Srikanthan, A. & Reid, R. L. (2008). Religious and cultural influences on contraception. *Journal of Obstetrics and Gynaecology Canada/Journal d'obstétrique et de gynécologie du Canada*, 30, S. 129-137. doi:10.1016/S1701-2163(16)32736-0.
- Wagner, M. & Weiß, B. (2003). Bilanz der deutschen Scheidungsforschung. Versuch einer Meta-Analyse. *Zeitschrift für Soziologie*, 32, S. 29-39. doi:10.1515/zfsoz-2003-0102.
- Wenzel, S. (2010). Konvergenz oder Divergenz? Einstellungen zur Erwerbstätigkeit von Müttern in Ost- und Westdeutschland. *Gender*, 3, S. 59-76.

Eingereicht am/Submitted am: 03.11.2016

Angenommen am/Accepted on: 13.10.2017

Autoren/Authors:

Tim Sandmann†

zuletzt: Institut Empirica, CVJM-Hochschule, Kassel

PD Dr. Klaus Preisner

Universität Zürich

Institut für Soziologie

Andreasstrasse 15

8050 Zürich

Schweiz/Switzerland

E-Mail/Email: preisner@soziologie.uzh.ch

Motive für das zweite Kind

Eine qualitative Sekundäranalyse problemzentrierter Interviews

Motives for having a second child

A qualitative secondary analysis of problem-centered interviews

Zusammenfassung:

Zwei Kinder zu haben ist ein weit verbreitetes Ideal, aber keine Selbstverständlichkeit. Ziel dieses Beitrages ist es, orientiert am „Traits-Desires-Intention-Behaviour“-Modell nach Miller, Motive für den Wunsch nach einem zweiten Kind und ihre Rolle für den Übergang zur Intention zu untersuchen. Dafür werden problemzentrierte Interviews auf Grundlage der Grounded-Theory-Methodologie sekundär ausgewertet. Als Ergebnis werden vier Motive vorgestellt. Zweite Kinder werden als Teil eines traditionellen Familienbildes, als dispositionelle Selbstverständlichkeit, als „erstes Geschwisterkind“ und als „wiederholtes“ erstes Kind gedeutet. Die Motivlagen werden jeweils danach befragt, welche Informationen über Voraussetzungen für den Übergang in die Planungsphase sie enthalten. Dabei wird gezeigt, dass das Wissen über die Motivlagen dabei hilft, zu konkretisieren, unter welchen Bedingungen bestimmte Akteure dazu übergehen, das zweite Kind zu planen.

Schlagworte: Familie, Fertilität, zweites Kind, Grounded Theory, qualitative Sekundäranalyse, Elternschaft, Kinderwunsch, Parität

Abstract:

The two-child family is a widespread ideal. It is, however, not a matter of course. Based on Miller's Traits-Desires-Intentions-Behavior model, this paper investigates the motives of people for desiring a second child and how these motives may influence the progression towards intending this first family extension. The study uses secondary analyses of problem-centered interviews that are based on grounded theory methodology. As a result, four types of motives are identified. The second child may be interpreted as (a) a necessary component of the traditional family setting, as (b) a matter of course, (c) as a first sibling, and as (d) a “doubled” first child. Each of these motives has been scrutinized with regard to the specific circumstances causing people to intend having a second child. It is shown that identifying the respective motives for having a second child leads to a better understanding of the circumstances upon which particular actors start planning to actually have a second child.

Key words: family, fertility, second child, grounded theory, qualitative secondary analysis, parenthood, desire of having a child, parity

1. Einleitung

Zu Beginn des 21. Jahrhunderts leben mehr als die Hälfte der Menschen weltweit in Ländern, deren Fertilitätsrate nicht hoch genug ist, um die Population zu reproduzieren (Wilson 2004). Einer der Gründe für diese Entwicklung wird darin gesehen, dass Eltern nach dem ersten Kind kein weiteres bekommen (Bavel/Rózańska-Putek 2010; Billari/Kohler

2004). So stieg in Deutschland der Anteil an Frauen, die nach dem ersten Kind kein weiteres bekamen, von 25% in der Geburtskohorte von 1935-1939 auf 32% in der Kohorte von 1965-1969 (Margolis/Myrskylä 2015: 1151). Trotz dieser Entwicklung gilt zwei Kinder zu haben europaweit sowohl für die persönliche Lebensführung als auch für die Gesellschaft als bemerkenswert resistentes Ideal (Sobotka/Beaujouan 2014). Obwohl die Familienerweiterung um ein zweites Kind also ein demographisch relevantes Thema ist, setzen sich nur wenige Arbeiten mit diesem spezifischen Übergang auseinander (Perelli-Harris 2006: 730).

Um die Entscheidung zur Familienerweiterung zu beschreiben, kann in einem Stufenmodell zwischen Kinderwunsch, konkreter Fertilitätsintention und Realisierung unterschieden werden (vgl. Huinink 2016). Aus dieser Perspektive stellen sich die Fragen, warum einige Menschen sich überhaupt zwei Kinder wünschen und unter welchen Bedingungen sie in eine konkrete Planung bzw. schließlich in eine Realisierung übergehen. Im folgenden Artikel soll sich diesen Fragen durch die genauere Erforschung von Motiven für den Wunsch zum zweiten Kind genähert werden. Dafür wird eine qualitative Forschungsperspektive eingenommen. Ein qualitativer Zugang ist einerseits nötig, um die handlungsleitenden Motive und subjektiven Erwartungen der Akteure aufzuschließen. Er eignet sich andererseits insbesondere dazu, dynamische Verläufe und ambigue, inkonsistente und veränderliche Handlungsorientierungen zu erfassen (Gubrium/Holstein 1994) Durch die Analyse von Sinnzusammenhängen wird herausgearbeitet, dass eine bessere Kenntnis der Motivation für ein zweites Kind dabei helfen kann zu verstehen, welche Bedingungsfaktoren die Intention für ein zweites Kind beeinflussen.¹

Im Folgenden werden zunächst die Forschungsstände zu Motiven für den Wunsch nach einem zweiten Kind und zu Bedingungsfaktoren für die Intention für ein zweites Kind vorgestellt. Im Anschluss wird der theoretische Rahmen der Arbeit skizziert. Erläuterungen zu Daten und Methode der sekundären Feinanalyse von zwölf problemzentrierten Interviews finden sich in Abschnitt 4. Zum Schluss wird ein Fazit gezogen und ein Ausblick auf künftige Möglichkeiten zur Anschlussforschung gegeben.

2. Forschungsstand

Elternschaft steht in Deutschland zwar noch weit oben auf der Liste erstrebenswerter Lebensziele, ist jedoch keine konkurrenzlose Selbstverständlichkeit mehr (Huinink 2016: 228; Peuckert 2012: 224). Vor dem Hintergrund dieser Entwicklung stellt sich verstärkt die Frage, welche Motive den Wunsch nach Kindern bzw. spezifisch nach einem zweiten Kind überhaupt begründen. Der prominenteste Ansatz, der sich mit Kinderwunschmotiven beschäftigt, ist der *Value of Children*-Ansatz (Hoffman/Hoffman 1973). Danach fällt die Kinderanzahl dort geringer aus, wo Kinder nicht hauptsächlich in Verbindung mit materiellen Motiven (z.B. Beitrag zum Haushaltseinkommen), sondern mit psychischen Motiven geboren werden (z.B. Stimulation und Spaß). Diese paritätsunspezifische Untersuchung von Kinderwunschmotiven erweist sich jedoch als zu grobkörnig, um den Über-

1 Dieser Artikel vertieft Einsichten einer Qualifikationsarbeit, die im Frühjahr 2016 an der Universität Bremen entstanden ist.

gang vom ersten zum zweiten Kind zu beschreiben. Das zweite Kind wird undifferenziert zusammen mit dem ersten Kind der Kategorie der niedrigen Kinderzahl zugeordnet: „Ein oder zwei Kinder können genauso viel psychische Befriedigung schaffen wie vier oder mehr Kinder“ (Nauck 2007: 328; vgl. mit gleicher Einschätzung: Brose 2008: 31; Gerlach 2010: 85; Huinink 2000: 375; Huinink/Konietzka 2007: 155; Nauck 2001: 418f.; Van De Kaa 1987: 6).

Instruktiver sind deshalb Ansätze, die spezifisch nach Motiven für das zweite Kind fragen. Prominent ist dabei das „Geschwistermotiv“: Eltern befürchten, Einzelkinder würden mit unvorteilhaften Charakterzügen ausgestattet oder wollen generell einen Spielgefährten bzw. ein „Kind für das erste Kind“ (Fachinger 1981: 92; vgl. auch Jefferies 2001). Untersuchungen zeigten, dass Einzelkinder für verzogen, allein, unangepasst, selbstbezogen, bevormundend und zänkisch gehalten werden (Falbo 1982; Hagemen/Morgan 2005). Obgleich diese Annahmen als ungerechtfertigte Vorurteile enttarnt wurden (Laybourn 1994; Mancillas 2006) oder zumindest umstritten sind (Pinquart/Silberstein 2009), sind sie dennoch sozial wirkmächtig und können Motive für zweite Kindgeburten darstellen. Paare, die sich entschließen „nur“ ein Kind zu bekommen, setzen sich damit der Gefahr aus, von anderen dafür kritisiert zu werden, ihren Kindern kein Geschwister bereitzustellen bzw. nicht genügend Engagement für ihre Elternschaft zu zeigen (Busfield/Paddon 1977; Callan 1985). Das einmal bestehende Zwei-Kind-Ideal kann als wirkmächtige soziale Norm verstanden werden, die Eltern dazu bringt, es zu teilen und ihm zu entsprechen, um sozialer Sanktionierung zu entgehen (Axinn et al. 1994; Bühler/Philipov 2005).

Ein weiteres Motiv wird darin gesehen, dass die Zahl der gewünschten und realisierten Kinder von der Zahl der Kinder in der Herkunftsfamilie abhängt, die zumeist zwei beträgt (Booth/Kee 2009; Murphy/Wang 2001). Weiterhin sei der Wunsch, zwei Kinder unterschiedlichen Geschlechts zu haben, weit verbreitet und könne naturgemäß nur durch mindestens zwei Kindgeburten ermöglicht werden (Gray/Evans 2005; Hank 2007: 765). Sobotka und Beaujouan (2014: 411f.) vermuten, dass das zweite Kind auch in Ländern mit niedriger Kindersterblichkeit mit einem Versicherungs-Motiv verbunden wird. Wenn Eltern schon nicht um das Überleben ihrer Kinder bangen müssen, so doch darum, ob sie ihren Erwartungen gerecht werden und sie im Alter für sie sorgen werden. Empirische Evidenz können sie für diese Vermutung nicht zeigen.

Diese Ansätze konkurrieren nicht um Alleinerklärungsanspruch, sondern stellen Facetten der subjektiven Motivationen für den Wunsch nach einem zweiten Kind dar. Ob Akteure, die aus solchen Motiven heraus die subjektive Präferenz für ein zweites Kind haben, auch dazu übergehen, die Geburt eines zweiten Kindes konkret zu planen, hängt allerdings von Faktoren wie Ressourcenausstattung, Opportunitätsstruktur, Partnerschaft oder institutionellen und kulturellen Rahmenbedingungen ab. Brose (2008) und Kreyenfeld und Zabel (2005) zeigen, dass nicht-erwerbstätige Mütter eine hohe Übergangswahrscheinlichkeit zum zweiten Kind haben. Solche Ergebnisse werden häufig so gedeutet, dass mit der Geburt des ersten Kindes ein „Sortierprozess“ (Brose 2008: 35) bzw. eine Polarisierung (Kreyenfeld/Huinink 2003) zwischen familien- und erwerbsorientierten Lebensmodellen stattfindet (Hakim 2003).

Newman (2008) stellt in seiner qualitativen Interviewstudie in Australien heraus, dass die physische und emotionale Erfahrung in der frühen Elternschaftsphase einen wenig be-

achteten Einfluss auf die Planung weiterer Kinder hat. Lutz et al. (2013) untersuchen in einer Analyse des pairfam-Datensatzes, welche Bedeutung die Erfahrung mit dem ersten Kind für die Intention zur Familienerweiterung hat. Sie zeigen dabei unter anderem auf, dass die Intention zum zweiten Kind abnimmt, sobald das erste Kind mindestens drei Jahre alt ist. Sie vermuten, Eltern verbänden mit dieser Altersschranke eine geringe Bedeutung der positiven Sozialisationsfunktion füreinander.

Diese Arbeiten liefern wichtige Einsichten in die Frage, mit welchen Motiven Akteure ihren Wunsch nach einem zweiten Kind verbinden und welche Faktoren die Herausbildung einer konkreten Intention beeinflussen. In dieser Studie sollen beide Forschungsstränge stärker zusammengeführt werden. Einerseits wird untersucht, ob die teils theoretisch konstruierten Motive in der sozialen Realität Wirkmächtigkeit besitzen und ob sich weitere Motive finden lassen. Zum anderen soll exemplarisch gezeigt werden, wie Akteure mit einem gegebenen Wunschmotiv sinnhaft auf Rahmenbedingungen Bezug nehmen und subjektiv Relevanzen setzen.

3. Theoretische Rahmung

Den theoretischen Rahmen der Untersuchung stellt das „Traits-Desires-Intention-Behaviour“-Modell (TDIB) von Miller (1994, 2011) dar. Danach wird der Entscheidungsprozess für Kinder in sequentielle Segmente untergliedert, die je einzeln und in Bezug zueinander adressiert werden können. Die Kinderwünsche (*desires*) werden von Einstellungsmerkmalen (*traits*) gegenüber Kindern beeinflusst. Unter Bezugnahme auf individuelle Rahmenbedingungen, wie etwa Ressourcenausstattung oder Alter, werden bestimmte Intentionen (*intentions*) ausgebildet, die zu einem prozeptiven oder kontrazeptiven Verhalten (*behaviour*) führen können. Der Globalbegriff „Kinderwunsch“ wird hier also differenziert. Das Element des Wunsches bezieht sich auf die Idealvorstellung der Kinderanzahl über die gesamte Spanne der Reproduktionsfähigkeit und wird deshalb in der internationalen Forschung teils auch mit den Begriffen „ideal“ oder „preferences“ angesteuert (Hin et al. 2011: 133f.). Die Intention zur Familienerweiterung hingegen wird zwar von den Idealen beeinflusst, bezieht aber auch Faktoren ein, die das empfundene „Können“ beeinflussen, wie etwa Partnerlosigkeit oder Abstand zum ersten Kind. Die Untersuchung von Intentionen wird entsprechend teils als aussagekräftiger zur Vorhersage konkreter Realisierung eingeschätzt (vgl. Bernardi et al. 2015). Intentionen sind also auf Wünsche bezogen, sind aber nicht mit ihnen identisch. Aus einer lebenslauftheoretischen Perspektive haben Intentionen einen „stärkeren lebenszeitlichen Bezug“ (Huinink 2016: 236), da sie dann relevant werden, „wenn Paare die Zeit für ein (weiteres) Kind gekommen sehen, wenn also für sie relevante Voraussetzungen erfüllt sind“ (ibid.; vgl auch Huinink et al. 2008).

An diesem Verhältnis zwischen Wunsch und Intention setzt die vorliegende Studie an. Indem Motive untersucht werden, wird auf die Ebene der „desires“ gezielt, um die Beschaffenheit dieser „cognitive constructs“ (Wagner et al. 2014: 595) zu vermessen. So wird nicht nur registriert, ob Akteure sich ein zweites Kind wünschen, sondern auch welche Bedeutung sie mit einem zweiten Kind verbinden. Motive haben also einen Informa-

tionsüberschuss, indem sie nicht nur auf eine abstrakte Kinderwunschzahl deuten, sondern auch konkretisierende Informationen dazu bereithalten, *welche Voraussetzungen* Akteure jeweils als relevant erachten, um in die Phase der Intention überzugehen. Indem Motive, die mit dem zweiten Kinderwunsch verbunden sind, analysiert werden, kann also eine systematische Verbindung zum Entscheidungselement der „Intention“ hergestellt werden. Damit wird eine genuin paritätsspezifische Perspektive eingenommen. In Abgrenzung zum *Value-of-Children*-Ansatz wird nicht global nach dem Wert „der Kinder“ gefragt, sondern spezifisch nach der Bedeutung, die Akteure dem zweiten Kind zuschreiben.

Die Suche nach Motiven, die mit dem Wunsch nach einem zweiten Kind verbunden sind, darf insofern nicht mit der Suche nach „Funktionen“ der Kinder verwechselt werden. Es wird nicht *ex ante* davon ausgegangen, dass die Identifikation positiver Externalien auf gesellschaftlicher Ebene (Olsaretti 2013) oder Akteurebene (Hoffman/Hoffman 1973: 46) eine hinreichende Erklärung ihres Entstehens darstellt. Orientiert an der Schütz'schen Darstellung wird stattdessen auf Um-Zu-Motive und Weil-Motive gezielt (Schütz 1971: 80-83). Die Um-Zu-Motive verweisen vom Standpunkt des Handelnden her in die Zukunft und sind damit eine subjektive Kategorie. Sie entsprechen erwarteten Funktionen. Beispielsweise bekommt eine Frau ein zweites Kind, *um* im Alter nicht allein zu sein. Die Frage, ob das Kind später diese Funktion erfüllen wird oder ob es nicht beispielsweise im Zuge eines innerfamiliären Konfliktes den Kontakt zur Mutter abbrechen wird, bewegt sich wiederum auf der Ebene der faktischen Funktion. Das Weil-Motiv verweist auf vorangegangene Erfahrungen des Akteurs und kann damit etwa vergangenheitsbezogene biografische Pfadabhängigkeiten oder Paarentwicklungen sichtbar machen. Es ist dem soziologischen Beobachter zugänglich, der die Einstellung der Handelnden auf ihr Handeln von der ausgeführten Handlung her rekonstruieren muss.

Die Differenzierung zwischen diesen Formen von Motiven dient nicht dazu, Handlungen disjunkt entweder durch ein Weil-Motiv oder durch ein Um-Zu-Motiv zu verstehen. Es handelt sich vielmehr um zwei verschiedene Analyseperspektiven. Wie im TDIB-Modell dargestellt, ergeben sich Wünsche nicht nur aus expliziten, zukunftsbezogenen Erwartungen, sondern auch aus verborgenen, motivationalen Einstellungen (Miller 2011: 76). Wie mit Bezug auf Schütz gezeigt wurde, kann der Begriff des Motivs beide Perspektiven einfangen.

4. Methode und Daten

Für die Untersuchung wurde ein qualitativer Ansatz gewählt. Damit soll zu einem umfassenderen Verständnis generativen Verhaltens beitragen werden (Borchardt/Stöbel-Richter 2004: 5; Newman 2008: 2f.). Ein sinnverstehendes Vorgehen eröffnet Zugang zu Orientierungsleistung und subjektiver Motivation, die im Zentrum des Forschungsinteresses stehen (Hollstein/Ullrich 2003). Akteure beziehen sich sinnförmig auf ihre Motivlage und schreiben bestimmten Rahmenbedingungen als Voraussetzung der Herausbildung einer Intention Relevanz zu. Erst in diesem Zuschreibungsprozess werden die Akteure dazu befähigt, die Option der zweiten Kindesgeburt mit ihren Wünschen und konkurrierenden Lebenszielen (zum Beispiel freizeit- oder berufsorientierten Lebensstilen) zu vergleichen,

ihre Folgen abzuschätzen, sie mit ihrer Ressourcenlage abzugleichen und schließlich zu bewerten. Um diese Deutung methodisch erfassen zu können, gilt es, die Perspektive des interpretativen Paradigmas einzunehmen und die Deutungsleistungen der handelnden Akteure, ihre subjektiven Relevanzstrukturen und Handlungsorientierungen in den Vordergrund zu stellen.

Für die Studie wurden 12 problemzentrierte Interviews dem Forschungsprogramm der *Grounded-Theory-Methodologie* (GTM) folgend sekundär einer Feinanalyse unterzogen.

Das empirische Material stammt aus einem Pool von 118 Interviews, die am Max-Planck-Institut für demografische Forschung in Norddeutschland erhoben wurden.²

Die Primärerhebung widmete sich der Fragestellung, wie sich soziale Netzwerke auf Wünsche, Erwartungen, Einstellungen und Verhalten bezüglich Familiengründung und -erweiterung auswirken. Es handelte sich um eine methoden-integrative Untersuchung, die problemzentrierte Interviews nutzte, um die subjektive Bedeutung von Familiengründung und -erweiterung zu untersuchen und mit Netzwerkkarten und Netzwerktabellen arbeitete, um quantifizierbare Charakteristika der sozialen Netzwerke zu erforschen. Im Zuge der Sekundäranalyse konnte auf den Pool von 118 Interviews zurückgegriffen werden. Es handelte sich um problemzentrierte Interviews zu den Themenbereichen Lebenslauf, Partnerschaft, eigene Kinder, soziale Beziehungen, soziales Netzwerk, gesellschaftlicher Wandel und allgemeine Werte und Lebensziele. Die Interviews wurden mit Männern und Frauen eines Abschlussjahrganges mit mittleren und hohen Bildungsabschlüssen in Lübeck und Rostock im Alter zwischen 26 und 31 Jahren sowie mit je bis zu drei Alteri (Verwandte, Freunde) geführt. Sofern möglich, wurden die Interviews bei den Personen zu Hause geführt. Sie dauerten etwa eineinhalb bis zwei Stunden.

Die Sekundäranalysen qualitativer Daten ist eine in Deutschland nur zaghaft praktizierte Forschungsstrategie, weshalb einige Implikationen kurz erläutert werden sollen. Einerseits bildet die Thematik in methodischen Lehrbüchern einen „silent space“ (Thompson 2000: 3). Andererseits neigt die vorhandene Diskussion zur Polarisierung (Medjedović/Witzel 2010: 56). Hier wird der Argumentation gefolgt, dass die vorhandene Skepsis eher auf mangelnde Erfahrung denn auf unüberwindbare epistemologische Probleme zurückzuführen ist (Medjedović/Witzel 2005; in Abgrenzung etwa zu Mauthner et al. 1998: 742f.). Die Frage nach der Durchführbarkeit der qualitativen Sekundäranalyse wird hier nicht als Grundsatzfrage verstanden, sondern muss anhand spezifischer, je zu bewertender Kriterien geklärt werden (Berg 2005, Abschnitt 44-48).

Formal waren die Voraussetzungen gegeben, denn es bestand Zugang zu den zumeist vollständig transkribierten und digitalisierten Interviews, Postskripten und soziodemografischen Kurzfragebögen. Auch inhaltlich war das Material kompatibel zum vorliegenden Forschungsinteresse. Ein Interessenschwerpunkt der primären Untersuchung lag „auf der Motivations- und Entscheidungsfindung hinsichtlich einer Erst- oder Zweitelternschaft“ (Bernardi et al 2006: 371). Dass eine kontextentkoppelte Wiederverwendung der

2 Ich bedanke mich bei Sylvia Keim für die Bereitstellung der Daten für diesen Aufsatz. Die Daten wurden von Holger von der Lippe und Sylvia Keim im Rahmen des Projekts „Social Influence on Family Formation and Fertility in Northern Germany“ erhoben, das durch die Independent Research Group „The Culture of Reproduction“ unter der Leitung von Laura Bernardi am Max-Planck-Institut für demografische Forschung in Rostock gefördert wurde. Detailliertere Darstellungen zum methodischen Design finden sich bei Bernardi et al. (2006, 2008, 2014; Keim et al. 2013).

Daten möglich war, wurde entschieden dadurch begünstigt, dass die Erhebung in Form von problemzentrierten Interviews (PZI) stattfand (Witzel 1989). Das PZI stellt durch seine Offenheit bei gleichzeitigem Fokus auf die subjektive Sichtweise der Interviewten ein Erhebungsmittel dar, das Sekundäranalysen ermöglicht (Medjedović/Witzel 2005: 21). Das ursprüngliche Design wendet sich zudem explizit gegen eine „Leitfadenbürokratie“ (Hopf 1978) und gewährt stattdessen „dem individuellen Erzähl- und Themenfluss der Befragten stets den Vorrang“ (Bernardi et al. 2006: 363). So werden durch die Interviewleitfäden zwar gezielt Themenbereiche aufgegriffen. Dennoch lassen diese zum einen Raum für die Konstruktion der Binnenperspektive der Akteure. Die Offenheit für längere Erzählpassagen im Themenbereich „Lebenslauf“ eröffnet weiterhin Raum für autobiografische Stehgreiferzählungen, die durch immanente „Erzählzwänge“ (Kallmeyer/Schütze 1977) Zugriff auf Erfahrungsaufschichtungen erlaubt und so die Analyse vor zu starken Ex-Post-Rationalisierungen schützt (vgl. auch Schütze 1983). Der partiellen Divergenz der Forschungsinteressen wurde die Auswertung durch eine systematische Dekontextualisierung der Daten gerecht: Der Auswertungsvorgang, insbesondere der Vorgang der Kategorienbildung, fand gänzlich unabhängig von den Auswertungsvorgängen der Primärerhebung statt.

Die Auswahl zu analysierender Interviews gestaltete sich als „Auswahlentscheidungen innerhalb der gegebenen Daten“ (Medjedović 2014: 176), wodurch ein „künstliche[s] Datenkollektiv“ (Klingemann/Ekkehard 1975: 187) geschaffen wurde. Dieser Vorgang wird als „Sorting“ (Heaton 2004: 59) bezeichnet. Die Erkenntnislogik qualitativer Forschung definiert sich nicht über den Bezug auf eine Repräsentativität, die durch eine große Anzahl von Datensätzen hergestellt wurde. Wie Strübing darstellt, zielt die GTM, die als „Basisstrategie der qualitativen Sozialforschung“ (Lueger 2000: 223) den Hintergrund des Auswertungsverfahrens darstellte, vielmehr auf eine „konzeptionelle Repräsentativität“ (Strübing 2014: 78), die entsteht, wenn das fokussierte Phänomen in möglichst unterschiedlichen, heterogenen sozialen Kontexten untersucht wird. Die Heterogenität wird gewährleistet, indem maximale und minimale Kontrastierungen vorgenommen wurden (Jäger 1999: 145f.).

Als Ausgangspunkt wurde ein Fall ausgewählt, zu dem die Interviews beider Partner(innen) vorliegen, die bereits ein Kind haben, aber noch in einem Alter sind, in dem die Familienerweiterung biologisch möglich ist. Dadurch wurde schnell eine erste Sensibilität dafür geschaffen, dass die Entscheidung für das zweite Kind ein Prozess ist, der von subjektiven Relevanzstrukturen und Handlungsorientierungen bestimmt wird, da beide Interviews über das gleiche potentielle zweite Kind sprechen, die Rahmenbedingungen also weitgehend identisch sind. Umso deutlicher zeigte sich, dass diese keinen deterministischen Einfluss auf das Fertilitätsgeschehen nehmen. Ausgehend von diesem Fall wurden in der Samplekonstruktion minimale (I) und maximale (II, III, IV) Kontrastierung vorgenommen, um das Feld der möglichen Strukturierungen weit zu öffnen und eine Sensibilisierung für die Heterogenität zu schaffen. Unter dieser Maßgabe wurde folgende Fallauswahl getroffen:

(I): Ein Kind, westdeutsch, hohe Bildung (Interviews 1-4, 11 und 12)

Diese Minimalkontrastierungen dienen der Anreicherung und Differenzierung der Codes, die in der ersten Analyse erstellt wurden.

(II): Zwei Kinder, ost-/westdeutsch, niedrige Bildung (Interviews 5,7-9)

Einen Maximalkontrast herzustellen dient dazu, die Reichweite und damit letztlich auch die Generalisierbarkeit der Aussagen und Kodierungen zu erhöhen. Während die Kontrastierungen bzgl. des Wohnortes und der Bildung deduktiv motiviert waren (vgl. z.B. Buhr/Huinink 2015), suggerierte die erste Analyse ebenfalls Variationen bezüglich der Kinderzahl. Durch den Einbezug von Personen, die bereits zwei Kinder haben, eröffnete sich die Möglichkeit einer retrospektiven Erzählung zu relevant gewordenen Kontextfaktoren für die Entscheidung zum zweiten Kind.

(III): Keine Kinder, westdeutsch, hohe Bildung (Interview 6)

(IV): Vier Kinder, ostdeutsch, niedrige Bildung (Interview 10)³

Wiederum zum Zwecke der Maximalkontrastierung wurden im Folgenden Interviews einer kinderlosen Person und einer Person mit vier Kindern ausgewählt. Erste ermöglichte es, die bisherigen Erzählungen mit solchen Darstellungen zu vergleichen, bei denen die Informationen über Elternschaft nur aus „zweiter Hand“ stammt. Im Gegensatz dazu ermöglicht das Interview mit einer kinderreichen Person eine Perspektive zu beleuchten, bei der die zweite Elternschaft nur eine Episode des weiteren Fertilitätsverhaltens darstellte. Aus forschungspragmatischen Gründen sind diese Kontraste mit nur je einem Interview vertreten.

Die Auswertung unterteilte sich in zwei unterschiedliche Strategien: eine querstrukturierte und eine längsstrukturierte Auswertung (Kruse 2015: 616). Während in der längsstrukturierten Auswertung Fallexzerpte erstellt wurden, um die falleigenen Motive herauszuarbeiten, wurde im Zuge der querstrukturierten Analyse kategorienbildend gearbeitet und mit Hilfe der Schritte des offenen, axialen und selektiven Kodierens der Fallvergleich vorangetrieben (Strauss 1994: 90ff.). Auf Grundlage der so entwickelten Kategorien wurde ein Motivschema erarbeitet, das vier Motive unterscheidet.

5. Ergebnisse

Im Folgenden werden vier Motive vorgestellt. Zum Verständnis der Motivdarstellung ist es wichtig zu betonen, dass es sich dabei um eine Schematisierung handelt. Es ist davon auszugehen, dass Akteure nie nur ausschließlich eine Motivation mit dem zweiten Kind verbinden. In den Interviews lassen sich jedoch durchaus dominante Motive finden, die Auswirkungen darauf haben, welchen ermöglichenden Faktoren besondere Relevanz zugesprochen wird.

Motiv I: Das zweite Kind als Teil eines traditionellen Familienbildes

Ein Motiv, in dem das zweite Kind sehr vermittelt adressiert wird, zeigt sich in seiner Einbettung in ein normativ gestütztes, traditionelles Familienbild. Zur Illustration dessen dienen zunächst Passagen aus zwei Interviews mit miteinander verheirateten Personen:

3 Die Kontrastierungen bezüglich des Wohnorts und des Bildungsabschlusses orientieren sich im breiten thematischen Interesse der Studie, spielen aber in diesem Artikel keine systematische Rolle und werden insofern nur um der Transparenz willen dokumentiert.

„Also, dass wir Kinder haben wollten, das stand ab 'ner gewissen Zeit in unserer Beziehung fest. Das war klar, als wir dann auch 'ne gewisse Zeit zusammen waren und auch die Entfernung, also er [Stadt 1] und ich [Stadt 2]... denn war klar, dass man dann auch irgendwann diesen Schritt macht, dieses klassische Modell. Verheiratet sein, 'n Kind haben und so.“ (weiblich, 30 Jahre, 1 Kind (1 Jahr))

„Ist eigentlich nur einer da, der geschieden ist. Der im Prinzip von vorne anfängt. Aber alle anderen sind irgendwie in der gleichen Situation. 'ne Frau, Kind, Bauen. Oder sind kurz davor, oder so. Volle normale Spießernummer. [lacht]“ (männlich, 34 Jahre, 1 Kind (1 Jahr))

Beide Passagen referieren in den Begriffen „Klassisches Modell“ bzw. „Spießernummer“ auf einen Lebensentwurf, der als so bekannt, selbsterklärend und verständlich vorausgesetzt wird, dass dessen Erläuterungen sich in stakkatoartigen Stichwortnennungen erschöpft. Im Bild des „Von-vorn-Anfangens“ in der zweiten Passage werden biografische Entscheidungen als Pfad gedeutet, der einmal begangen, weitere Entscheidungen umgeht und stattdessen eine programmatische Abarbeitung erfordert. In diesem Verständnis sind die Ehe, die Kohabitation und die Elternschaft nicht nur zeitlich, sondern ursächlich verbunden und stellen Teil eines einmal eingeschlagenen Lebensweges dar. Die Befragte beschreibt diese Übergänge entsprechend als „normaler Prozess“. Die Ausführungen beschränken sich hier also nur scheinbar auf die Entscheidung über das erste Kind. Es fällt auf, dass bei einer Reihe von Ausführungen nicht systematisch zwischen der Singularform „Kind“ und der Pluralform „Kinder“ unterschieden wird. So etwa in der folgenden Darstellung:

„Aber irgendwie doch, aber es war uns schon klar, wenn wir dann in das Haus einziehen, dann – gut, es war uns nicht bewusst, dass wir da einziehen und jetzt gleich das Kind da ist... so kann man ja auch nicht planen. Aber uns war eigentlich schon klar, wenn das Haus steht und wir hier einziehen, irgendwann soll hier auch ein Kind durchflitzen.“ (weiblich, 30 Jahre, 1 Kind (1 Jahr))

Wie wenig später im gleichen Interview deutlich wird, repräsentiert das Bild des „flitzenden Kindes“ die spezifischere Vorstellung von zwei Kindern:

„Wir wollen ein zweites Kind, darüber haben wir gesprochen, das war von vornherein klar, dass wir immer zwei Kinder schon wollten, eigentlich.“ (weiblich, 30 Jahre, 1 Kind (1 Jahr))

Die unklare Unterscheidung zwischen den beiden Kindern ist kein Zeichen sprachlicher Nachlässigkeit. Die Bezeichnung „Kind“ repräsentiert eher den eigenen biografischen Statusübergang zur Elternschaft, als einen klar definierten Kinderwunsch. Nach diesem Statusübergang stellt der Übergang zum zweiten Kind keine isolierte, einschneidende Einzelentscheidung mehr da, sondern ist bereits implizit mit-gemeint.⁴ So deutet die Interviewte in diesem Fall etwa auch die Etablierung der Arbeitsteilung nicht als Ergebnis einer expliziten Entscheidung, sondern als notwendige Folge der Elternschaft: „Und weil dann das Kind kam, musste ich erst mal Hausfrau und Mutter sein.“ Im vorliegenden Fall ist dieses traditionale Verständnis der Arbeitsteilung Bestandteil eines Motives, in dem

4 Diese Handlungsleitung findet ihren Ausdruck am ehesten im Begriff des „Skriptes“ (Esser 2001: 113), der die komplexitätsreduzierende Funktion biografischer Festlegungen einfängt. In einem Skript werden einzelne Handlungen zusammenhängenden, gesellschaftlich anerkannten, kontinuierlichen Sequenzen zuordnet. Es kann den Akteuren damit als Leitfaden ihrer biografischen Entwicklung dienen. Friedman et al. (1994) erkennen in der biografischen Festlegung eine Unsicherheitsreduktion und erklären diese zur zentralen Funktion von Kindern.

der Übergang zur ersten Elternschaft einen einschneidenden, aber letztlich als wünschenswert bewerteten Wandel der Lebensführung mit sich bringt.

„Zu meiner Familie kann ich nur sagen, das ist jetzt das nächste Ziel mit Abstand erst mal – dass ich sie auf keinen Fall missen möchte, dass ich auch trotz aller Schwierigkeiten, die ich hatte, das immer wieder so machen würde und ich gerade durch unsere Tochter erkannt habe, andere Dinge wirklich nicht so wichtig zu nehmen, wie eben Karriere und dergleichen, weil einfach... dass ich mein Leben führen kann. Hätte ich nie für möglich gehalten. Also vor paar Jahren wären diese Fragen, glaube ich, anders beantwortet worden, aber jetzt ist es so.“ (weiblich, 30 Jahre, 1 Kind (1 Jahr))

Die Akteurin stellt hier umstandslos dar, dass das Einnehmen der Mutterrolle für sie mit Schwierigkeiten und Konflikten zwischen Lebensbereichen verknüpft war. Sie deutet diese Defiziterfahrungen jedoch nicht als Grund gegen ein weiteres Kind, sondern als Anstoß eines Wandels ihrer Präferenzordnung, in dem konkurrierenden Lebenszielen wie der Karriere Relevanz abgesprochen wird. Dieser Entwicklung spricht sie den Stellenwert einer „Erkenntnis“, also einer tieferen, wahren Einsicht zu. Durch diese Deutung kann zur Intention zum zweiten Kind als Etappe der Vervollständigung der traditionellen Familie auch dann übergangen werden, wenn Eltern von negativen Erfahrungen mit der ersten Elternschaft überrascht werden.

In diesem Motiv stellt das zweite Kind vorderhand eine Komponente eines zusammenhängenden familialen biografischen Entwurfes dar. Unter der Bedingung, dass das zweite Kind zum Zeitpunkt der Familiengründung als biografische Selbstverständlichkeit gedeutet wird, ist hier insbesondere die Mutter dazu bereit, ihre Lebensstilpräferenzen anzupassen, Karrierepläne aufzugeben, um das zweite Kind auch unter Bedingung unerwarteter, negativer Elternschaftserfahrungen zu bekommen. Als notwendige Rahmung dieser Entscheidung erscheint eine stabile, als Ehe institutionalisierte Partnerschaft, Kohabitati-on und ökonomische Sicherheit durch den Verdienst des Partners.

Motiv 2: Das zweite Kind als dispositionelle Selbstverständlichkeit

Um den Wunsch nach einem zweiten Kind grundsätzlich als selbstverständlich und sein Ausbleiben als unwahrscheinlich und begründungspflichtig darzustellen, ist der Rekurs auf ein traditionales Familienbild jedoch nicht notwendig. Das zeigt das zweite Motiv, in dem das zweite Kind als eine dispositionelle Selbstverständlichkeit dargestellt wird. In der folgenden Passage erzählt eine Frau, weshalb Kinderlosigkeit für sie keine Option gewesen wäre:

„Weiß ich nicht. Also für mich war das nie ‘ne Frage, ob ich Kinder kriege oder nicht. Also das war schon, als ich selber Kind war, klar, dass ich irgendwann mal zwei Kinder haben möchte. Und meine Kinder sagen jetzt auch schon, ich möchte zwei Kinder haben oder ich möchte drei Kinder haben, die eine will zwei, die andere will drei. Das ist auch nicht irgendwie die Frage. Wahrscheinlich steckt das auch schon bisschen so in einem oder so.“ (weiblich, 30 Jahre, 2 Kinder (6 Jahre))

Der Wunsch nach einem zweiten Kind wird hier nicht als kontingent und begründungspflichtig verstanden. Er bedarf keiner erwartungsbezogenen Rechtfertigung. Darin, dass der Fluchtpunkt des eigenen Fertilitätsverhaltens aus Perspektive der Befragten nicht konstruiert, sondern eher rekonstruiert; nicht ausgehandelt oder entworfen, sondern entdeckt und befolgt wird, gleicht das Motiv jenem der Mutter der Interviewten:

„Ja, aber das mit den Kindern anfangen, war eigentlich ’n inneres Bedürfnis bei mir. Da kam auf einmal der Wunsch auf, ich möchte auch gerne irgendwie. Wie das bei den Frauen so ist und dann wurde der dann auch umgesetzt.“ (weiblich, 49 Jahre, 2 Kinder (30 und 27 Jahre))

Spezifisch mit Bezug auf das Motiv für den Wunsch nach einem zweiten Kind führt sie weiter aus:

„So wie es eigentlich bei fast allen Frauen denn noch mal der zweite Trieb ist sozusagen, die einen sind groß und gehen aus dem Haus, es wird langweilig, man hätte gern noch mal was Kleines.“ (weiblich, 49 Jahre, 2 Kinder (30 und 27 Jahre))

Zwei Kinder zu wollen, wird hier als eine selbstverständliche Folge des Frau-Seins und als eine triebförmige Handlungsmotivation gedeutet – und bildet damit eine stabile psychosoziale Disposition.

Auf welche Weise werden auf Grundlage dieses Motives relevante Einflussfaktoren sinnhaft markiert? Im Gegensatz zum ersten Motiv wird das zweite Kind hier nicht in einen traditionellen familiären biografischen Pfad eingebettet. Das hat Auswirkungen darauf, welche Bedingungen für die Intention zum zweiten Kind als relevant erscheinen.

So berichtet die Tochter der eben zitierten Mutter darüber, wie es zur Entscheidung für zwei Kinder kam:

„Also es war für mich keine Frage gewesen. Also ich hab’ da jetzt auch nicht hin und her gerechnet, manche sagen, ja, jetzt ist ’n schlechter Zeitpunkt. Aber es hört sich eigentlich blödsinnig [an], diesen Zeitpunkt des Kinderkriegens festzusetzen, weil, die Kinder hat man 20 Jahre lang. Also wenn man jetzt 20 Jahre lang immer irgendwann, ist immer irgendwo ’n schlechter Zeitpunkt, aber man kriegt es denn trotzdem hin.“ (weiblich, 30 Jahre, 2 Kinder (6 Jahre))

Die Entscheidungen darüber, ob und wann Kinder geboren werden sollen, werden hier zwar grundsätzlich als planbar verstanden. Mit Hinblick darauf, dass sie sehr langfristige und weitreichende Auswirkung für die eigene Biografiegestaltung haben, wird jedoch dargestellt, dass es nicht möglich sei, je in eine nicht-ambivalente Situation zu kommen, in der die Kindsrealisierung problemlos möglich scheint. So wird der Übergang zur Intention zum zweiten Kind von der Relevanz der Kontextfaktoren entkoppelt. Damit kann im Rahmen dieses Motives die Intention auch unter widrigen Umständen ausgebildet werden, die anderen Akteuren als Ausschlusskriterien für eine Familienerweiterung erscheinen müssen. Beispielhafte Ausformungen dessen zeigen sich in den Erzählungen der Mutter. Zwei Jahre nach der Geburt des ersten Kindes ließ sie sich scheiden und zog das Kind allein neben dem Studium groß, in dem sie es in einer Wochenkrippe betreuen ließ. Für das zweite Kind entscheidet sie sich zum Ende ihres Studiums:

Befragte: „[...] ich hatte damals auch ’n Freund gehabt in [Stadt], und dann hatt’ ich mich dann dazu entschlossen, die Pille abzusetzen, dann hat ’s auch gleich geklappt. War sehr schön, hab’ mich auch riesig gefreut, nur der Freund nicht. Der hatte nämlich schon ’ne Verlobte, das hat er mir nicht erzählt. Da hab’ ich halt gedacht, das macht auch nix, Hauptsache du hast deine beiden Kinder. Und das war dann eigentlich auch, trotzdem auf alle Fälle ’n Wunschkind, also ich hatte nie irgendwie was dagegen.“

Interviewer: Dass Sie das vorher da groß besprochen hätten, irgendwie so?

Befragte: Ich glaub’, das wäre danebengegangen, dann hätte ich dieses Kind nie bekommen.“ (weiblich, 49 Jahre, 2 Kinder (30 und 27 Jahre))

Die Interviewte stellt ihren Kinderwunsch als persönliche Angelegenheit da, die von der Paarbeziehung weitgehend entkoppelt wird. Die Aufgabe der partnerschaftlichen Abstimmung wird durch heimliches Absetzen der Pille umgangen. Die Kinder werden nicht den beiden, bei der Zeugung beteiligten Personen zugerechnet, sondern einzig der Mutter. Als notwendige Bedingung für die Intention zum zweiten Kind werden hier weder eine stabile Partnerschaft – geschweige denn eine Ehe – noch eine Kohabitation, finanzielle oder biografische Planungssicherheit oder die Aussicht auf eine intensive Interaktionszeit mit dem zweiten Kind verhandelt. Den Unterhalt für sich und die Kinder bestreitet die Akteurin, indem sie neben ihrer hauptberuflichen Tätigkeit nachts in einer Bar jobbt:

„Und dann kam man natürlich in der Woche auch bisschen früh nach Hause, morgens so um fünf, und dann musste man ja wieder die Kinder fertig machen und wieder zur Arbeit.“ (weiblich, 49 Jahre, 2 Kinder (30 und 27 Jahre))

Im Kontrast zum im ersten Motiv vorgestellten Fall erscheint hier weder die erste noch die zweite Elternschaft als eine einschneidende biografische Erfahrung, die größere Anpassungen der Lebensführungspräferenzen oder Verzicht bei der Vereinbarkeit verschiedener Lebensbereiche erfordert: „Also bei mir ist [das erste Kind] nebenbei mit aufgewachsen.“ Die eigenen Kinder werden hier kaum als eine Eingrenzung der Handlungsfreiheit verstanden. Das eröffnet Zeitressourcen, die für die Erwerbsarbeit und damit letztlich für die Finanzierung der Kinder entscheidend sind. Kohärenterweise wird das Babyjahr in diesem Interview im Nebensatz als „Freizeit“ verstanden. Diese biografischen Passagen plausibilisieren die Annahme, dass es sich bei dem Motiv nicht nur um eine reine Ex-Post-Rationalisierung handelt, sondern dass es auch der Handlungsorientierung dient.

Akteure, die sich auf ein derart robustes Motiv berufen, können auch dann eine Intention ausbilden und aufrechterhalten, wenn sie mit ökonomisch oder normativ widrigen Umständen wie Partnerlosigkeit, Alleinfinanzierung der Familie durch die Mutter oder biografische Planungsunsicherheit konfrontiert werden.

Motiv 3: Das zweite Kind als Geschwisterkind

Das dritte Motiv unterscheidet sich von den beiden vorherigen entscheidend dadurch, dass es explizite zukunftsgerichtete Annahmen darüber beinhaltet, welche Funktionserwartungen mit dem zweiten Kind verbunden werden. Grundlage ist die dominante Deutung des zweiten Kindes als erstes Geschwisterkind. In den Erzählungen wird nicht darauf referiert, zweimal ein Kind zu haben, sondern darauf, einmal zwei Kinder zu haben. Diese Verständnisse sind nur auf den ersten Blick identisch. Wird das zweite Kind dominant als erstes Geschwisterkind gedeutet, so wird der Geschwisterkonstellation eine emergente Qualität zugeschrieben bzw. die Erwartung dieser emergenten Qualität wird betont und besitzt motivierenden Charakter. So berichtet eine Akteurin, dass ihr Partner kein zweites Kind wolle, da er sich auf das Wissen berufe, dass Geschwisterkonstellationen per se keinen Vorteil darstellten:

„Oh, dann hat er irgendwann in der „Eltern“ ’n Artikel gelesen, dass Einzelkinder ja gar nicht so schlechter dran sind als Geschwisterkinder. Und seitdem ist das Thema sowieso durch.“ (weiblich, 30 Jahre, 1 Kind (2 Jahre))

Hier zeigt sich, dass dieses Motiv stark auf Wissen der Akteure beruht. Der Zweifel am Wissen um schätzenswerte Aspekte der Geschwisterrolle bedeutet einen Wegfall des

Wunsches der Familienerweiterung schlechthin. Insofern stellt sich das erwartungsbasierende Motiv als ungleich fragiler als die zuvor referierten Motive dar.

Dieses Motiv findet eine sprachliche Entsprechung durch den wiederkehrenden Rekurs auf „Geschwister“:

„Und ich hab’ auch drei Schwestern und mein Mann auch, der hat auch Geschwister und wir wollten das für [erstes Kind] auch gerne. Ich finde das ist schön, wenn Geschwister da sind.“ (weiblich, 31 Jahre, 2 Kinder (8 und 5 Jahre))

In diesem Beispiel wird der wünschenswerte Aspekt des Vorhandenseins von Geschwistern nicht expliziert, sondern diffus als „schön“ beschrieben. Legitimation gewinnt diese Darstellung durch den Bezug auf die eigene Sozialisation in Geschwisterkonstellationen. Dieser Bezug findet sich auch unter umgekehrten Vorzeichen, wenn die eigene Position als Einzelkind als Abgrenzungsfolie benutzt wird:

Interviewer: „Sie haben ja zwei Kinder. Würden Sie Ihrer Tochter auch empfehlen, zwei Kinder zu bekommen?“

Befragte: „Na, also, ich würd, ja... weil ich selbst Einzelkind bin. Ich fand das schrecklich immer alleine mit Eltern zu sein.“ (weiblich, 59 Jahre, 2 Kinder (35 und 29 Jahre))

Hier wird deutlich, dass die eigenen biografischen Erfahrungen nicht nur als Orientierung für den eigenen Kinderwunsch dienen. Sie können vielmehr von den spezifischen Umständen des eigenen Aufwachsens abgelöst und als generationenübergreifendes Wissen verstetigt werden.

In der folgenden längeren Passage wird deutlich, dass die als ideal empfundene Zahl an Kindern als begründungspflichtig verstanden wird. Während die ersten beiden Motive dadurch gekennzeichnet waren, dass der Kinderwunsch als selbstverständlich gegeben verstanden wurde, wägt der im Folgenden zitierte Akteur verschiedene Möglichkeiten ab und gelangt zu einer als begründet empfundenen Idealvorstellung von zwei Kindern. Während im vorherigen Ausschnitt dargestellt wurde, *dass* Geschwister eine wünschenswerte Konstellation bilden, wird hier in einem zweiten Reflexionsschritt erörtert, *warum* das so sei:

Interviewer: „Viele bekommen heutzutage nur ein Kind, kannst Du Dir das auch vorstellen?“

Befragter: „Nee, nee, also, nee. Ich komm auch aus ’ner kinderreichen Familie und finde es auch gut, dass Kinder Geschwister haben. Dann können die viel zu... ich hab ja selber viel mit meinen Geschwistern, ich unternehme ja heute noch, heute Nachmittag geh ich mit meinem Bruder zum Fußball zum Beispiel. Das ist einfach wichtig, um für das ganze Leben die Garantie zu haben, einen sozialen Halt. [...] Vor allen müssen sich auch Geschwister viel miteinander beschäftigen, sie bereichern die Familie, geben sich gegenseitig Anstöße, das ist gut, auf jeden Fall. Also zwei mindestens, so für mich, die Vorstellung als Einzelkind find’ ich blöd. Da ist man ja sowieso immer schon stigmatisiert: Einzelkind, die haben Komplexe, oder was weiß ich. Nö, zwei auf jeden Fall.“ (männlich, 32 Jahre, 1 Kind (3 Jahre))

Die Darstellung unterscheidet zwei Arten von Funktionen geschwisterlicher Beziehungen.

Einerseits werden sie als unkündbare Quelle emotionaler Anregungen und Unterstützungsleistungen verstanden. Andererseits wird die eigene Argumentation reflexiv gewendet und das Bild des „isolierten Einzelkindes“ als Stigma gedeutet. Die Entscheidung für zwei Kinder ist damit eine bewusste Wahl, einer wahrgenommenen sozialen Norm zu

entsprechen und somit soziale Sanktionierung zu umgehen. Zwei Kinder zu haben, wird so als Untergrenze etabliert.

Durch den Bezug auf das Geschwistermotiv wird das „Spacing“, also der gewünschte Abstand zwischen den Geburten, zum relevanten Kontextfaktor. Diese Handlungsorientierung richtet sich nicht nach der Passung des Kindes in die eigene Biografie, sondern fokussiert auf die Beziehung zwischen den Kindern. Annahmen zum Spacing können den Akteuren Informationen sowohl zum minimalen wie auch zum maximalen Abstand zwischen den Kindern geben. So berichtet eine Akteurin zu der Frage, ob ihr zweites Kind ein Wunschkind gewesen sei:

„Ein Wunschkind wohl, weil [das erste Kind] ging auf die drei Jahre zu und na ja, zweieinhalb, drei Jahre ist eigentlich der maximale Abstand in meinen Augen.“ (weiblich, 50 Jahre, 2 Kinder (30 und 27 Jahre))

Solche Annahmen zum „maximalen“ Abstand können als Katalysator wirken, indem die Entscheidungszeit verknappt wird und damit dort als starker Faktor wirkt, wo Akteure sonst eventuell dazu neigen würden, ihre Geburten so lange aufzuschieben, bis keine Umsetzung mehr erfolgt. Überlegungen zum gelungenen Spacing können in ihrer Explizitheit und Differenziertheit Gegenstand beträchtlichen kognitiven Aufwands sein:

„Also, ich glaube, ich hab mal irgendwie diesen Schnack gehört, dass man Kinder, entweder man muss sie unmittelbar hintereinander bekommen oder man lässt wenigstens 'n Abstand von drei, vier Jahren. Einfach, denn wenn 's dazwischen liegt, dann fangen die älteren Kinder an, sich nach den jüngeren zur richten und gleichzeitig ist auch nicht die Vorbildfunktion da vom Jüngeren zum Älteren... so dass das irgendwie für die Entwicklung der Kinder gar nicht so gut ist. Entweder größerer Abstand oder gleich hintereinander, dass sie sich irgendwie als gleichwertig ansehen. Aber in diesem Fall wollen wir es eben so machen, einen größeren Abstand, wenn er älter ist, dass er Vorbild für den Kleinen oder für das Kleinkind dann sein kann– das ist meine Idee.“ (männlich, 32 Jahre, 1 Kind (3 Jahre))

Der Interviewte stellt in dieser Passage eine Alltagstheorie dar, die verschiedene geeignete Zeitpunkte angibt. Wenn er sich an diesen Theorien orientiert, versteht er seine Elternschaftsplanung als ein Handeln aus guten, aber im Grundsatz kritisierbaren Gründen.⁵

Je stabiler, erfahrungsgestützter und konkreter die Annahme, Kinder könnten nur – oder doch zumindest glücklicher – in einer Geschwisterkonstellation aufwachsen und leben, desto stärker wird die Bereitschaft sein, die Intention zum zweiten Kind auch gegen widrige Umstände aufrechtzuerhalten. Dieses Motiv beinhaltet keine Informationen zu Bedingungen wie Partnerschaft, Kohabitation oder finanzielle Sicherheit. Es kann einerseits selbst motivierend und handlungsleitend wirken. Andererseits kann es auch problemlos mit den beiden vorherigen Motiven zusammenwirken. In diesem Fall wird das Zwei-Kind-Ideal argumentativ gestärkt und die zeitliche Planung kann anhand von Annahmen über gelungene Geburtenabstände konkretisiert werden.

Motiv 4: Das zweite Kind als Wiederholung des ersten Kindes

5 Auch hier werden drei Jahre als idealer Geburtenabstand genannt. Der Abstand entspricht Ratschlägen, die auch in älterer Ratgeberliteratur genannt wird: mindestens drei Jahre (White 1975: 236) bzw. zwischen 3,5 und 5 Jahre (Schaefer/Millman 1982, zitiert nach Kramer und Ramsburg 2002: 4).

Im „Geschwister-Motiv“ wurde betont, dass das zweite Kind vorderhand als erstes Geschwisterkind gedeutet wird. Die Deutung im letzten vorgestellten Motiv steht dem diametral entgegen: Akteure zielen hier nicht darauf, einmal zwei Kinder, sondern zweimal ein Kind bzw. „noch mal“ ein Kind zu haben. So berichtet eine Befragte über ihren Wunsch nach einem zweiten Kind:

„Wie gesagt, es gibt ja immer noch schreckliche Krankheiten oder Unfälle, dass man auf ein Kind verzichten muss oder dass es schwer krank wird... dass man vielleicht noch 'n gesundes Kind hat.“ (weiblich, 59 Jahre, 2 Kinder (35 und 29 Jahre))

Hier zeigt sich empirisch die andauernde Wirkmächtigkeit eines Versicherungsmotives, bei dem die Akteurin auch in einer Gesellschaft mit niedriger Kindersterblichkeit darauf zielt, auch in einem Unglücksfall, in dem sie ein Kind verliert, mindestens noch ein Kind zu haben.

In dem folgenden Abschnitt zeigt sich eine andere Spielart dieses Motivs, in dem das zweite Kind als „wiederholtes Erstes“ gedeutet wird:

„Und ich wollte schon gerne arbeiten, ich wollte aber auch gerne noch 'n Kind, sehr gerne. [Das erste Kind] war so ein, oder ist so ein tolles Kind, ich hätte auch nie gedacht, dass man irgendjemand oder irgendwas so lieben kann, so intensiv und bedingungslos.“ (weiblich, 31 Jahre, 2 Kinder (8 und 5 Jahre))

Die Akteurin stellt hier dar, dass sie von der Stärke der emotionalen Bindung zum ersten Kind überrascht wurde. Von der Geburt eines zweiten Kindes erhofft sie sich eine Wiederholung dieses Effekts bzw. dieser Bindung. Zwischen dem ersten Kind und dem zweiten Kind wird also kein qualitativer Unterschied erwartet, sondern eher eine Wiederholung des Erfahrenen. In dieser Argumentation zeigt sich eine sukzessive Adaption des Fertilitätsverhaltens an erfahrungsbedingte Annahmen. Die Akteurin bezieht sich in der Begründung ihres zweiten Kinderwunsches nicht zentral auf ein vorgelagertes, festes Motiv, das der Abarbeitung bedürfte – wie dies in den drei vorherigen Motiven der Fall war –, sondern stellt ihre Erfahrung mit dem ersten Kind in den Mittelpunkt. In der folgenden Passage wird dieses Motiv noch deutlicher:

„Auch so jetzt mit [dem ersten Kind], das möchte ich gern noch mal so auch erleben. Jetzt muss ich auch sagen, dass die Zeit auch zu schnell vergangen, wenn sie jetzt schon neun Monate alt ist, ist wirklich schnell vergangen.“ (weiblich, 30 Jahre, 1 Kind (9 Monate))

Das Kind als eine Quelle positiver Erfahrung zu erleben ist in diesem Motiv insofern eine notwendige Bedingung für die Herausbildung der Intention zum zweiten Kind. Nicht der Altersabstand zwischen den Kindern, sondern das Ende dieser frühen Elternschaftsphase dient in diesem Motiv der zeitlichen Orientierung.

Es fällt auf, dass dieses Motiv in einem Spannungsverhältnis zu den ersten beiden Motiven steht. Je weniger Akteure die Orientierung an Traditionen, Kollektiven und Selbstverständlichkeiten als eine Quelle für Begründungen dient, desto stärker wird sich das erste Kind als funktionales Mittel der Wohlfahrtsproduktion beweisen müssen. Als solches steht das Kind in Konkurrenz zu ganz anderen Wegen der Wohlfahrtsproduktion, etwa einem freizeitorientierten Lebensstil. Akteure, die sich an diesem Motiv orientieren, stehen weniger Werkzeuge dafür zu Verfügung, negativen Elternschaftserfahrungen keine Relevanz beizumessen oder sie letztlich doch positiv umzudeuten. In den ersten beiden Motiven war dies noch mit dem Verweis auf die übergeordnete Bedeutung der tra-

ditionellen Familie oder der Disposition zur zweiten Elternschaft möglich. Auch im Geschwister-Motiv kann mit Verweis auf die Emergenz der Geschwisterbeziehung darauf gehofft werden, dass sich negative Erfahrung nicht wiederholen werden. Für Akteure, die das zweite Kind daran messen, ein potenzieller Quell positiver Erfahrungen zu sein, stellen schlechte Erfahrungen jedoch einen gewichtigen Grund dafür dar, keine Intention zum zweiten Kind auszubilden bzw. sie fallen zu lassen. Das ist zum Beispiel der Fall, wenn eine Akteurin beklagt, dass ihr durch die Berufstätigkeit nicht genügend Interaktionszeit mit dem ersten Kind geblieben ist:

„Geht mir echt... würde ich nicht noch mal so machen. Deswegen hab ich auch keine Lust, ich hätte schon Lust, 'n zweites Kind zu haben, würde ich mich auch reif für fühlen. Aber ich hab keine Lust auf diese Geschichten. Ich will wissen, dass ich denn Zeit habe, mich auch um die Kinder zu kümmern.“ (weiblich, 31 Jahre, 1 Kind im Alter von 3 Jahre)

In diesem Motiv des Wunsches nach einem zweiten Kind stellt eine positive Erfahrung mit der ersten Schwangerschaft und Elternschaft insofern eine notwendige Bedingung des Übergangs zur Intention zum zweiten Kind dar.

6. Fazit

Dieser Artikel hat sich mit der Frage auseinandergesetzt, welche Motive Akteure mit dem Wunsch nach einem zweiten Kind verbinden. Auf Grundlage des TDIB-Modells wurde davon ausgegangen, dass Akteure ihre Wünsche nur nach Abgleich mit bestimmten, als relevant erachteten Kontextfaktoren in konkrete Intention überführen. In Rahmen dieses sequentiellen Prozesses wurde das Element der „desires“ deshalb nach verschiedenen Motivlagen befragt und damit danach, welchen Informationsüberschuss sie bieten, um unter Bezug auf sie bestimmten Kontextfaktoren Bedeutung für die Herausbildung einer Intention zuzuschreiben. Motivlagen enthalten Annahmen und Erwartungen darüber, was es bedeutet, ein zweites Kind zu haben und unter welchen Umständen und Voraussetzungen dies „Sinn macht“. Damit enthalten sie Informationen darüber, welchen Kontextfaktoren bei der Entscheidung über die Intention zum zweiten Kind Relevanz beigemessen wird und wie diese zu bewerten sind. Durch eine *Grounded-Theory*-Methodologie basierte, sekundäre Analyse problemzentrierter Interviews wurde ein Schema aus vier Motivlagen herausgearbeitet. Die ersten beiden Motive verwiesen auf die Wirkkraft traditionaler Familienbilder bzw. auf stabile psychosoziale Dispositionen. Der Wunsch nach dem zweiten Kind wurde hier nicht als begründungspflichtig gedeutet, was in komplexen Entscheidungssituationen als komplexitätsreduzierende Überzeugung dienen kann. Mit dem „Geschwistermotiv“ und dem Motive des „wiederholten“ ersten Kindes wurden zwei Motive herausgestellt, die an explizite Funktionserwartungen geknüpft sind.

Motive und bedingende Faktoren derart in ihren sinnhaften Bezügen zu untersuchen verspricht bessere Einsichten in die Frage, welche Faktoren für welche Akteure die Absicht, ein zweites Kind zu bekommen, bestimmen. So wurde etwa gezeigt, dass Akteure, die das zweite Kind als kontingentes Mittel der Wohlfahrtsproduktion deuten, dessen Eignung als Quelle schätzenswerter Erfahrungen sich in der Praxis beweisen muss, sensibler auf negative Erfahrungen, wie etwa zu geringe Interaktionszeit, reagieren. Akteure,

die hingegen mit dem zweiten Kind auf die Emergenz einer Geschwisterkonstellation zielen oder es als Vervollständigung eines traditionellen Familienbildes deuten, werden eher dazu neigen, die Intention zum zweiten Kind auch gegen widrige Erfahrungen aufrecht zu erhalten. Diese Beobachtungen weisen darauf hin, dass die analytische Trennung zwischen einzelnen Elementen der Entscheidungssequenz, wie sie im TDIB-Modell vorgeschlagen wird, interessante Perspektiven eröffnet und dass eine weitere Systematisierung des sinnhaften Verhältnisses zwischen Kinderwunsch und Intention lohnend scheint (vgl. Miller 2011: 94).

Die Analyse stellt eine erste, stark induktive Exploration eines Motivschemas durch eine sekundäre Auswertung von Daten dar. Anhand zielgerichteter primärer Analysen weiterer Interviewmaterialien gilt es zu prüfen, welche weiteren Motive sich rekonstruieren lassen. Soziostrukturelle Merkmale wie Bildungsabschluss oder Herkunft wurden hier einbezogen, um durch Kontrastierungen Heterogenität abzubilden. Es wäre wünschenswert, in weiteren Analysen systematische Zusammenhänge zu Motivlagen zu untersuchen, um ein elaboriertes Typenschema mit verschiedenen Vergleichsdimensionen zu erarbeiten. Eine Anreicherung des Motivschemas bedürfte auch einer differenzierten, systematischen Aufstellung darüber, welche Bedingungen sinnhaft an welche Motive gekoppelt sind. Dabei bietet es sich auch an, eine Längsschnittperspektive einzunehmen und danach zu fragen, ob und unter welchen Umständen Akteure zwischen dominanten Motiven wechseln können. Durch eine solche Längsschnittuntersuchung könnte auch das Problem der Ex-Post-Rationalisierungen, das in retrospektiven Interviews trotz der Analyse von Narrationen nicht völlig ausgeräumt werden kann, noch weiter kontrolliert werden. Auch konnte diese qualitative Untersuchung keine Aussagen darüber treffen, wie weit welche Motive verbreitet sind. Da hier von erheblichen Unterschieden auszugehen ist, scheinen stärker quantitativ ausgerichtete Anschlussuntersuchungen lohnenswert.

Literatur

- Axinn, W. G., Clarkberg, M. E. & Thornton, A. (1994). Family influences on family size preferences. *Demography*, 31, 1, S. 65-79. doi:10.2307/2061908.
- Bavel, J. V., & Rózańska-Putek, J. (2010). Second birth rates across Europe: Interactions between women's level of education and child care enrolment. *Vienna Yearbook of Population Research*, 8, 1, S. 107-138. doi:10.1553/populationyearbook2010s107.
- Berg, H., Van den (2005). Reanalyzing qualitative interviews from different angles: The risk of decontextualization and other problems of sharing qualitative data. *Forum Qualitative Sozialforschung/Forum: Qualitative Social Research*, 6, 1, S. 1-30. doi:10.17169/fqs-6.1.499.
- Bernardi, L., Keim, S. & Klärner, A. (2014). Social networks, social influence, and fertility in Germany: Challenges and benefits of applying a parallel mixed methods design. In: Domínguez, S. & Hollstein, B. (Hrsg.), *Mixed-methods social networks research. Design and applications*. Cambridge: Cambridge University Press, S. 121-152.
- Bernardi, L., Keim, S., & Lippe, H. von der (2006). Freunde, Familie und das eigene Leben. Zum Einfluss sozialer Netzwerke auf die Lebens- und Familienplanung junger Erwachsener in Lübeck und Rostock. In: Hollstein, B. & Straus, F. (Hrsg.), *Qualitative Netzwerkanalyse*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften. S. 359-390. doi:10.1007/978-3-531-90074-2_15.
- Bernardi, L., Klärner, A., & Lippe, H. von der (2008). Job insecurity and the timing of parenthood: A comparison between Eastern and Western Germany. *European Journal of Population/Revue européenne de Démographie*, 24, 3, S. 287-313. doi:10.1007/s10680-007-9127-5.

- Bernardi, L., Mynarska, M., & Rossier, C. (2015). Uncertain, changing and situated fertility intentions. In: Philipov, D. A., Liefbroer, A. C. & Klobas, J. E. (Hrsg.), *Reproductive decision making in a macro-micro perspective*. Dordrecht: Springer Netherlands, S. 113-139. doi:10.1007/978-94-017-9401-5.
- Billari, F. C. & Kohler, H.-P. (2004). Patterns of low and lowest-low fertility in Europe. *Population Studies*, 58, 2, S. 161-176. doi:10.1080/003247204200021369.
- Booth, A. L. & Kee, H. J. (2009). Intergenerational transmission of fertility patterns. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71, 2, S. 183-208. doi:10.1111/j.14680084.2008.00524.x.
- Borchardt, A. & Stöbel-Richter, Y. (2004). *Die Genese des Kinderwunsches bei Paaren: eine qualitative Studie*. Wiesbaden: Bundesinstitut für Bevölkerungsforschung.
- Brose, N. (2008). Entscheidung unter Unsicherheit – Familiengründung und -erweiterung im Erwerbsverlauf. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 60, 1, S. 34-56. doi:10.1007/s11577-008-0002-0.
- Bühler, C. & Philipov, D. (2005). Social capital related to fertility: Theoretical foundations and empirical evidence from Bulgaria. *Vienna Yearbook of Population Research*, 3, S. 53-81.
- Buhr, P. & Huinink, J. (2015). The German low fertility: How we got there and what we can expect for the future. *European Sociological Review*, 31, 2, S. 197-210. doi:10.1093/esr/jcv013.
- Busfield, J. & Paddon, M. (1977). *Thinking about children: Sociology and fertility in post-war England*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Callan, V. J. (1985). Comparisons of mothers of one child by choice with mothers wanting a second birth. *Journal of Marriage and the Family*, 47, 1, S. 155-164. doi:10.2307/352077.
- Esser, H. (2001). Das „Framing“ der Ehe und das Risiko zur Scheidung. In Huinink, J., Strohmeier, K.-P. & Wagner, M. (Hrsg.), *Solidarität in Partnerschaft und Familie: zum Stand familiensoziologischer Theoriebildung*. Würzburg: Ergon, S. 103-127.
- Fachinger, B. (1981). Motive und Barrieren des generativen Verhaltens. Bericht über zwei Forschungsprojekte des Psychologischen Instituts der Universität Bonn. In: Deutsche Gesellschaft für Bevölkerungswissenschaft (Hrsg.), *Demographische Forschung heute. Bestandsaufnahme und Perspektiven. Dokumentation der Jahrestagung 1981 der Deutschen Gesellschaft für Bevölkerungswissenschaft e. V.* Wiesbaden: Selbstverlag, S. 91-96.
- Falbo, T. (1982). The one-child family in the United States: Research issues and results. *Studies in Family Planning*, 13, 6/7, S. 212-215. doi:10.2307/1965450.
- Friedman, D., Hechter, M. & Kanazawa, S. (1994). A theory of the value of children. *Demography*, 31, 3, S. 375-401. doi:10.2307/2061749.
- Gerlach, I. (2010). *Familienpolitik*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Gray, E. & Evans, A. (2005). Parity progression in Australia: What role does sex of existing children play? *Australian Journal of Social Issues*, 40, 4, S. 505-520.
- Gubrin, J. F. & Holstein, J. A. (1995). Individual agency, the ordinary, and postmodern life. *Sociological Quarterly*, 36, 3, S. 555-570. doi:10.1111/j.1533-8525.1995.tb00453.x.
- Hagewen, K. J. & Morgan, S. P. (2005). Intended and ideal family size in the United States, 1970-2002. *Population and Development Review*, 31, 3, S. 507-527. doi:10.1111/j.1728-4457.2005.00081.x.
- Hakim, C. (2003). A new approach to explaining fertility patterns: Preference theory. *Population and Development Review*, 2, 3, S. 349-374. doi:10.1111/j.1728-4457.2003.00349.x.
- Hank, K. (2007). Parental gender preferences and reproductive behaviour: A review of the recent literature. *Journal of Biosocial Science*, 39, 05, S. 759-767. doi:10.1017/S0021932006001787.
- Heaton, J. (2004). *Reworking qualitative data*. London: Sage. doi:10.4135/9781849209878.
- Hin, S., Gauthier, A. H., Goldstein, J. & Bühler, C. (2011). Fertility preferences: What measuring second choices teaches us. *Vienna Yearbook of Population Research*, 9, 1, S. 131-156.
- Hoffman, L. W. & Hoffman, M. L. (1973). The value of children to parents. In: Fawcett, J. T. (Hrsg.), *Psychological perspectives on population*. New York: Basic Books, S. 19-76.
- Hollstein, B. & Ullrich, C. G. (2003). Einheit trotz Vielfalt? Zum konstitutiven Kern qualitativer Forschung. *Soziologie. Forum der Deutschen Gesellschaft für Soziologie*, 32, 4, S. 29-43.

- Hopf, C. (1978). Die Pseudo-Exploration – Überlegungen zur Technik qualitativer Interviews in der Sozialforschung. *Zeitschrift für Soziologie*, 7, 2, S. 97-115. doi:10.1515/zfsoz-1978-0201.
- Huinink, J. (2000). Soziologische Ansätze zur Bevölkerungsentwicklung. In: Mueller, U., B. Nauck, B. & Diekmann, A. (Hrsg.), *Handbuch der Demographie 1*. Berlin & Heidelberg: Springer Verlag, S. 339-386.
- Huinink, J. (2016). Kinderwunsch und Geburtenentwicklung in der Bevölkerungssoziologie. In: Niephaus, Y., Kreyenfeld, M. & Sackmann, R. (Hrsg.), *Handbuch Bevölkerungssoziologie*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 227-251. doi:10.1007/978-3-658-014100_11.
- Huinink, J. & Konietzka, D. (2007). *Familiensoziologie: Eine Einführung*. Frankfurt am Main: Campus.
- Huinink, J., Schröder, T. & Boehnke, M. (2008). Kinderwunsch und Familiengründung: Die Bedeutung von Voraussetzungen und Entscheidungsgrundsätzen. In: Feldhaus, M. (Hrsg.), *Neuere Entwicklungen in der Beziehungs- und Familienforschung. Vorstudien zum Beziehungs- und Familienentwicklungspanel (PAIRFAM)*. Würzburg: Ergon, S. 321-349.
- Jäger, S. (1999). Einen Königsweg gibt es nicht. Bemerkungen zur Durchführung von Diskursanalysen. In: Bublitz, H. (Hrsg.), *Das Wuchern der Diskurse. Perspektiven der Diskursanalyse Foucaults*. Frankfurt & New York: Campus Verlag, S. 136-147.
- Jefferies, J. (2001). *A reluctance to embrace the one-child family in Britain?* Vortrag gehalten auf der Konferenz „The Second Demographic Transition in Europe“ in Bad Herrenalb. http://www.demogr.mpg.de/Papers/workshops/010623_paper05.pdf.
- Kallmeyer, W. & Schütze, F. (1977). Zur Konstitution von Kommunikationsschemata der Sachverhaltsdarstellung. In: Wegner, D. (Hrsg.), *Gesprächsanalysen*. Hamburg: Buske.
- Keim, S., Klärner, A. & Bernardi, L. (2013). Tie strength and family formation: Which personal relationships are influential? *Personal Relationships*, 20, 3, S. 462-478. doi:10.1111/j.14756811.2012.01418.x.
- Klingemann, H. D. & Ekkehard, M. (1975). Sekundäranalyse. In: van Koolwijk, J. & Wieken Mayers, M. (Hrsg.), *Untersuchungsformen*. München: Oldenburg, S. 178-194 (Band 2).
- Kramer, L. & Ramsburg, D. (2002). Advice given to parents on welcoming a second child: A critical review. *Family Relations*, 51, 1, S. 2-14. doi:10.1111/j.1741-3729.2002.00002.x.
- Kreyenfeld, M. & Huinink, J. (2003). Der Übergang zum ersten und zweiten Kind – Ein Vergleich zwischen Familiensurvey und Mikrozensus. In: Bien, W. & Marbach, J. H. (Hrsg.), *Partnerschaft und Familiengründung*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 43-64. doi:10.1007/978-3-322-95055-0_2.
- Kreyenfeld, M. & Zabel, C. (2005). Female education and the second child: Great Britain and Western Germany compared. *Schmollers Jahrbuch – Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften*, 125, 1, S. 145-156.
- Kruse, J. (2015). *Qualitative Interviewforschung: ein integrativer Ansatz*. Weinheim: Beltz Juventa (2. überarbeitete und ergänzte Auflage).
- Laybourn, A. (1994). *The only child: Myths and reality*. Edinburgh: H.M.S.O.
- Lueger, M. (2000). *Grundlagen qualitativer Feldforschung: Methodologie, Organisation, Materialanalyse*. Wien: WUV-Verlag.
- Lutz, K., Buhr, P. & Boehnke, M. (2013). Die Bedeutung der Erfahrungen mit dem ersten Kind für die Intention zur Familienerweiterung. *Zeitschrift für Soziologie der Erziehung und Sozialisation*, 2, 33, S. 167-184. doi:10.3262/ZSE1302167.
- Mancillas, A. (2006). Challenging the stereotypes about only children: A review of the literature and implications for practice. *Journal of Counseling and Development*, 84, 3, S. 268-275. doi:10.1002/j.1556-6678.2006.tb00405.x.
- Margolis, R. & Myrskylä, M. (2015). Parental well-being surrounding first birth as a determinant of further parity progression. *Demography*, 52, 4, S. 1147-1166. doi:10.1007/s13524-0150413-2.
- Mauthner, N. S., Parry, O. & Backett-Milburn, K. (1998). The data are out there, or are they? Implications for archiving and revisiting qualitative data. *Sociology*, 32, 4, S. 733-745. doi:10.1177/0038038598032004006.

- Medjedović, I. (2014). *Qualitative Sekundäranalyse. Zum Potenzial einer neuen Forschungsstrategie in der empirischen Sozialforschung*. Wiesbaden: Springer VS.
- Medjedović, I. & Witzel, A. (2005). Sekundäranalyse qualitativer Interviews. Verwendung von Kodierungen der Primärstudie am Beispiel einer Untersuchung des Arbeitsprozesswissens junger Facharbeiter. *Forum Qualitative Sozialforschung*, 6, 1. doi:10.17169/fqs-6.1.507.
- Medjedović, I. & Witzel, A. (2010). *Wiederverwendung qualitativer Daten. Archivierung und Sekundärnutzung qualitativer Interviewtranskripte*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Miller, W. B. (1994). Childbearing motivations, desires, and intentions: A theoretical framework. *Genetic, Social, and General Psychology Monographs*, 120, S. 223-258.
- Miller, W. B. (2011). Differences between fertility desires and intentions: Implications for theory, research and policy. *Vienna Yearbook of Population Research*, 9, 1, S. 75-98.
- Murphy, M. & Wang, D. (2001). Family-level continuities in childbearing in low-fertility societies. *European Journal of Population*, 17, 1, S. 75-96.
- Nauck, B. (2001). Der Wert von Kindern für ihre Eltern. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 53, 3, S. 407-435. doi:10.1007/s11577-001-0073-7.
- Nauck, B. (2007). Der individuelle und kollektive Nutzen von Kindern. In: Ehmer, J., Ferdinand, U. & Reulecke, J. (Hrsg.), *Herausforderung Bevölkerung. Zu Entwicklungen des modernen Denkens über die Bevölkerung vor, im und nach dem „Dritten Reich“*. Wiesbaden: Springer VS, S. 321-331.
- Newman, L. (2008). How parenthood experiences influence desire for more children in Australia: A qualitative study. *Journal of Population Research*, 25, 1, S. 1-27. doi:10.1007/BF03031938.
- Olsaretti, S. (2013). Children as public goods? *Philosophy and Public Affairs*, 41, 3, S. 226-258. doi:10.1111/papa.12019.
- Perelli-Harris, B. (2006). The influence of informal work and subjective well-being on childbearing in post-Soviet Russia. *Population and Development Review*, 32, 4, S. 729-753. doi:10.1111/j.1728-4457.2006.00148.x.
- Peuckert, R. (2012). *Familienformen im sozialen Wandel*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften. doi:10.1007/978-3-531-19031-0
- Pinquart, M. & Silbereisen, R. K. (2009). Einzelkinder und Geschwisterbeziehungen. In: Burkart, G. (Hrsg.), *Zukunft der Familie. Prognosen und Szenarien (Sonderheft 2009)* (S. 255-268). Opladen & Farmington Hills: Verlag Barbara Budrich (Sonderheft 2009 der *Zeitschrift für Familienforschung*), S. 255-268.
- Schaefer, C. E. & Millman, H. L. (1982). *How to help children with common problems*. New York: Plume.
- Schütz, A. (1971). Das Wählen zwischen Handlungsentwürfen. In: Schütz, A.: *Gesammelte Aufsätze*. Den Haag: Nijhoff, S. 77-110.
- Schütze, F. (1983). Biographieforschung und Narratives Interview. *Neue Praxis*, 13, S. 283-294.
- Sobotka, T. & Beaujouan, É. (2014). Two is best? The persistence of a two-child family ideal in Europe. *Population and Development Review*, 40, 3, S. 391-419. doi:10.1111/j.17284457.2014.00691.x.
- Strauss, A. L. (1994). *Grundlagen qualitativer Sozialforschung: Datenanalyse und Theoriebildung in der empirischen soziologischen Forschung*. München: Fink.
- Strübing, J. (2014). *Grounded Theory: zur sozialtheoretischen und epistemologischen Fundierung des Verfahrens der empirisch begründeten Theoriebildung*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften (3. Auflage).
- Thompson, P. (2000). Re-using qualitative research data: A personal account. *Forum: Qualitative Social Research*, 1, 3, Article 27.
- Van De Kaa, D. (1987). Europe's second demographic transition. *Population Bulletin*, 42, 1, S. 1-59.
- Wagner, A. C., Ivanova, E. L., Hart, T. A. & Loutfy, M. R. (2014). Examining the Traits-Desires-Intentions-Behavior (TDIB) Model for fertility planning in women living with HIV in Ontario, Canada. *AIDS Patient Care and STDs*, 28, 11, S. 594-601. doi:10.1089/apc.2014.0075.
- White, B. L. (1975). *The first three years of life*. New York: Avon.
- Wilson, C. (2004). Fertility below replacement level. *Science*, 304, 5668, S. 207-209. doi:10.1126/science.304.5668.207c.

Witzel, A. (1989). Das problemzentrierte Interview. In: Jüttemann, G. (Hrsg.), *Qualitative Forschung in der Psychologie: Grundfragen, Verfahrensweisen, Anwendungsfelder*. Heidelberg: Asanger, S. 227-256.

Eingereicht am/Submitted on: 05.09.2016

Angenommen am/Accepted on: 12.10.2017

Anschrift des Autors/Address of the author:

Stefan Holubek, M.A.
Universität Bremen
SOCIUM Forschungszentrum Ungleichheit und Sozialpolitik
Mary-Somerville-Straße 9
28359 Bremen
Deutschland/Germany
E-Mail/Email: sholubek@uni-bremen.de

Klaus Boehnke

Ist Rechtsextremismus „erblich“?

Zur Ähnlichkeit rechtsextremer Verhaltenstendenzen von Studierenden und ihren Eltern¹

Is right-wing extremism ‘inheritable’?

Are there similarities of right-wing extremist behavioral tendencies among university students and their parents?

Zusammenfassung:

Der Beitrag untersucht, unter welchen Bedingungen sich alltägliche rechtsextreme Verhaltenstendenzen von Studierenden und ihren Eltern ähneln. Hierzu wurden 147 Studierende, ihre Mütter und ihre Väter befragt. Anders als in vielen sozialwissenschaftlichen Studien geht es um selbstberichtetes rechtsextremes Alltagsverhalten (etwa die Nutzung herabwürdigender Sprache zur Bezeichnung von Migranten), nicht um Einstellungen. Die These wird geprüft, dass hohe intergenerationale Ähnlichkeit eine dem Rechtsextremismus förderliche ideologische Orientierung der Eltern als Frame voraussetzt: Nur in Familien mit einem hohen Level an Hierarchischem Selbstinteresse (HSI, Hagan) ist der Boden für intergenerationale Ähnlichkeit gelegt. Unterschiede in der Ähnlichkeit zwischen Müttern und Vätern bzw. Söhnen und Töchtern werden – im Einklang mit Befunden der Sozialisationsforschung zum Rechtsextremismus – ebenfalls angenommen: Transmissioneffekte in der Vater-Sohn-Dyade sollten besonders deutlich ausfallen. Beide Thesen werden bestätigt. Der Beitrag schließt mit dem Vorschlag, in die Prävention von Rechtsextremismus auch Elternarbeit, insbesondere die Arbeit mit Vätern und Söhnen einzubeziehen.

Abstract:

The paper poses the question under which circumstances right-wing extremist behavioral tendencies of university students and their parents are likely to be similar. To answer this research question, 147 students, their mothers, and their fathers were surveyed. Unlike in most social research, the focus is on self-reported right-wing extremist everyday behavior (e.g., usage of derogatory language when talking about migrants), not attitudes. The hypothesis is tested that high intergenerational similarity in right-wing extremism requires the frame of a parental ideology that fosters such an orientation: the basis for intergenerational similarity is provided only in those families that have a high level of hierarchic self-interest (HSI, Hagan). In line with findings of socialization research on right-wing extremism, differences in similarities between mothers and fathers, on the one hand, and sons and daughters, on the other hand, are also assumed: Transmission effects should be particularly strong in the father-son dyad. Both hypotheses are confirmed by the study. The paper concludes with the suggestion that prevention work in the field of right-wing extremism should include family workshops, including, in particular, fathers and sons.

1 Dieser Beitrag wurde zum Teil im Rahmen des Grundlagenforschungsprogramms *der National Research University, Higher School of Economics (HSE)* in Moskau erarbeitet, das durch eine Zuwendung der Regierung der Russischen Föderation an die HSE im Rahmen ihres Programms „Globale Wettbewerbsfähigkeit“ gefördert wird.

Schlagwörter: rechtsextremes Verhalten, Hierarchisches Selbstinteresse (HSI), intergenerationale Transmission, Vater-Sohn-Dyade

Key words: right-wing extremist everyday behavior, hierarchic self-interest (HSI), intergenerational transmission, father-son dyad

1. Einleitung

In der Diskussion um die Aufarbeitung der Nazi-Verbrechen zwischen 1933 und 1945 hat die Frage schon immer eine Rolle gespielt: Wie tradiert sich rechtsextremes Gedankengut und ebensolches Verhalten in Familien zwischen den Generationen (Sichrovsky 1987)? Den öffentlichen Diskurs erreichte die Frage dann erneut u.a. im Zuge der ausländerfeindlichen Ausschreitungen in Hoyerswerda, 1991, als die Medien berichteten, dass die älteren Hoyerswerdaer hinter den Gardinen gestanden und den jungen rechtsextremen Gewalttätern bei ihren ausländerfeindlichen Attacken applaudiert hätten (Diedrich 1993; Mertes 1994). Bei der Vernehmung der Eltern des NSU-Trios wurde auch im Rahmen des NSU-Prozesses die Frage intensiv diskutiert, welche Bedeutung dem Aufwachsen in den drei Familien bei der Erklärung der mörderischen Gewalttaten des NSU zukommt (Schmidt 2013). Zu Hoch-Zeiten der Zuwanderung von Geflüchteten nach Deutschland im Jahre 2015/16 war es zwar so, dass Gewalt gegen Flüchtlingsheime in der Regel von Neonazis ausgeführt wurde, Teile der mittleren Generation sich aber durchaus wohlwollend zeigte (Leiser/Odağ/Boehnke 2017) und Familienväter sich gelegentlich auch als Tatbeteiligte erwiesen (Marsen 2015).

Der hier vorgelegte Beitrag referiert zunächst einige zentrale Befunde zur intergenerationalen Ähnlichkeit von rechten politischen Einstellungen und wendet sich dann der Frage zu, ob und unter welchen Bedingungen sich die Befunde zur intergenerationalen Ähnlichkeit rechter Einstellungen auch auf die Ähnlichkeit rechtsextremen Alltagsverhaltens von Eltern und Kindern übertragen lässt.

1.1 Rechtsextremismus und Familie

Die Sozialwissenschaften nähern sich der Frage nach der intergenerationalen Transmission von Rechtsextremismus in der Regel aus einer sozialisationstheoretischen Perspektive. Sie fragen zum einen, welche Familienkonstellationen rechtsextremistischen Einstellungen Vorschub leisten und kommen zu dem Schluss, dass formal unvollständige und funktional gestörte Familien ein entscheidender Hintergrund für rechtsextremes Verhalten junger Männer sind (Heitmeyer/Müller 1995; Rieker 2002). Zum anderen wenden sie sich verschiedenen Aspekten des Familienklimas als möglichen Prädiktoren rechtsextremistischer Einstellungen zu. Die allermeisten Publikationen zu diesem Thema entstammen den 1990er Jahren (Boehnke/Hefler/Merkens/Hagan 1998; Fend 1994; Hefler/Boehnke/Butz 1999; Kracke/Noack/Hofer/Klein-Allermann 1994; Sturzbecher/Dietrich/Kohlstruck, 1994) und berichten von beeinträchtigten Eltern-Kind-Beziehungen, hoher Strafdichte im familialen Erziehungsalltag und geringer elterlicher Unterstützung, einem negativen sozio-emotionalen Klima oder einem besonders autoritären Umgangston als Prädiktoren rechts-extremer und ethnozentrischer Einstellungen der jüngeren Generation. Eine umfassende

Meta-Analyse zur intergenerationalen Ähnlichkeit von – vorurteilsbehafteten – Intergruppeneinstellungen (Degner/Dalege 2013) in Familien kommt zu dem Schluss, dass es durchgehend eine signifikante, mittelhohe Korrelation zwischen derartigen Einstellungen von Eltern und Kindern gibt. Die Autor(inn)en sprechen von einem eindeutigen Befund, dass sich vorurteilbehaftete Intergruppeneinstellungen zwischen Eltern und ihren Nachkommen im Kindes- und Jugendalter der Kinder in hohem Maße ähneln.

1.2 Geschlechtsunterschiede in der intergenerationalen Transmission

Einen irgendwie gearteten Geschlechtseffekt kann die Meta-Analyse von Degner und Dalege (2013) nicht belegen. Inwieweit die Befunde zu intergenerationaler Einstellungsähnlichkeit auch auf alltägliche Verhaltenstendenzen übertragen werden können, lässt die Meta-Analyse unbeantwortet. Grob (2005) kann auf der Basis von Paneldaten der Life-Studie (Lebensverläufe ins frühe Erwachsenenalter) der Universitäten Konstanz, Potsdam und Zürich zeigen, dass es deutliche Geschlechtsunterschiede in der intergenerationalen Transmission von ausländerablehnenden Einstellungen gibt: Während konkurrenente (in etwa gleichzeitig erhobene) Einstellungen von Eltern und ihren 16-jährigen Kindern sowohl für Mädchen als auch für Jungen in einer Größenordnung von etwa $\beta = 0,27$ statistisch signifikant mit einander verknüpft sind, findet sich eine Langzeittransmission (es werden elterliche Einstellungen aus dem Jahre 1982 mit Einstellungen der – dann 35-jährigen – Kinder im Jahre 2002 in Beziehung gesetzt) nur für Söhne ($\beta = 0,23$), nicht aber für Töchter.

Siedler (2011) hat sich dem Thema der intergenerationalen Transmission rechtsextremer Einstellungen in jüngerer Zeit auf der Basis von SOEP-Daten zugewandt. Siedler und Avdeenko (2015) kommen zu dem Schluss, dass rechtsextreme Orientierungen der Eltern die besten Prädiktoren für rechtsextreme Einstellungen der Kinder sind. Bezogen auf Ausländerfeindlichkeit finden sie dabei keine Geschlechtsunterschiede, bei rechtsextremen Parteipräferenzen ist es hingegen vor allem die Vater-Sohn-Dyade, für die sie „frappierend hohe Ähnlichkeiten“² finden. Pels und de Ruyter (2012) kommen in einem Überblicksartikel zu dem Schluss, dass von einer „signifikanten Konkordanz“ (: 311) rechtsextremer Einstellungen zwischen Eltern und (jugendlichen) Kindern auszugehen ist. Mit Ausnahme von Studien, die die intergenerationale Transmission von Parteipräferenzen untersuchen (Nieuwbeerta/Wittebrood 1995), haben Transmissionsstudien allerdings sehr selten rechtsextremes Verhalten zum Gegenstand. Rechtsextremes (Alltags-)Verhalten ist auch jenseits der Transmissionsforschung eher selten Thema quantitativer Sozialforschung (vgl. aber Rabold/Baier/Pfeiffer 2009; Frindte/Geschke/Haußbecker/ Schmidtke 2016): Die Erforschung von Einstellungen dominiert.

2 „The high association between sons’ and fathers’ right-wing extremist attitudes is particularly striking.“ http://www2.warwick.ac.uk/fac/soc/economics/events/2013/3/phd_conference_2013/avdeenko_abstract.pdf

1.3 Ideologien als „Frame“ für intergenerationale Transmission

Für die Untersuchung intergenerationaler Transmission rechtsextremer Verhaltenstendenzen ist die Erkenntnis von Duriez und Soenens (2009) von zentraler Bedeutung, dass eine signifikante Konkordanz von alltäglichem Rassismus zwischen Eltern und Kindern ihre Ursache in einer „grundlegenderen intergenerationalen Transmission von Ideologie“ (S. 906) hat. Ideologien lassen sich dabei als „Frame“ im Sinne Goffmans (1974) verstehen, der sie als grundlegende kognitive Strukturen definiert, die die Wahrnehmung und Widerspiegelung von Realität lenken. Der Verweis auf Goffman macht deutlich, dass „Frames“ hier weniger im Sinne von Essers Logik der Situation (1999) verstanden werden, sich also nicht auf gegebene, in klar umrissenen Situationen auf eine bestimmte Weise manifestierende Makrostrukturen beziehen, sondern auf ideologische Grundorientierungen oder Mentalitäten (*sensu* Geiger 1932).

Genau bei letzteren setzt die aktuelle Studie an. Hagan, Rippl, Boehnke und Merkens (1999) haben den engen Zusammenhang zwischen Hierarchischem Selbstinteresse (HSI) und Rechtsextremismus belegt. Hierarchisches Selbstinteresse ist ein der sozialen Dominanzorientierung (Sidanius/Pratto, 2001) verwandtes Konstrukt zweiter Ordnung, das, wie Hadjar (2004) es formuliert, das Ausmaß erfasst, in dem Menschen sich einer Ellenbogenmentalität verschreiben. In HSI werden Machiavellismus, Akzeptanz sozialer Ungleichheit, Individualismus, Materialismus und Konkurrenzorientierung erfasst und in einer einzigen Maßzahl ausdrückt. Hagan et al. (1999) belegen in zwei deutschen Jugendstichproben starke Zusammenhänge ($\beta=0,45/\beta=0,51$) zwischen HSI und Rechtsextremismus (dort gemessen als Zustimmung zu Slogans wie „Führer befiehlt, wir folgen“).

1.4 Hypothesen

In der hier vorgelegten Studie soll nun der Befund von Duriez und Soenens (2009) dahingehend repliziert werden, dass die These geprüft wird, rechtsextreme Verhaltenstendenzen pflanzen sich insbesondere in Familien fort, die in überdurchschnittlichem Maße Ellenbogenmentalitäten anhängen, in denen also die HSI-Werte hoch sind. Nur für derartige Familien ist anzunehmen, dass Rechtsextremismus Teil eines geschlossenen Welt- und Menschenbildes ist und so die von Duriez und Soenens beschriebenen notwendigen Bedingungen für hohe intergenerationale Ähnlichkeit bestehen. In Familien mit unterdurchschnittlichen HSI-Werten wäre hingegen davon auszugehen, dass rechtsextreme Verhaltenstendenzen, so sie denn überhaupt zu finden sind, eher situativen Gegebenheiten entspringen und geringe intergenerationale Konkordanz zu erwarten ist. Aus methodologischer Perspektive wird das elterliche Ausmaß der Zustimmung zu einer Wertorientierung des hierarchischen Selbstinteresses hier als Moderator-Variable konzipiert. Es wird angenommen, dass die intergenerationale Ähnlichkeit von alltäglichen rechtsextremen Verhaltenstendenzen in Familien mit hohen HSI-Werten sich deutlich von der in Familien mit niedrigen HSI-Werten unterscheidet: Nur unter den Bedingungen hoher familialer HSI-Werte, verstanden als ideologischer Frame, ‚vererbt‘ sich – so die hier zu prüfende These – Rechtsextremismus in substanziellem Maße.

Hypothese 1 der vorgelegten Studie lautet somit: Eine statistisch bedeutsame intergenerationale Ähnlichkeit rechtsextremer Verhaltenstendenzen findet sich nur in Familien, in denen die Eltern in überdurchschnittlichem Maße einer Ellenbogenmentalität (Hadjar) anhängen, wie sie in hohen HSI-Werten zum Ausdruck kommt.

Neben einer Prüfung der Annahme, dass HSI als Moderator der intergenerationalen Transmission von Rechtsextremismus fungiert, soll – explorativ – der Frage nachgegangen werden, ob es in der ‚Vererbung‘ von Rechtsextremismus Geschlechtsunterschiede gibt. Studien zu rechtsextremem Verhalten, die sich, wie ausgeführt, vor allem auf das Wahlverhalten beziehen, zeigen deutliche Geschlechtsunterschiede: Männer wählen rechtsextreme Parteien wesentlich häufiger als Frauen dies tun (Brück 2005). In der bereits zitierten Studie von Hagan et al. (1999) sind die Zustimmungsraten zu eindeutig rechtsextremen Slogans bei jungen Männern signifikant höher als bei jungen Frauen. Bei ‚softer‘ formulierten Einstellungsfragen, etwa in der Ausländerablehnung, werden oftmals hingegen keine oder nur geringe Geschlechtsunterschiede gefunden (Siedler/Avdeenko 2015; Sturzbecher/Holtmann 2007). Die hier vorgelegte Studie geht der Frage von Geschlechtsunterschieden in der intergenerationalen Ähnlichkeit von Rechtsextremismus in zweierlei Weise nach. Zum einen wird geprüft, ob Transmissioneffekte sich eher bei jungen Männern als bei jungen Frauen finden, zum anderen wird aber auch geprüft, ob es zwischen den Eltern (Mütter und Vätern) auf der einen und Kindern (Töchtern und Söhnen) auf der anderen Seite geschlechtsspezifisch unterschiedlich starke Transmissioneffekte (hier erfasst als intergenerationale Ähnlichkeiten) gibt. Da Verhaltenstendenzen und nicht Einstellungen im Mittelpunkt der hier dokumentierten Studie stehen, ist dabei die Ausgangsthese (*Hypothese 2*), dass Transmissioneffekte bei jungen Männern stärker sind als bei jungen Frauen und das insbesondere die ‚Vererbung‘ von Vätern auf Söhne eine substantielle Größenordnung hat.

2. Die Studie

Die Prüfung der beiden aufgestellten Thesen („Das Ausmaß, in dem eine Familie Ellenbogenmentalitäten goutiert, beeinflusst die intergenerationale Transmission von Rechtsextremismus massiv“ und „Es gibt Geschlechtsunterschiede in der Transmission rechtsextremer Verhaltenstendenzen“) erfolgt im Rahmen einer Befragung von Studierenden sozialwissenschaftlicher Studiengänge an der Technischen Universität Chemnitz (im Wesentlichen Soziologie und Psychologie) und deren Eltern. Es lagen Daten von einer Kernstichprobe von $N = 147$ vollständigen Familiendatensätzen (Studierende, Mütter, Väter) vor. Daten von 14 Studierenden konnten nicht in die Untersuchung einbezogen werden, da bei ihnen entweder der Fragebogen der Mutter oder des Vaters oder von beiden Elternteilen fehlte.³ Zu welchem Prozentsatz die befragten Studierenden zum Zeitpunkt der Befragung mit ihren Eltern zusammenwohnten ist nicht bekannt. Auf die Frage von Teilnehmer(inne)n, ob ausschließlich ihre leiblichen Eltern für die Befragung in Frage kom-

3 Führt man die nachfolgend dokumentierten Analysen mit imputierten Werten („expected maximum imputation“) für die fehlenden Eltern durch, so verändern sich die Ergebnisse in ihrer Substanz nicht; was dafür spricht, dass es sich bei der Nichtteilnahme einiger Eltern nicht um einen systematischen Ausfall handelt.

men, wurde festgelegt, dass in der Regel in der Tat leibliche Elternteile in die Befragung einbezogen werden sollten. Hiervon sollte nur dann abgewichen werden, wenn die Befragten länger mit einer nicht biologisch verwandten elterlichen Bezugsperson zusammengelebt haben als mit dem betreffenden leiblichen Elternteil. Elternschaft war also in dem Sinne sozial definiert, dass immer der – weibliche oder männliche – Elternteil in die Befragung einzubeziehen war, mit dem die befragten Studierenden am längsten in einem gemeinsamen Haushalt gelebt hatten bzw. haben.

Von den befragten Studierenden waren 118 weiblich und 29 männlich, eine für die Sozialwissenschaften nicht ungewöhnliche Geschlechterverteilung. Das Durchschnittsalter der Studierenden lag bei 20,5 (Standardabweichung, $SD = 2,09$); die Mütter waren im Durchschnitt 45,6 ($SD = 5,75$), die Väter 48,1 ($SD = 5,75$) Jahre alt. Weitere (sozio-)demographische Daten der Befragten wurden leider nicht erhoben, so dass in die nachfolgend dokumentierten Analysen auch keine Kontrollvariablen einbezogen werden können. Die Befragung erfolgte anonym. Fragebögen wurden in den Lehrveranstaltungen ausgehändigt, an denen die Studierenden teilnahmen; sie wurden in Briefumschlägen ausgegeben, in denen die Studierenden auch die für ihre Eltern vorgesehenen Fragebögen an diese weitergeben konnten. Die Fragebögen für Eltern und Studierende waren identisch. Die Fragebögen aller drei Familienmitglieder waren zusammen in einer der nächsten Lehrveranstaltungen an den Dozenten zurückzugeben. Durch die Pflicht zur gesammelten Rückgabe wurden Probleme der Datenzusammenführung vermieden. Bei der analysierten Stichprobe handelt es sich stichprobenziehungstechnisch um eine anfallende Freiwilligenstichproben. Da die Lehrveranstaltung (Statistik I), in der die Befragung durchgeführt wurde, aber in den Studiengängen Soziologie und Psychologie eine Pflichtveranstaltung ist, scheint es legitim davon auszugehen, dass die Stichproben dennoch als repräsentativ für ostdeutsche Studierende dieser Fächer angesehen werden kann.

Rechtsextreme Verhaltenstendenzen wurden mit einer selbstentwickelten 10-Item-Skala erfasst, in der fünf Items auf die Erfassung rechtsextremen Verhaltens abzielten. Mit ebenfalls fünf Items wurde anti-rechtes Verhalten erfasst. Die fünf Items zu rechtsextremem Verhalten lauteten (1) „Musik mindestens einer der folgenden Gruppen habe ich schon mal gehört: Endstufe, Nordwind, Böhse Onkelz, Störkraft“, (2) „Wenn ich am Wochenende weggehe, sind ab und zu Leute dabei, die sich selbst wohl als rechts bezeichnen würden“, (3) „Einen der folgenden Begriffe habe ich sicherlich schon mal benutzt: Kanake, Fidschi, Bimbo“, (4) „Ich habe in der letzten Zeit Judenwitze gehört“ und (5) „Ich habe mich schon mal tierisch über Ausländer aufgeregt“. Die Items waren auf einer 11-stufigen Antwortskala zu beantworten, deren verbale Anker „nein, garantiert (noch) nie“ (0) und „ja, sehr häufig“ (10) waren. Konfirmatorische Faktorenanalysen belegten die Eindimensionalität der Skala bei Studierenden, Müttern und Vätern. Die Items (1) und (2) hatten bei Eltern allerdings nur geringe – wenn auch statistisch signifikante ($p \leq .05$) – Ladungen auf der latenten Variable *Rechtsextremistische Verhaltenstendenz*, wurden aber dennoch in die nachfolgenden Analysen einbezogen, um in beiden Generationen mit identischen Instrumenten arbeiten zu können. Die Konsistenzen der Rechtsextremismus-Skala waren $\alpha = 0,67$ bei den Studierenden, und jeweils $\alpha = 0,47$ bei Müttern und Vätern.⁴

4 Es sei an dieser Stelle darauf verwiesen, dass die Konsistenzen der verwendeten Skalen zwar von ihren Absolutwerten her relativ niedrig sind, das es sich aber auch nur im Kurzskalen handelt, zu de-

Die Teilskala *Anti-rechtes Verhalten* hatte ebenfalls fünf Items: (1) „Wenn Verwandte von mir ausländerfeindlich daherreden, habe ich sie schon mal unterbrochen“, (2) „Ich habe mich schon mal eingemischt, als ein Ausländer angepöbelt wurde“, (3) „Ich kaufe Obdachlosenzeitungen“, (4) „Wenn jemand auf einer öffentlichen Toilette ein Hakenkreuz an die Wand gekritzelt hat, habe ich schon mal versucht, es unkenntlich zu machen“ und (5) „Ich habe mich schon mal an einer Protestaktion gegen Rechte beteiligt“. Für diese Skala lagen die Konsistenzen bei $\alpha = 0,58$ (Studierende), $\alpha = 0,54$ (Mütter) und $\alpha = 0,55$ (Väter).

Für die nachfolgenden Analysen wurde das arithmetische Mittel der Teilskala *Anti-rechtes Verhalten* vom arithmetischen Mittel der Skala *Rechtsextremistische Verhaltens-tendenzen* abgezogen, so dass positive Differenzwerte für rechtsextremes, negative Differenzwerte für nicht-rechtsextremes Verhalten stehen. Die resultierenden Differenzwerte wurden abschließend so standardisiert, dass der Maximalwert – wie in der Politikwissenschaft üblich (Wüst 2003) – 10 (rechts) und der Minimalwert 0 (links) ist.

Wie in der Einleitung ausgeführt, wurde Hierarchisches Selbstinteresse in fünf Teil-dimensionen erfasst, die nachfolgend zu einem Indexwert zusammengefasst wurden. Die Items entstammen verschiedenen Quellen, die sowohl in der Arbeit von Hagan et al. (1999) als auch in der Monographie von Hadjar (2004) im Detail dokumentiert sind. Alle Teilskalen enthalten Items, die als Statements formuliert sind, zu denen auf einer 5-stufigen Antwortskala Stellung zu nehmen ist, wobei die möglichen Ratings „stimmt gar nicht“ (1), „stimmt wenig“ (2), „teils-teils“ (3), „stimmt ziemlich“ (4) und „stimmt völlig“ (5) lauten. Die Teilskala *Machiavellismus* hat acht Items. Ein Beispiel-Item lautet „Es ist nicht so wichtig, wie man gewinnt, sondern dass man gewinnt.“ Die Konsistenzen für diese Teilskala lagen bei $\alpha = 0,77$ (Studierende), $\alpha = 0,78$ (Mütter) und $\alpha = 0,79$ (Väter). Die Teilskala *Akzeptanz sozialer Ungleichheit* hat drei Items. Ein Beispiel-Item lautet „Die Rangunterschiede zwischen den Menschen sind akzeptabel, weil sie im Wesentlichen ausdrücken, was man aus den Chancen, die man hatte, gemacht hat“. Die Konsistenzen für diese Teilskala lagen bei $\alpha = 0,60$ (Studierende), $\alpha = 0,65$ (Mütter) und $\alpha = 0,61$ (Väter). Die Teilskala *Individualismus* hat ebenfalls drei Items. Ein Beispiel-Item lautet „Wir stünden alle besser da, wenn jeder sich nur um sich selbst kümmern würde“. Die Konsistenzen für diese Teilskala lagen bei $\alpha = 0,46$ (Studierende), $\alpha = 0,51$ (Mütter) und $\alpha = 0,33$ (Väter). Die Teilskala *Materialismus* hat drei Items; Beispielitem: „Das Wichtigste im Leben ist Leistung“. Die Konsistenzen für diese Teilskala lagen bei $\alpha = 0,52$ (Studierende), $\alpha = 0,66$ (Mütter) und $\alpha = 0,68$ (Väter). Die Teilskala *Konkurrenzorientierung* hat fünf Items; Beispiel-Item: „Erfolg im Leben zu haben, bedeutet für mich, besser als andere zu sein“. Die Konsistenzen für diese Teilskala lagen bei $\alpha = 0,81$ (Studierende), $\alpha = 0,83$ (Mütter) und $\alpha = 0,82$ (Väter). Insgesamt sind die Konsistenzen der einzelnen Teilskalen durchschnittlich bis hoch (Nunnally 1967).

ren Konsistenz immer auf die so genannte Spearman-Brown-Formel verwiesen werden kann, auf deren Basis sich zeigen lässt, dass eine Skala von 5 Items mit einer Konsistenz von $\alpha = 0,50$, wenn sie – beispielsweise – um 7 Items gleicher Qualität verlängert würde, bereits eine Konsistenz von $\alpha > 0,80$ hätte. Insofern kann das hier eingesetzte Instrumentarium zwar für sich genommen keine hohe Reliabilität für sich in Anspruch nehmen, genügt aber durchaus den Kriterien hinreichender Reliabilität für Kurzskalen, wie sie u.a. bei Nunnally (1967) dargelegt sind.

Der HSI-Gesamtwert ist der Mittelwert der Mittelwerte der fünf Teilskalen. Hier lag die Konsistenz (in diesem Fall also eine Konsistenz zweiter Ordnung) bei $\alpha = 0,65$ (Studierende), $\alpha = 0,68$ (Mütter) und $\alpha = 0,63$ (Väter). Um abschließend bestimmen zu können, welche Familien hohe HSI-Werte aufzuweisen haben, wurden die HSI-Werte von Mutter und Vater gemittelt, dann z -standardisiert und dann so zwei Gruppen zugewiesen, dass Familien mit positiven z -Werten die ‚1‘, Familien mit negativen z -Werten die ‚0‘ zugeordnet wurde. Es wurde also eine Halbierung am arithmetischen Mittel vorgenommen.

3. Ergebnisse

Bevor nachfolgend die Prüfung der beiden aufgestellten Thesen (HSI als Moderator, Geschlechtsunterschiede) vorgenommen wird, seien zunächst einige deskriptive Ergebnisse dokumentiert. Die auf den Skalen *Rechtsextreme Verhaltenstendenzen* und *Anti-rechtes Verhalten* basierende Einordnung auf dem Links-Rechts-Kontinuum von 0 bis 10 erbrachte Durchschnittswerte von 5,1 ($SD = 1,71$) für Studierende, von 5,9 ($SD = 1,76$) für Mütter und von 5,7 ($SD = 1,47$) für Väter. Die intergenerationalen Mittelwertsdifferenzen sind signifikant ($p < .001$). Zwar lassen sich diese Werte nicht unmittelbar mit den in der Allgemeinen Bevölkerungsumfrage (Allbus) erhobenen Werten zur direkten Links-Rechts-Selbstzuschreibung vergleichen, doch lässt ein Blick auf Tabelle 1 vermuten, dass die aktuelle Stichprobe im Vergleich zum aktuellen ostdeutschen Durchschnitt etwas nach rechts verschoben ist.

Tabelle 1: Links-Rechts-Selbsteinschätzung (Prozentsätze) im Vergleich zu Repräsentativdaten

Rating ^a	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Studierende	3,1	3,7	13,1	12,4	26,7	22,4	11,8	3,7	2,5	0,6
Mütter	1,9	1,3	3,9	8,4	25,8	27,7	14,9	7,7	6,9	1,3
Väter	0,7	1,3	4,5	13,1	23,5	27,5	19,6	7,8	1,3	0,7
ALLBUS ^b	3,3	6,3	14,6	10,6	22,8	24,9	7,9	3,5	0,8	0,9

- a Die Spalte 1 umfasst alle Befragungsteilnehmer(innen), deren Rohwert zwischen 0 und 1,49 liegt, die Spalte 2 alle Personen, die einen Rohwert $> 1,49$ und $\leq 2,49$ haben usw. Die Werte addieren sich wegen Rundungsfehlern nicht immer auf 100%.
- b Bei den dokumentierten Prozentsätzen handelt es sich um eigene Berechnungen auf Basis des ALLBUS 2016 für dessen ostdeutsche Teilstichprobe.

Was HSI angeht, so ist zu konstatieren, dass der Mittelwert (der 5 Teilskalenmittelwerte) auf einer Skala von 1 bis 5 bei den Studierenden bei 2,3 ($SD = 0,54$), bei den Müttern bei 2,4 ($SD = 0,53$) und bei den Vätern bei 2,6 ($SD = 0,50$) liegt. Auch hier liegen die Werte der Elterngeneration signifikant über dem Wert für die Studierenden ($p < .001$). Zwischen Familien mit hohem HSI ($N=74$) und mit niedrigem HSI ($N=73$) gab es einen signifikanten Unterschied sowohl beim mütterlichen als auch beim väterlichen HSI-Wert ($p < .001$). Die Differenz belief sich in der Größenordnung auf etwa $1 \frac{1}{2}$ Standardabweichungen. Kontrastiert man hingegen die Rechtsextremismuswerte der Studierenden in Familien mit hohen und mit niedrigen elterlichen HSI-Werten, so ergibt sich ein überraschender Be-

fund: Mittelwertsunterschiede zwischen beiden Familientypen sind *nicht* signifikant. Elterliche HSI-Werte und Rechtsextremismuswerte der befragten Studierenden sind unkorreliert. Die Korrelation zwischen mütterlichen HSI-Werten und den Rechtsextremismuswerten ihrer Kinder liegt bei $r = 0,09$, $p = .293$. Für Väter und ihre Kinder liegt die Korrelation bei $r = 0,02$, $p = .781$.

Wirft man nun einen ersten Blick auf die einfache Korrelation zwischen den Generationen, so zeigt sich, dass die Angaben der Studierenden und ihrer Eltern signifikant und durchaus nicht nur marginal miteinander korreliert sind. Die Korrelation zwischen den Angaben der Studierenden und den Angaben ihrer Mütter liegt bei $r = 0,26$, $p = .001$, die Korrelation zwischen den Angaben der Studierenden und denen ihrer Väter bei $r = 0,31$, $p < .001$.

Die Prüfung der Thesen eines Geschlechtsunterschieds in der Transmission von rechtsextremistischen Verhaltenstendenzen und einer Moderatorfunktion von HSI wurde in multiplen Regressionsanalysen vorgenommen. In einem ersten Schritt wurden (ausschließlich) die Rechtsextremismuswerte beider Eltern als Prädiktoren des Rechtsextremismus der Studierenden genutzt (Modell 1). In einem zweiten Schritt wurde diese Analyse getrennt für Familien mit hohen und Familien mit niedrigen HSI-Werten durchgeführt (Modell 2). Zuletzt wurden die nach HSI-Level getrennten Analysen noch einmal getrennt für weibliche und für männliche Studierende durchgeführt (Modell 3). Tabelle 2 fasst die Ergebnisse zusammen.

Tabelle 2: Prädiktion von Rechtsextremismus, differenziert nach familialem HSI-Level und Geschlecht^a

Prädiktor									
Modell 1									
	β		p						
Mütterlicher Rechtsextremismus	0,15		.081						
Väterlicher Rechtsextremismus	0,24		.007						
Modell 2									
	Familien mit hohen HSI-Werten				Familien mit niedrigen HSI-Werten				
	β		p		β		P		
Mütterlicher Rechtsextremismus	0,24		.034		0,07		.603		
Väterlicher Rechtsextremismus	0,37		.001		0,06		.664		
Modell 3									
	Familien mit hohen HSI-Werten				Familien mit niedrigen HSI-Werten				
	Töchter		Söhne		Töchter		Söhne		
	β	p	β	p	β	p	β	p	
Mütterlicher Rechtsextremismus	0,31	.017	-0,03	.913	0,01	.956	0,30	.353	
Väterlicher Rechtsextremismus	0,30	.024	0,64	.022	0,06	.681	0,08	.798	

a Die Tabelle dokumentiert standardisierte OLS-Regressionskoeffizienten und deren statistische Wahrscheinlichkeiten (Signifikanzen).

Die Tabelle zeigt zunächst, dass bei einer simultanen Betrachtung der Rechtsextremismuswerte beider Eltern (Modell 1) die intergenerationale „Konkordanz“ von mütterlichem Rechtsextremismus und dem Rechtsextremismus der Studierenden nicht mehr signifikant ist. Mütter haben offenbar einen geringeren Einfluss als Väter auf alltägliche po-

litische Verhaltenstendenzen ihrer Kinder. Unterscheidet man nun (Modell 2) vor dem Hintergrund der These, dass sich Rechtsextremismus vor allem dann intergenerational tradiert, wenn in den Familien Welt- und Menschenbilder dominant sind, die als ideologischer Frame für Rechtsextremismus fungieren, Familien mit hohen versus Familien mit niedrigen HSI-Werten, so zeigt sich, dass die intergenerationale Transmission von Rechtsextremismus in der Tat ausschließlich in Familien stattfindet, die hohe HSI-Werte aufweisen, die also in überdurchschnittlichem Maße eine Ellenbogenmentalität goutieren. In Familien, die derartige Lebenssichten nicht teilen, ist die intergenerationale Konkordanz nahe Null. Unterscheidet man nun noch einmal nach Geschlecht der jüngeren Generation, so wird deutlich, dass innerhalb der Familien mit hohen HSI-Werten die Konkordanz zwischen beiden Eltern und ihren Töchtern hoch ist, während bei den Söhnen ausschließlich die Werte der Väter eine Rolle spielen ($\beta = 0,64$), während es zwischen Müttern und Söhnen keinerlei Übereinstimmung gibt.

4. Diskussion

Die hier vorgelegte Studie wendet sich einer Fragestellung zu, die nach einer längeren Phase geringerer Aufmerksamkeit leider wieder vermehrt in den Mittelpunkt des öffentlichen Interesses getreten ist, nämlich (jugendlicher) Rechtsextremismus. Sie wirft die Frage auf, in welchem Ausmaß Rechtsextremismus in Familien zwischen den Generationen tradiert wird. Sie legt dazu eher ungewöhnliches Material vor. Während sich nämlich sozialisationstheoretisch argumentierende, quantitative Rechtsextremismus-Studien in der Regel rechtsextremistischen Einstellungen zuwenden, stehen hier selbstberichtete alltägliche Verhaltenstendenzen im Vordergrund. In der Regel spielt rechtsextremistisches Verhalten in der quantitativen empirischen Sozialforschung nur bei Analysen zum Wahlverhalten eine Rolle, während qualitative Studien sich durchaus in nennenswerter Zahl dem konkreten Verhalten von Rechtsextremisten zuwenden (Möller 2000; Möller/Schuhmacher 2007; Rieker 2002). Hier geht es um das, was die angloamerikanische Forschung ‚behavioral self-reports‘ nennt; die Untersuchungsteilnehmer(innen) waren aufgefordert, Auskunft dazu zu geben, wie häufig sie ein bestimmtes Verhalten bereits gezeigt haben.

Was die Studie ebenfalls von einer Vielzahl anderer Studien unterscheidet, ist die Tatsache, dass junge Menschen nicht zu ihren Aufwuchsbedingungen und zu den Einstellungen und Verhaltensweisen ihrer Eltern befragt wurden, wie dies insbesondere in vielen qualitativen, aber auch der Mehrzahl der quantitativen Studien der Fall ist, sondern dass die Eltern selbst in die Befragung einbezogen waren; sie haben dieselben Fragebögen ausgefüllt wie ihre Kinder. Die auf den Rechtsextremismus bezogene Transmissionsforschung hat – in den letzten Jahren vor allem in Studien außerhalb Deutschlands – deutlich gemacht, dass jugendlicher Rechtsextremismus nicht vom Himmel fällt und auch nicht rein sozial- und familienstrukturell oder sozioökonomisch-politisch zu erklären ist. Insbesondere die Forschung von Duriez, Soenens und Vansteenkiste (2007) hat die enge Verzahnung von rechtsextremistischen Einstellungen und Verhaltensweisen mit weiter gefassten Ideologien wie der Sozialen Dominanzorientierung oder dem Autoritarismus herausgearbeitet. Hagan et al. (1999) belegen Gleiches für Hierarchisches Selbstinteresse.

Der aktuelle Beitrag versucht herauszuarbeiten, dass eine ideologische Rahmung von Rechtsextremismus für die intergenerationale Transmission oder, wie Pels und de Ruyter (2012) es formulieren, die Konkordanz zwischen den Generationen einer Familie von zentraler Bedeutung ist. Es wird die These geprüft, dass es Transmission bzw. Konkordanz oder intergenerationale Ähnlichkeit nur in Familien gibt, die in hohem Maße einer mit dem Rechtsextremismus kompatiblen Ideologie (i.S. eines präformierten Welt- und Menschenbilds) anhängen. Die empirischen Befunde stützen diese These in überzeugender Weise: Nur in Familien mit einem hohen Level an Zustimmung zu Werthaltungen und Lebenssichten des Hierarchischen Selbstinteresses (HSI) gibt es signifikante Übereinstimmungen in den rechtsextremen Verhaltenstendenz von Studierenden und ihren Eltern.

Geschlechtsunterschiede spielen bei diesem Befund in mehrfacher Hinsicht eine Rolle. Auf den ersten Blick (in Analysen, die den HSI-Level der Familie und das Geschlecht des Kindes außer Betracht lassen) scheint es so, dass die Konkordanz zwischen Müttern und ihren Kindern geringer ist als die Ähnlichkeit zwischen Vätern und Kindern. Diese Zusammenfassung der Befunde der aktuellen Studie bedarf bei näherem Hinschauen jedoch einer Ergänzung. Blickt man nämlich nur auf Familien mit einem hohen HSI-Level – und nur in ihnen findet ja Transmission in einem nennenswerten Umfang statt – ist der Unterschied zwischen dem Einfluss von Müttern und Vätern auf rechtsextreme Verhaltenstendenzen ihrer Kinder nur noch sehr gering. Ein bedeutsamerer Geschlechtsunterschied ergibt sich, wenn man innerhalb von Familien mit einem hohen HSI-Level noch einmal zwischen Familien mit Söhnen und Familien mit Töchtern unterscheidet. Während es zwischen Müttern und Söhnen keinerlei Übereinstimmung in rechtsextremen Verhaltenstendenzen gibt, ist jedoch die Konkordanz zwischen Vätern und Söhnen frappierend hoch – über 40% gemeinsame Varianz. Dieser Befund bestätigt die Ergebnisse der SOEP-Auswertung von Siedler und Avdeenko (2015). Auf rechtsextreme Verhaltenstendenzen ihrer Töchter nehmen Mütter und Väter in Familien mit einem hohen Level an Dominanzideologien hingegen in gleicher Weise Einfluss; Regressionskoeffizienten sind nahezu identisch.

Besonders hervorzuheben ist der Befund, dass Dominanzideologien im Elternhaus nicht generell den Weg zu rechtsextremen Verhaltenstendenzen bei jungen Menschen zu ebnen scheinen – elterliches HSI und Rechtsextremismus der Kinder sind unkorreliert. Vielmehr fungiert eine hohe Akzeptanz von Dominanzideologien in einer Familie als Katalysator der intergenerationalen Transmission von Rechtsextremismus. Nur in Familien mit einem hohen Level an HSI besteht zwischen den Generationen eine vergleichbare rechtsextreme Verhaltenstendenz. Elterliche Zustimmung zu Dominanzideologien ist nicht *eo ipso* Quell von junglichem Rechtsextremismus.

Alle hier angebotenen Interpretationen der vorgelegten Befunde sind zwingend mit dem Vorbehalt zu belegen, dass die Daten querschnittlicher Natur sind und – zumindest was männliche Befragte der jüngeren Generation angeht – einer *sehr kleinen* Stichprobe entstammen. Die querschnittliche Natur der Daten verbietet es eigentlich von Transmission im engeren Sinne zu sprechen, weil Transmission ein – womöglich wechselseitiger – Prozess der Beeinflussung zwischen den Generationen ist, der nicht in Querschnittsdaten abgebildet werden kann. Deshalb wird im Text auch verschiedentlich – zutreffender – von Konkordanz oder intergenerationaler Ähnlichkeit gesprochen. Der Beleg eines Moderatortreffekts von Dominanzideologien legt allerdings die Vermutung nahe, dass es bezogen

auf rechtsextremistische Verhaltenstendenzen in Familien in differentieller Weise zur wechselseitigen Einflussnahme zwischen den Generationen kommt. Schließlich werden Aussagen zu ganz konkretem Verhalten erfragt und nicht nur allgemeine Orientierungen bzw. Einstellungen.

Was in der hier vorgelegten Studie ebenfalls außen vor geblieben ist, ist die Wirkweise des gesamtgesellschaftlichen Meinungsklimas bezogen auf Rechtsextremismus. Die Transmissionsforschung spricht hier von *Zeitgeist* (Boehnke/Hadjar/Baier 2007; Vedder/Berry/Sabatier/Sam 2009): Antworten Eltern und Kinder auf Fragen zu Themen gesellschaftlicher Relevanz, so ist immer auch damit zu rechnen, dass ihre Aussagen nicht nur wegen – womöglich wechselseitiger – Einflussnahme der Generationen unter einander ähnlich sind, sondern auch weil sich in ihnen ein – für Eltern und Kinder zu einem gegebenen historischen Zeitpunkt gleiches – gesellschaftliches Meinungsklima widerspiegelt. Da hier eine bipolare Skala zu konkreten Verhaltensweise eingesetzt wurde, ist allerdings zu vermuten, dass der Ähnlichkeiten zwischen den Generationen verstärkende Zeitgeisteffekt nur von geringer Bedeutung ist⁵.

Ein nicht zu übersehender Schwachpunkt der hier vorgelegten Studie ist – neben der für weitergehende Generalisierungen zu kleinen Teilstichprobe männlicher Studierender – die Nicht-Verfügbarkeit von Informationen über die konkreten Lebensumstände der Befragten. Mehr als die Information zu ihrem Geschlecht und zu ihren Studienfächern ist nicht bekannt. Es ist zwar plausibel, dass in einer sächsischen Stichprobe, wie der hier vorgelegten, die Rechtsextremismuswerte, wie sich auf Basis der hier vorgelegten Daten im Vergleich zu Allbus-Daten vermuten lässt, noch einmal etwas höher ist als im ostdeutschen Gesamtdurchschnitt. Doch lässt sich durch die Begrenztheit des Datensatzes nicht prüfen, ob sich dieser Befund der Studie (und ihre weiteren Ergebnisse) nicht auch auf strukturelle Aspekte der Lebensbedingungen der befragten Familien zurückführen lassen (wie etwa Arbeitslosigkeit der Eltern, ‚Broken-Home‘-Situationen, etc.). Dieser Datenmangel schränkt die Aussagekraft der vorliegenden Studie nicht unerheblich ein, reduziert aber nicht den zentralen Befund der herausragenden Bedeutung des ideologischen Frames einer Ellenbogenmentalität, wie man sie etwa in einem anderen Kontext auch in ‚America First‘-Aussagen findet.

Auch wenn die eingeschränkte Generalisierbarkeit der vorgelegten Befunde durchaus zu konzedieren ist, legen sie dennoch einige Vorschläge für die Präventionsarbeit in der Abwehr von Rechtsextremismus nahe. Sie lassen sich aus Sicht des Verfassers als Plädoyer für eine proaktive Familienarbeit deuten. Junge Menschen mit rechtsextremen Verhaltenstendenzen haben auch Eltern; diese Trivialität bleibt aktuell in der Rechtsextremismusprävention oft unberücksichtigt. Eltern werden in der Presse eher als Sekundäropfer ihrer rechtsextremen Kinder dargestellt (Schmidt 2013), dass sie auch sekundäre Mittäter sein können, wird ausgeblendet. Auch wenn es ein wenig vermessen erscheinen mag, auf Grund einer Studie mit so wenigen männlichen Teilnehmern der jüngeren Generation eine solche Forderung aufzustellen: Präventionsprojekte mit Vätern in Regionen mit hoher Prävalenz von Dominanzideologien scheinen an der Zeit. Solche Regionen lassen sich auf

5 Erste – hier nicht berichtete – Analysen zeigen dies auch: Berechnet man nach den bei Boehnke, Hadjar und Baier (2007) dargelegten Rechenvorschriften eine Zeitgeistvariable und partialisiert diese aus den intergenerationalen Korrelationen der rechtsextremen Verhaltenstendenzen aus, ergeben sich Veränderungen nur auf der zweiten Nachkommastelle.

der Basis von bevölkerungsrepräsentativen Studien wie dem European Social Survey auf der Basis von dort erhobenen Daten zur Prävalenz etwa von Leistungs- und Machtwerten (Schwartz, et al. 2012) durchaus identifizieren.

Literatur

- Boehnke, K., Hefler, G., Merckens, H. & Hagan, J. (1998). Jugendlicher Rechtsextremismus: Zur Bedeutung von Schulerfolg und elterlicher Kontrolle. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*, 12, S. 236-249.
- Brück, B. (2015). *Frauen und Rechtsradikalismus in Europa*. Wiesbaden: VS.
- Degner, J. & Dalege, J. (2013). The apple does not fall far from the tree, or does it? A meta-analysis of parent-child similarity in intergroup attitudes. *Psychological Bulletin*, 139, 6, S. 1270-1304. doi:10.1037/a0031436.
- Diedrich, M. (1993). Born guilty? *Transition*, 60, S. 34-51. doi:10.2307/29349171.
- Duriez B. & Soenens, B. (2009). The intergenerational transmission of racism: The role of right-wing authoritarianism and social dominance orientation. *Journal of Research in Personality*, 43, 5, S. 906-909. doi:10.1016/j.jrp.2009.05.014.
- Duriez, B., Soenens, B. & Vansteenkiste, M. (2007). In search of the antecedents of adolescent authoritarianism: The relative contribution of parental goal promotion and parenting style dimensions. *European Journal of Personality*, 21, S. 507-527. doi:10.1002/per.623.
- Esser, H. (1999). Die Situationslogik ethnischer Konflikte. *Zeitschrift für Soziologie*, 28, 4, S. 245-262. doi:10.1515/zfsoz-1999-0401.
- Fend, H. (1994). Ausländerfeindlich-nationalistische Weltbilder und Aggressionsbereitschaft bei Jugendlichen in Deutschland und der Schweiz – kontextuelle und personale Antecedensbedingung. *Zeitschrift für Sozialisationsforschung und Erziehungssoziologie*, 14, 2, S. 131-162.
- Frindte, W., Geschke, D., Haußecker, N. & Schmidtke, F. (Hrsg.) (2016). *Rechtsextremismus und ‚Nationalsozialistischer Untergrund‘*. Wiesbaden: Springer.
- Geiger, T. (1932). *Die soziale Schichtung des deutschen Volkes. Soziographischer Versuch auf statistischer Grundlage*. Stuttgart: Enke.
- Goffman, E. (1974). *Frame analysis: An essay on the organization of experience*. Cambridge: Harvard University Press.
- Hadjar, A. (2004). *Ellenbogenmentalität und Fremdenfeindlichkeit bei Jugendlichen: Die Rolle des Hierarchischen Selbstinteresses*. Heidelberg: Spinger.
- Hagan, J., Rippl, S., Boehnke, K. & Merckens, H. (1999). Interest in evil: Hierarchic self interest and right-wing extremism among East and West German youth. *Social Science Research*, 28, S. 162-183. doi:10.1006/ssre.1998.0637.
- Hefler, G., Boehnke, K., & Butz, P. (1999). Zur Bedeutung der Familie für die Genese von Fremdenfeindlichkeit bei Jugendlichen: Eine Längsschnittanalyse. *Zeitschrift für Soziologie der Erziehung und Sozialisation*, 19, 1, S. 72-87.
- Heitmeyer, W., & Müller, J. (1995). *Fremdenfeindliche Gewalt junger Menschen. Biographische Hintergründe, soziale Situationskontexte und die Bedeutung strafrechtlicher Sanktionen*. Bonn: Forum Verlag Godesberg.
- Kracke, B., Noack, P., Hofer, M. & Klein-Allermann, E. (1993). Die rechte Gesinnung: Familiäre Bedingungen autoritärer Orientierung ost- und westdeutscher Jugendlicher. *Zeitschrift für Pädagogik*, 39, 5, S. 971-988.
- Leiser, A., Odağ, Ö. & Boehnke, K. (2017). *Gewalt im Diskurs: Soziale Medien als Radikalisierungsplattform für Proteste gegen Geflüchtete in Bremen, Halle und Stuttgart*. Berlin: Rosa-Luxemburg-Stiftung (Studie 1/2017).
- Marsen, T. (2015). Wir Biedermänner und die geistige Brandstiftung. Kolumne: Auf dem rechten Auge hellwach. *Bayerischer Rundfunk, Blog: Rechtsextremismus in Bayern*.

- <http://www.br.de/nachrichten/rechtsextremismus/rechtsextremismus-kolumne-biedermaenner-geistige-brandstiftung-100.html>.
- Mertes, M. (1994). Germany's social and political culture: Change through consensus? *Dædalus*, 123, 1, S. 1-32.
- Möller, K. (2000). *Rechte Kids. Eine Langzeitstudie über Auf- und Abbau rechtsextremistischer Orientierungen bei 13- bis 15-jährigen*. Weinheim: Juventa.
- Möller, K. & Schuhmacher, N. (2007). *Rechte Glatzen. Rechtsextreme Orientierungs- und Szenezusammenhänge – Einstiegs-, Verbleibs- und Ausstiegsprozesse von Skinheads*. Wiesbaden: VS.
- Nieuwbeerta, P., & Wittebrood, K. (1995). Intergenerational transmission of political party preference in the Netherlands. *Social Science Research*, 24, S. 243-261. doi:10.1006/ssre.1995.1009.
- Nunally, J. C. (1967). *Psychometric theory*. New York: Mc-Graw-Hill.
- Pels, T., & de Ruyter, D. J. (2012). The influence of education and socialization on radicalization: An exploration of theoretical presumptions and empirical research. *Child Youth Care Forum*, 43, 3, S. 311-325. doi:10.1007/s10566-011-9155-5.
- Rabold, S., Baier, D., Pfeiffer, C. (2009). Ausländerfeindlichkeit und Rechtsextremismus unter deutschen Jugendlichen – Erkenntnisse einer deutschlandweiten Repräsentativbefragung. *Forum Kriminalprävention*, 3/2009, S. 2-8.
- Rieker, P. (2002). Ethnozentrismus und Sozialisation – Zur Bedeutung von Beziehungserfahrungen für die Entwicklung verschiedener Ausprägungen ethnozentrischer Orientierungen. In: Boehnke, K., Fuß, D. & Hagan, J. (Hrsg.), *Jugendgewalt und Rechtsextremismus. Soziologische und psychologische Analysen in internationaler Perspektive*. Weinheim: Juventa, S. 143-161.
- Schmidt, H. (2013). Eltern von Zschäpe, Mundlos und Böhnhardt als Zeugen geladen. *Südwestrundfunk, Blog Terrorismus in Deutschland*, <http://www.swr.de/blog/terrorismus/2013/10/10/eltern-von-zschape-mundlos-und-boehnhardt-als-zeugen-geladen>.
- Schwartz, S. H., Ciecuch, J., Vecchione, M., Davidov, E., Fischer, R., Beierlein, C., Ramos, A., Verkasalo, M., Lönnqvist, J. E., Demirutku, K., Dirilen-Gumus, O. & Konty, M. (2012). Refining the theory of basic individual values. *Journal of Personality and Social Psychology*, 103, 4, S. 663-688. doi:10.1037/a0029393.
- Sichrovsky, P. (1987). *Schuldig geboren – Kinder aus Nazifamilien*. Köln: Kiepenheuer & Witsch.
- Sidanius, J., & Pratto, F. (2001). *Social dominance: An intergroup theory of social hierarchy and oppression*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Siedler, T. (2011). Parental unemployment and young people's extreme right-wing party affinity: Evidence from panel data. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 174, 3, S. 737-758. doi:10.1111/j.1467-985X.
- Siedler, T., & Avdeenko, A. (2015, in Begutachtung). Intergenerational transmissions and sibling correlations in extreme right-wing party affinity and attitudes towards immigration. *Scandinavian Journal of Economics*.
- Sturzbecher, D. & Holtmann, D. (Hg.) (2007). *Werte, Familie, Politik, Gewalt – Was bewegt die Jugend? Aktuelle Ergebnisse einer Befragung*. Münster: Lit.
- Sturzbecher, D., Dietrich, P. & Kohlstruck, M. (1994). *Jugend in Brandenburg 93*. Potsdam: Brandenburgische Landeszentrale für politische Bildung.
- Vedder, P., Berry, J., Sabatier, C., & Sam, D. (2009). The intergenerational transmission of values in national and immigrant families: The role of zeitgeist. *Journal of Youth and Adolescence*, 38, 5, S. 642-653. doi: 10.1007/s10964-008-9375-7.
- Wüst, A. M. (Hrsg.) (2003). *Politbarometer*. Opladen: Leske + Budrich.

Eingereicht am/Submitted on: 22.03.2016

Angenommen am/Accepted on: 20.10.2017

Anschrift des Autors/Address of the author:

Prof. Dr. Klaus Boehnke

Bremen International Graduate School of Social Sciences (BIGSSS)

Jacobs University Bremen

Campus Ring 1

28759 Bremen

Deutschland/Germany

und

International Scientific-Educational Laboratory for Sociocultural Research

National Research University, Higher School of Economics, Moscow,

Russian Federation

E-Mail/Email: K.Boehnke@jacobs-university.de